

### **Ewa Roszkowska**

Uniwersytet w Białymstoku  
e-mail: e.roszkowska@uwb.edu.pl

### **Bartłomiej Jefmański**

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
e-mail: bartlomiej.jefmanski@ue.wroc.pl

### **Tomasz Wachowicz**

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach  
e-mail: tomasz.wachowicz@ue.katowice.pl

---

## **ZASTOSOWANIE TEORII ODPOWIADANIA NA POZYCJE TESTOWE DO OCENY ZDOLNOŚCI PRZETWARZANIA INFORMACJI PREFERENCYJNEJ W NEGOCJACJACH ELEKTRONICZNYCH\***

---

## **APPLICATION OF ITEM RESPONSE THEORY TO THE EVALUATION OF PREFERENCE INFORMATION PROCESSING IN ELECTRONIC NEGOTIATIONS**

---

DOI: 10.15611/pn.2017.468.19

JEL Classification: C60, C80

**Streszczenie:** W pracy przedstawiono zastosowanie wybranych modeli Teorii Odpowiadania na Pozycje Testowe (Item Response Theory) do oceny zdolności odzwierciedlenia przez decydenta informacji preferencyjnej w procesie tworzenia przez niego systemu oceny ofert negocjacyjnych w elektronicznych negocjacjach dwustronnych. Zbudowano oraz porównano wybrane modele IRT (Rasha, 1PL, 2PL, 3PL) określające rozkład odpowiedzi na pozycje testowe w terminach zmiennej ukrytej, reprezentującej zdolność negocjatora do przetwarzania informacji preferencyjnej z uwzględnieniem parametrów: trudności, dyskryminacji, zgadywania.

**Słowa kluczowe:** negocjacje elektroniczne, modele IRT, analiza preferencji, system scoringowy.

**Summary:** In the paper we present the application of selected models of Item Response Theory to evaluate the ability of electronic negotiation system users to the adequate representation of preference information. Four IRT models are built: Rash, 1PL, 2PL and 3PL ones; to examine the distribution of the answers to the test items, which were coded indirectly as the elements of the process of defining preferences according to the requirements of SMART

---

\* Praca została sfinansowana ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2015/17/B/HS4/00941.

technique. Three parameters or IRT models were studied: item difficulty, discrimination and guessing.

**Keywords:** electronic negotiations, IRT models, preference analysis, scoring system.

## 1. Wstęp

W pracy podjęto problem oceny zdolności wykorzystania przez negocjatorów informacji preferencyjnej zadanej w formie słowno-graficznej w negocjacjach elektronicznych do budowy systemu oceny ofert negocjacyjnych. Analizie poddano zdolność negocjatorów do zachowania zgodności porządkowej systemu oceny ofert z systemem referencyjnym. W badaniach wykorzystano dane dotyczące negocjacji elektronicznych w systemie wspomagania negocjacji Inspire. W poprzednich pracach [Roszkowska, Wachowicz 2015, 2017; Kersten, Roszkowska, Wachowicz 2015, 2016] do analizy problemu zastosowano miarę indeksu zgodności porządkowej oraz kardynalnej, przeprowadzono analizę struktury klas w rozbiciu na podklasy, uwzględniając kombinacje rankingów opcji/wag kwestii niezgodnych porządkowo, przedstawiono charakterystykę typów preferencyjnych w ramach poszczególnych opcji i kwestii z wykorzystaniem współczynnika tau-Kendalla.

Celem artykułu jest charakterystyka nowego podejścia do oceny przetwarzania informacji preferencyjnej w negocjacjach elektronicznych, polegającego na zastosowaniu narzędzi teorii odpowiadania na pozycje testowe. Konstrukcję indywidualnego systemu oceny w oparciu o zadaną informację preferencyjną potraktowano jako dychotomiczny test odpowiedzi na pytania testowe dotyczące rankingu kwestii oraz opcji negocjacyjnych, gdzie odpowiedź „poprawna” oznacza zgodność porządkową rankingu negocjatora z rankingiem referencyjnym, niepoprawna – brak takiej zgodności [Roszkowska, Wachowicz 2017]. Zbudowano oraz porównano wybrane modele IRT, tj. Rasha, 1PL, 2PL, 3PL, określające rozkład odpowiedzi na pozycje testowe w terminach zmiennej ukrytej, reprezentującej zdolność negocjatora do przetwarzania informacji preferencyjnej z uwzględnieniem parametrów: trudności, dyskryminacji oraz zgadywania. Do oszacowania wartości tych parametrów wykorzystano pakiet *Itm* w programie R [Rizopoulos 2006].

