

Barbara CIŻKOWICZ  
Akademia Bydgoska

## STRONNICZOŚĆ POZYCJI TESTOWYCH

Konstruktorzy i użytkownicy testów od lat wykorzystują do analizy jakości narzędzi badawczych procedury wyprowadzane z klasycznej teorii testu. Chociaż alternatywna do niej teoria odpowiadania na pozycje testu (ang. Item Response Theory — IRT) pojawiła się już w latach 60 ubiegłego stulecia nie znalazła szerszego zastosowania. Podstawową tego przyczyną była rozbudowana procedura obliczeniowa niezbędna do jej stosowania.

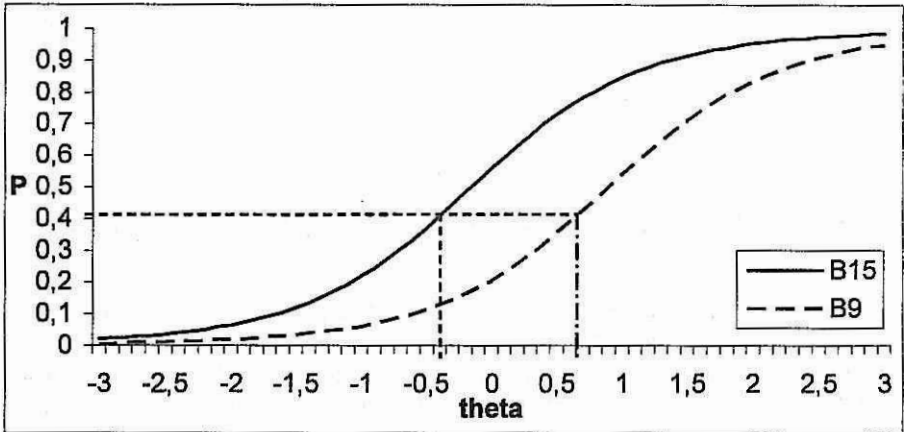
Upowszechnienie komputerów spowodowało wzrost zainteresowania IRT, jednak dostępność niezbędnego oprogramowania nadal stanowi poważną przeszkodę w popularyzacji tej metody.

W poniższym opracowaniu przedstawiono wyniki zastosowania IRT do analizy skali wyuczonyj bezradności. Analizy dokonano na czterech losowo pobranych próbach z populacji liczącej 520 osób. Obliczenia mają na celu ustosunkowanie się do spójności wniosków formułowanych w efekcie zastosowania IRT do małych prób. Należy przypomnieć fakt, że w literaturze przedmiotu zaleca się przeprowadzanie analiz IRT na zbiorowościach nie mniejszych od 1000 jednostek. Zawęża to zdecydowanie grono osób mogących posiłkować się informacjami dostarczonymi przez tę teorię.

### PODSTAWY TEORETYCZNE IRT

W przypadku pomiaru edukacyjnego i psychologicznego zainteresowania badaczy dotyczą często zmiennych nieobserwowalnych bezpośrednio (cech latentnych). Chociaż zmienną taką można opisać podając jej atrybuty jednak niemożliwy jest jej bezpośredni pomiar. Zastosowanie do pomiaru testów pozwala przyporządkować każdemu badanemu określoną „ilość cechy”. Uzyskany wynik umożliwia umieszczenie osoby na skali cechy latentnej ( $\theta$ ) stanowiącej kontinuum poziomu umiejętności zawierające się w przedziale od  $-\infty$  do  $+\infty$ .

Dla każdej wartości umiejętności  $\theta$  istnieje określone prawdopodobieństwo udzielania prawidłowych odpowiedzi na dane pytanie  $[P(\theta)]$ . Związek między poziomem umiejętności a prawdopodobieństwem udzielenia poprawnej odpowiedzi na pozycje nazywany jest w IRT krzywą charakterystyczną pozycji testowej (ang. item characteristic curve ICC). Jest ona opisana odpowiednią funkcją matematyczną jednoznacznie związaną z przyjętym modelem i ma kształt „esowaty” (rys. 1).



Rysunek 1. Krzywa charakterystyczna pozycji testu

Krzywa charakterystyczna pozycji testowej stanowi jedno z ważniejszych założeń w IRT. Z każdą krzywą związane są parametry, których znajomość jest istotnym źródłem informacji zarówno na etapie konstrukcji, jak i użytkowania testu.

Jednym z parametrów jest trudność pozycji testowej ( $b_i$ ) zdefiniowana jako wartość cechy latentnej ( $\theta$ ), dla której prawdopodobieństwo prawidłowej odpowiedzi [ $P(\theta)$ ] jest równe 0,5. Im wyższa wartość parametru  $b_i$  tym pozycja jest trudniejsza. Stopień trudności informuje, w którym miejscu na skali  $\theta$  dana pozycja funkcjonuje. Łatwe pozycje dobrze funkcjonują wśród badanych o niskich umiejętnościach, trudne — o wysokich. Zatem trudność pozycji jest wykładnikiem jej umiejscowienia na skali umiejętności  $\theta$ . Teoretyczny zakres zmienności tego parametru obejmuje przedział  $(-\infty; +\infty)$ , jednak wartości typowe ograniczają się do  $(-3 \div +3)$ .

Drugim parametrem jest moc różnicująca pozycji testowej ( $a_i$ ). Parametr ten jest proporcjonalny do kąta nachylenia ICC w punkcie odpowiadającym trudności pozycji ( $b_i$ ) na skali umiejętności. W związku z kształtem ICC nachylenie krzywej zmienia się, jako funkcja poziomu umiejętności, osiągając wartość maksymalną w punkcie, dla którego  $\theta$  równa jest właśnie trudności pozycji. Moc różnicująca informuje w jakim stopniu pozycja pozwala rozróżnić badanych o poziomie umiejętności niższym od trudności pozycji ( $b_i$ ) od tych, u których poziom jest wyższy. Moc dyskryminacyjna jest tym większa im wyższą wartość przyjmuje parametr  $a_i$ . Wartości teoretyczne  $a_i$  mogą zawierać się w przedziale od  $-\infty$  do  $+\infty$ . Praktyczny zakres mieści się między  $-2,8$  a  $+2,8$  (F. Baker, 1985, s. 2). Ujemna wartość tego parametru związana z malejącym przebiegiem ICC oznacza wysokie prawdopodobieństwo wyniku prawdziwego u osób o niskim poziomie  $\theta$ , które zmniejsza się w miarę wzrostu  $\theta$ . Oczywiście pozycje o ujemnym współczynniku  $a_i$  nie powinny występować w prawidłowo funkcjonującym teście.

Trzeci parametr  $c_i$  informuje jakie jest prawdopodobieństwo uzyskania prawidłowej odpowiedzi tylko przez zgadywanie. Parametr  $c_i$  nie zmienia się z funkcją umiejętności. Ma on stałą wartość, co oznacza, że badani posiadają tę samą szansę uzyskania niezerowego wyniku niezależnie od reprezentowanego przez nich poziomu  $\theta$ . Teoretycznie współczynnik ten może przyjmować wartości z przedziału  $(0,0 - 1,0)$  jednak

najczęściej mieści się on w zakresie (0,0 – 0,4) (E. Hornowska, 2001, s. 199). Pożądane są jak najniższe wartości tego współczynnika.

W efekcie wprowadzenia parametru  $c_i$  ulega modyfikacji definiowanie trudności pozycji  $b_i$ , która w tym przypadku odpowiada wartości  $\theta$  dla  $P(\theta) = (1+c)/2$ .

Występowanie różnych modeli w IRT związane jest z określonymi funkcjami matematycznymi stosowanymi do opisu kształtu ICC. W praktyce często stosowany jest model logistyczny występujący w trzech wariantach: jako jedno-, dwu-, i trójparametryczny.