## 2. Podstawy Teorii Odpowiadania na Pozycje Testowe

Teoria Odpowiadania na Pozycje Testowe jest rodziną modeli statystycznych opartych na określonych założeniach, które opisują sposób udzielania odpowiedzi przez badane osoby na poszczególne pozycje testowe [Hambleton, Swaminathan, Rogers 1991; Embretsson, Reise 2000]. Model statystyczny określa rozkład odpowiedzi na pozycje testu w terminach pewnej zmiennej ukrytej, oznaczonej jako  $\theta$ , reprezentującej poziom mierzonej testem cechy. W rozważanych modelach IRT przyjmuje się założenie o jednowymiarowości zmiennej, co oznacza, że zmienna ta wystarcza

do zupełnego wyjaśnienia zmienności wyników oraz o lokalnej niezależności pozycji testu, co oznacza niezależność wyników dla podpopulacji homogenicznych pod względem wartości zmiennej  $\theta$ . W modelu dychotomicznym 3PL prawdopodobieństwo udzielenia poprawnej odpowiedzi na  $i$ -tą pozycję testową w zależności od poziomu umiejętności, wiedzy, zdolności badanego określone jest za pomocą funkcji odpowiedzi (funkcji charakterystycznej pozycji testowej), która zależy od parametrów  $a_i, b_i, c_i$ , w następujący sposób [Baker 2001; van der Linden, Hambleton 1997]:

$$P_i(\theta) = c_i + (1 - c_i) \frac{e^{a_i(\theta - b_i)}}{1 + e^{a_i(\theta - b_i)}}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

gdzie:  $\theta$  – poziom umiejętności, zdolności;  $a_i$  – parametr dyskryminacji;  $b_i$  – parametr trudności pozycji;  $c_i$  – parametr zgadywania.

W sytuacji, gdy  $c_i = 0$ , otrzymujemy model dwuparametryczny (2PL). Przyjmując założenie o jednakowej mocy różnicującej otrzymujemy model jednoparametryczny (1PL), a w przypadku przyjęcia wartości  $a = 1$  dla wszystkich pozycji, model nazywamy modelem Rascha. Parametr trudności danej pozycji  $b_i$  w modelach Rascha, 1PL, 2PL jest wartością cechy  $\theta$ , dla której prawdopodobieństwo odpowiedzi na daną pozycję testową jest równe 0,5. Wyższa wartość  $b_i$  oznacza mniejsze prawdopodobieństwo udzielenia poprawnej odpowiedzi na to pytanie dla respondentów o ustalonym poziomie umiejętności. Parametr dyskryminacji  $a_i$  określa moc różnicującą danej pozycji. Im większa wartość parametru  $a_i$ , tym dana pozycja efektywniej będzie rozróżniała osoby, których zdolność znajduje się w okolicach wartości  $b_i$ . Parametr zgadywania  $c_i$  informuje, jakie jest prawdopodobieństwo odpowiadania dzięki zgadywaniu. Im wyższy poziom zgadywania, tym mniejsza efektywność danej pozycji wyrażona w jego mocy różnicującej.

Funkcję charakterystyczną całego testu wyznacza się następująco:

$$P(\theta) = \sum_{i=1}^n P_i(\theta), \quad (2)$$

gdzie:  $P_i(\theta)$  – funkcja odpowiedzi na  $i$ -tą pozycję testową.

W celu wyznaczenia lokalnej miary precyzji pomiarów dokonywanych za pomocą pojedynczych pozycji wyznacza się funkcję informacyjną  $i$ -tej pozycji, a całego testu – funkcję informacyjną testu.

Dla modeli dychotomicznych wzór na funkcję informacyjną (poziom informacji)  $i$ -tej pozycji testowej ma postać:

$$I_i(\theta) = a^2 P_i(\theta)(1 - P_i(\theta)) \quad (\text{model 1PL}) \quad (3)$$

$$I_i(\theta) = a_i^2 P_i(\theta)(1 - P_i(\theta)) \quad (\text{model 2PL}) \quad (4)$$

$$I_i(\theta) = a_i^2 \left( \frac{1 - P_i(\theta)}{P_i(\theta)} \right) \left( \frac{P_i(\theta) - c_i}{1 - c_i^2} \right)^2 \quad (\text{model 3PL}) \quad (5)$$

Funkcję informacyjną całego testu wyznacza się następująco:

$$I(\theta) = \sum_{i=1}^n I_i(\theta). \quad (6)$$

Modele statystyczne IRT stanowią próbę opisaną złożonej struktury danych za pomocą ograniczonej liczby parametrów. Oceny dopasowania modeli można dokonać za pomocą kryterium informacyjnego Akaike oraz Bayesa. Do porównania dopasowania modeli dychotomicznych wykorzystuje się również statystykę RE, test współczynnika wiarygodności, statystykę  $R^2$  [Finch, French 2015].

### 3. Opis eksperymentu i najważniejsze wyniki

W pracy analizie poddano wyniki badania eksperymentalnego dotyczącego negocjacji elektronicznych przeprowadzonych w systemie Inspire w 2015 roku. Przedmiotem negocjacji był kontrakt między wykonawcą muzycznym Fado a wytwórnią płytową Mosico, obejmujący cztery kwestie negocjacyjne: liczbę nowych piosenek, tantiemy za CD (w %), wartość kontraktu (w \$) oraz liczbę koncertów promocyjnych. Analizą objęto  $N=161$  negocjatorów Fado oraz  $N=150$  negocjatorów Mosico. Opierając się na słowno-graficznej informacji preferencyjnej, negocjatorzy tworzyli własne systemy oceny ofert negocjacyjnych. Szablon negocjacyjny wraz z referencyjnym systemem oceny, wynikającym z przekazanej informacji preferencyjnej, przedstawiono w tabeli 1. System oceny ofert negocjatora jest zgodny porządkowo z systemem referencyjnym, jeżeli wszystkie rankingi dla opcji i kwestii negocjatora są zgodne z rankingami referencyjnymi z tab. 1 (por. [Kersten, Roszkowska, Wachowicz 2016]).

**Tabela 1.** Szablon negocjacyjny zgodny z informacją preferencyjną w eksperymencie Inspire

Szablon negocjacyjny		Ocena punktowa		Ranking referencyjny	
		Fado	Mosico	Fado	Mosico
1	2	3	4	5	6
(1) Istotność kwestii	liczba koncertów	32	39	1,5	1
	liczba piosenek	32	30	1,5	2
	tantiemy	16	20	4	3
	wartość kontraktu	20	11	3	4
(2) Liczba koncertów	5	32	0	1	4
	6	25	23	2	3
	7	18	31	3	2
	8	0	39	4	1
(3) Liczba piosenek	11	0	0	5	5
	12	7	6	4	4
	13	20	16	3	3
	14	32	30	1	1
	15	23	24	2	2

Tabela 1, cd.

1	2	3	4	5	6
(4) Tantiemy	1,5	0	10	4	3
	2	5	20	3	1
	2,5	14	15	2	2
	3	16	0	1	4
(5) Wartość kontraktu	125 000	0	11	3	1
	150 000	13	5	2	2
	200 000	20	0	1	3

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych eksperymentu Inspire.

Konstrukcję indywidualnego systemu oceny w oparciu o zadaną informację preferencyjną potraktowano jako dychotomiczny test odpowiedzi na pytania testowe dotyczące rankingu kwestii negocjacyjnych oraz rankingu opcji w ramach kwestii, gdzie odpowiedź „poprawna” oznacza zgodność porządkową rankingu negocjatora z rankingiem referencyjnym, niepoprawna – brak takiej zgodności. Wstępne badania pokazały, że stosunkowo duży procent respondentów Fado (78%) oraz Mosico (66%) charakteryzuje się niezgodnością rankingów opcji/wag kwestii negocjacyjnych z rankingami odzwierciedlającymi informację preferencyjną [Kersten, Roszkowska, Wachowicz 2016]. Założenie modelu IRT o jednowymiarowym charakterze zmiennej zweryfikowano za pomocą eksploracyjnej analizy czynnikowej. W wyborze liczby czynników zastosowano m.in. kryterium wartości własnej, które zarówno w przypadku Fado, jak i Mosico wskazało występowanie jednego czynnika (wartości własne wyniosły odpowiednio 2,57 i 2,42). Pierwszy czynnik wyjaśniał 51,31% zmienności dla Fado i 48,31% zmienności dla Mosico. Statystyka  $\alpha$ -Cronbacha wynosi dla Fado 0,745, a dla Mosico 0,729. W celu weryfikacji założenia o lokalnej niezależności wykorzystano macierze korelacji pozycji testowych. Otrzymane wyniki wskazują na możliwość budowy modeli IRT. Oszacowania parametrów w modelach IRT dla Mosico oraz Fado przedstawiono w tabeli 2.

**Parametr trudności.** Wyniki badań, niezależnie od modelu (tab. 2), pokazują dość duże zróżnicowanie poziomu trudności pozycji testowych ze względu na rolę pełnioną w negocjacjach oraz pozycję testową. Wartość parametru trudności informuje, na którym miejscu na skali  $\theta$  dana pozycja najlepiej różnicuje osoby badane. Pozycja jest tym trudniejsza im wyższą wartość przyjmuje parametr trudności. Łatwa pozycja dobrze różnicuje respondentów o niskim poziomie badanej cechy, trudna – o wysokim poziomie tej cechy. Najtrudniejszym zadaniem dla Fado okazało się zachowanie zgodności rankingu istotności kwestii negocjacyjnych (pozycja 1), a najłatwiejszym – rankingiem opcji kontraktu (pozycja 5). Z kolei dla Mosico, najtrudniejszym zadaniem okazało się zachowanie zgodności rankingu opcji tantiemy (pozycja 4), a najłatwiejszym – rankingiem istotności kwestii negocjacyjnych (pozycja 1).

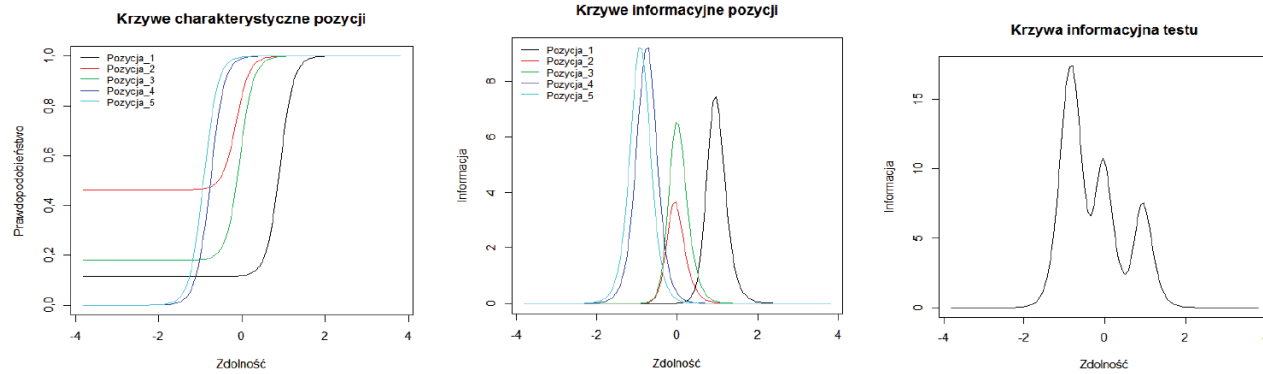
**Tabela 2.** Oszacowania parametrów w modelach Rascha, 1PL, 2PL, 3PL dla Fado (F) i Mosico (M)

Oszacowania parametrów	Pozycja 1: Istotność kwestii		Pozycja2: Koncerty		Pozycja 3: Piosenki		Pozycja 4: Tantiemy		Pozycja 5: Kontrakt	
	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M
Model Rascha										
$\hat{a}_i$	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
$\hat{b}_i$	1,19	-1,26	-1,5	-1,98	-0,58	-0,2	-1,54	0,07	-1,87	-1,76
Model 1PL z różnym od 1 parametrem dyskryminacji										
$\hat{a}_i$	2,36	2,15	2,36	2,15	2,36	2,15	2,36	2,15	2,36	2,15
$\hat{b}_i$	0,73	-0,81	-0,92	-1,25	-0,35	-0,14	-0,95	0,03	-1,14	-1,12
Model 2PL										
$\hat{a}_i$	–	1,52	–	1,21	–	2,54	–	3,66	–	3,28
$\hat{b}_i$	–	-0,94	–	-1,67	–	-0,12	–	0,04	–	-0,99
Model 3PL										
$\hat{a}_i$	6,1	3,13	6,1	3,13	6,1	3,13	6,1	3,13	6,1	3,13
$\hat{b}_i$	0,91	-0,32	-0,14	-0,17	-0,05	-0,004	-0,77	0,05	-0,92	-0,98
$\hat{c}_i$	0,11	0,3	0,46	0,62	0,18	0,07	0,0003	0,0000	0,0002	0,0000
Model 3PL ze zróżnicowanymi wartościami parametru dyskryminacji										
$\hat{a}_i$	1,97	–	1,79	–	14,23	–	4,16	–	16,55	–
$\hat{b}_i$	0,94	–	-0,83	–	-0,06	–	-0,85	–	-0,86	–
$\hat{c}_i$	0,06	–	0,19	–	0,16	–	0,04	–	0,0004	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie Inspire z wykorzystaniem pakietu *ltm* w programie R.

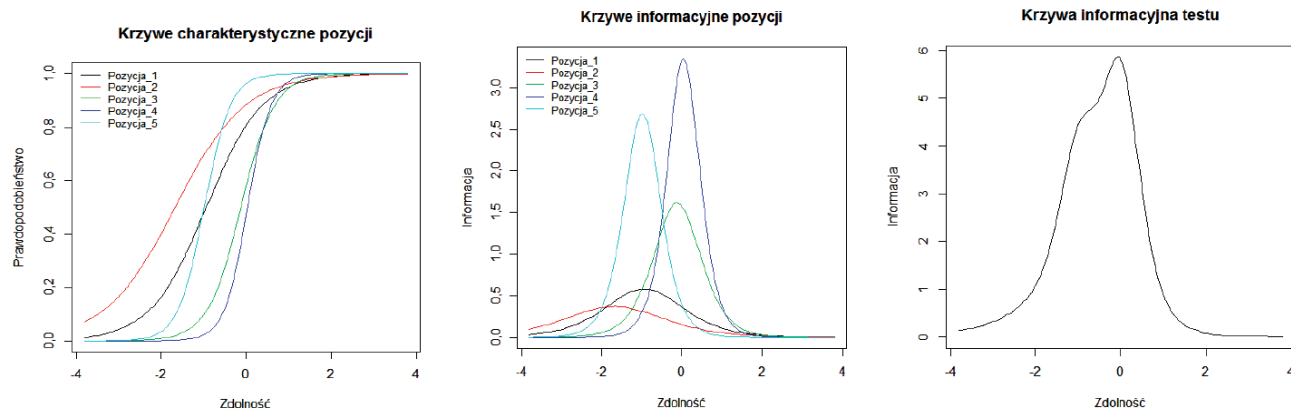
**Parametr dyskryminacji.** Można zauważyć, że modele 1PL, 3PL dla Fado oraz 1PL, 2PL, 3PL dla Mosico odznaczają się lepszymi zdolnościami dyskryminacyjnymi niż model Rascha.

**Parametr zgadywania.** Model 3PL jest przydatny do modelowania odpowiedzi na zadania wyboru, gdzie istnieje możliwość odgadnięcia odpowiedzi prawidłowej. Przy ustaleniu wartości poziomu trudności i dyskryminacji wzrost wartości parametru zgadywania powoduje zmniejszenie zdolności pozycji do różnicowania respondentów. Warto zaznaczyć, że w przypadku modeli 3PL nie można bezpośrednio interpretować parametrów trudności i dyskryminacji, jak to ma miejsce w modelu 2PL. Analizowanie własności zadania na podstawie własności parametrów 3PL



**Rys. 1.** Krzywe charakterystyczne pozycji testowych, krzywe informacyjne pozycji oraz krzywa informacyjna testu w modelu 3PL dla Fado

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu *ltm* w programie R.



**Rys. 2.** Krzywe charakterystyczne pozycji testowych, krzywe informacyjne pozycji oraz krzywa informacyjna testu w modelu 2PL dla Mosico

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu *ltm* w programie R.

jest trudniejsze niż w modelu 2PL, gdyż trójkę należy rozpatrywać łącznie. Jakość zadania w modelu 3PL można ocenić poprzez analizę lokalnej stromości krzywej charakterystycznej w zależności od wartości  $\theta$ . W przypadku modelu 3PL dla Fado największą wartość parametru zgadywania odnotowano dla pozycji 2 (koncerty) i 3 (piosenki), a dla Mosico dla pozycji 2 (koncerty) oraz 1 (istotność kwestii).

Niezależnie od modelu, respondenci o średnim poziomie zdolności ( $\theta = 0$ ) mają ponad 50% szans w przypadku Fado na poprawną odpowiedź na pozycję 2, 3, 4 oraz 5, Mosico na pozycje 1, 2, 3, 5, natomiast tylko 12-24% szans na poprawną odpowiedź na pozycję 1 dla Fado oraz 46-48% szans na poprawną odpowiedź na pozycję 4 dla Mosico.

Zarówno w przypadku Fado, jak i Mosico kryterium informacyjne Akaike i Bayesa nie pozwala w sposób jednoznaczny podjąć decyzji o wyborze modelu. Dopiero łączna analiza obu kryteriów informacyjnych oraz statystyki RE,  $G^2$  i  $R^2$  wskazuje dla Fado na model 3PL z jednakowym parametrem dyskryminacji, a dla Mosico model 2PL. Na rys. 1-2 przedstawiono wykresy krzywych charakterystycznych pozycji, krzywych informacyjnych pozycji oraz krzywych informacyjnych testu dla modelu 3PL Fado oraz 2PL dla Mosico.

**Krzywa charakterystyczna pozycji** jest matematycznym dopasowaniem modelu do istniejących danych. Pozwala ona na analizę związku między wartością cechy ukrytej  $\theta$ , reprezentującej zdolność odzwierciedlenia informacji preferencyjnej, a prawdopodobieństwem odpowiedzi na daną pozycję testową. Wyniki modelu 3PL dla Fado oraz 2PL dla Mosico pokazały zróżnicowanie poziomu trudności pozycji testowych, poziomu dyskryminacji oraz poziomu zgadywania w ramach testów negocjatorów, jak również ze względu na rolę pełnioną w negocjacjach (rys. 1 i 2).

W modelu dla Fado pozycja 1 jest „najtrudniejsza” i jedynie ona różnicuje respondentów o wyższych od przeciętnego poziomach umiejętności. Druga w kolejności pod względem trudności pozycja 3 mocno różnicuje respondentów, dzieląc ich na dwie grupy o niższych i wyższych od średniej poziomach umiejętności. Pozostałe pozycje, spośród których zdecydowanie najłatwiejsza jest pozycja 2, różnicują respondentów o niższych od średniej poziomach umiejętności. W modelu dla Mosico pozycje są bardziej do siebie zbliżone pod względem poziomów trudności i właściwości dyskryminacyjnych. Dominują pozycje łatwe (1, 2, 5), które dobrze różnicują respondentów w zakresie wartości umiejętności niższych od wartości średniej. Pozycje 3 i 4, biorąc pod uwagę nachylenie krzywych charakterystycznych oraz punkty przegięcia, dzielą respondentów na dwie grupy odpowiednio o niższych i wyższych poziomach umiejętności w stosunku do wartości średniej.

Graficzna reprezentacja ilości informacji dla różnych wartości cechy ukrytej przedstawiona jest przez krzywą informacyjną pozycji. Pole pod krzywą określa, w jakim stopniu udaje się zredukować niepewność w pomiarze zdolności respondentów, tj. uzyskać wiarygodną informację o zdolnościach w danych przedziałach. Pozwala więc stwierdzić, na jakim poziomie jesteśmy w stanie precyzyjnie ocenić zdolności respondentów. Im wyższy parametr dyskryminacji, tym informacja staje



się bardziej precyzyjna dla określonego przedziału (pole pod krzywą informacyjną jest większe). W modelu dla Fado precyzja pomiaru niektórych pozycji jest wysoka, ale ograniczona do wąskich zakresów wartości zmiennej ukrytej. Największą precyzją pomiaru umiejętności o poziomie niższym od średniej charakteryzują się pozycje 4 i 5. Pozycja 1 najrzetelniej mierzy poziomy umiejętności wyższe od poziomu średniego. W przypadku modelu dla Mosico precyzja pomiaru poszczególnych pozycji jest zdecydowanie niższa. Dotyczy to zwłaszcza pozycji 1-3. Najwyższą rzetelnością pomiaru charakteryzuje się pozycja 4. Wszystkie pozycje redukują niepewność w estymacji poziomu umiejętności respondentów co najwyżej w okolicach wartości średniej dla tej zmiennej.

**Krzywa informacyjna testu** jest przydatnym narzędziem pozwalającym graficznie przedstawić zdolność całego testu do szacowania poziomu umiejętności w różnych jej zakresach. Im większa wartość funkcji informacyjnej, tym większa precyzja pomiaru badanej cechy. W modelu dla Fado największą precyzję dla całego testu osiągnięto w okolicach wartości  $-1$ . W pozostałym zakresie wartości zmiennej ukrytej, zwłaszcza dla respondentów o wyższych od przeciętnego poziomach umiejętności, precyzja pomiaru jest mocno zróżnicowana (ale wysoka dla niektórych poziomów zmiennej ukrytej w stosunku do modelu dla Mosico). W przypadku drugiego modelu najwyższą precyzję pomiaru osiągnięto dla średniego poziomu umiejętności. Za zadowalającą można również uznać precyzję pomiaru umiejętności wśród respondentów o niższych od przeciętnego poziomach umiejętności. Jednak test charakteryzuje się stosunkowo niską precyzją pomiaru dla respondentów o wyższych poziomach umiejętności w stosunku do poziomu średniego.

#### 4. Podsumowanie

Problem poszukiwania determinant poprawnego posługiwania się narzędziami wspomagania decyzji jest istotny z punktu widzenia sukcesu negocjacyjnego [Roszkowska, Wachowicz 2015]. W pracy pokazano, że do pomiaru zdolności odzwierciedlenia przez negocjatorów informacji preferencyjnej (zgodność porządkowa) w systemie oceny ofert użyteczne mogą być narzędzia teorii odpowiadania na pozycje testowe. Zbudowano i omówiono wybrane modele IRT, które mają postać funkcji wiążących prawdopodobieństwo poprawnego odzwierciedlenia informacji preferencyjnej w systemie oceny ofert z ogólnym poziomem umiejętności mierzonej cechy u osoby badanej. Narzędzia statystyczne, oparte na teorii odpowiedzi na pytania testowe, mogą także ułatwić projektowanie opisu informacji preferencyjnej dobrej pod względem pożądanych/możliwych do przewidzenia właściwościach psychometrycznych respondentów.

Ze względu na fakt, że uczestnicy negocjacji elektronicznych mają problemy z właściwym korzystaniem z narzędzi analitycznych do konstrukcji systemu oceny ofert negocjacyjnych, dalszym wyzwaniem badawczym staje się rozpoznanie innych metod, w tym opartych na podejściu holistycznym do wspomagania procesu negocjacji.

## Literatura

- Baker F.B., 2001, *The Basics of Item Response Theory*, ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation, College Park.
- Embretsson S., Reise S., 2000, *Item Response Theory for Psychologists*, Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, Mahwah.
- Finch W.H., French B.F., 2015, *Latent Variable Modeling with R*, Routledge, New York.
- Hambleton R.K., Swaminathan H., Rogers H.J., 1991, *Fundamentals of Item Response Theory*, Sage Publications, Newbury Park – London.
- Kersten G.E., Roszkowska E., Wachowicz T., 2015, *Do the negotiators' profiles influence accuracy in defining the negotiation offer scoring systems?*, [w:] Kamiński B., Kersten G.E., Szufel P., Jakubczyk M., Wachowicz T. (red.), *The 15<sup>th</sup> International Conference on Group Decision and Negotiation Letters*, Warsaw School of Economics Press, s. 129-138.
- Kersten G., Roszkowska E., Wachowicz T., 2016, *Ocena zgodności porządkowej systemu oceny ofert negocjatora z informacją preferencyjną*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 426, s. 60-68.
- Rizopoulos D., 2006, *ltm: An R package for latent variable modelling and item response theory analyses*, Journal of Statistical Software, vol. 17(5), s. 1-25.
- Roszkowska E., Wachowicz T., 2015, *Inaccuracy in defining preferences by the electronic negotiation system users*, Lecture Notes in Business Information Processing, Outlooks and Insights on Group Decision and Negotiation, no. 218, s. 131-143.
- Roszkowska E., Wachowicz T., 2017, *The application of Item Response Theory for analyzing the negotiators' accuracy in defining their preference*, Lecture Notes in Business Information Processing, Group Decision and Negotiation, Theory, Empirical Evidence, and Application, no. 274, s. 3-15.
- Van der Linden W.J., Hambleton R.K., 1997, *Handbook of Modern Test Theory*, Springer, New York.