Najbardziej ogólną notacją modelu logistycznego jest trójparametryczny model, w którym do opisu ICC zastosowano funkcję postaci:

$$P(\theta) = c_i + (1 - c_i) \cdot \frac{e^{D \cdot a_i \cdot (\theta - b_i)}}{1 + e^{D \cdot a_i \cdot (\theta - b_i)}}$$

gdzie:

$a_i$  – moc różnicująca pozycji testu;

$b_i$  – trudność pozycji testu;

$c_i$  – współczynnik zgadywania;

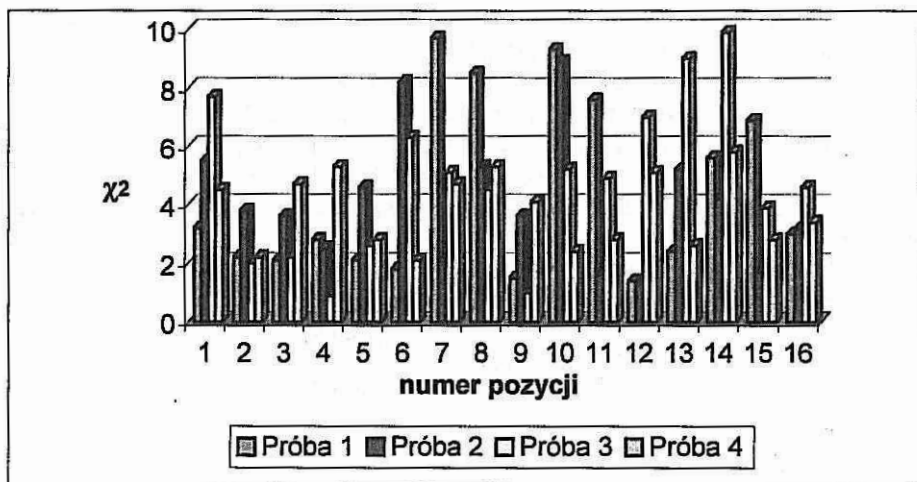
$D$  – stała maksymalizująca dopasowanie krzywej logistycznej do ogiwy rozkładu normalnego ( $D=1,7$ ).

Przyjęcie założenia o zerowej wartości współczynnika zgadywania przekształca powyższe równanie w model dwuparametryczny. Jeśli ponadto uznać, że moc różnicująca wszystkich pozycji testowych jest równa i ma wartość jeden, wówczas równanie to przyjmie postać modelu jednoparametrycznego.

## BADANIA WŁASNE

Pojęcie stronniczości używane jest zarówno w statystyce, jak i w psychometrii i chociaż sposób definiowania przyczyn błędu jest różny, to w obu przypadkach oznacza ono występowanie błędu systematycznego. W poniższych rozważaniach stronniczość jest rozumiana, jako „systematyczne niedoszacowanie lub przeszacowanie parametrów populacji na podstawie danych z próby” (E. Hornowska, 2000, s. 427).

W badaniach poddano analizie cztery stuosobowe próby pobrane losowo z populacji 520 licealistów. Do analizy wykorzystano dane uzyskane w wyniku zastosowania skali do pomiaru poziomu wyuczonej bezradności. Składa się ona z 16 pozycji, z których każda punktowana jest 0, 1 lub 2 punkty. Analizy przeprowadzono przyjmując dwuparametryczny model logistyczny. Wszystkie obliczenia zostały wykonane w programie RUMM2010.



Rysunek 2. Dopasowanie krzywych charakterystycznych pozycji testu w 4 próbach

Krzywe charakterystyczne pozycji skali są wyznaczone poprzez iteracyjne zmiany parametrów i zastosowanie testu  $\chi^2$  w celu ustalenia dobroci dopasowania krzywej do punktów empirycznych. Na rys. 2. przedstawiono wartości  $\chi^2$  dla poszczególnych pozycji skali w analizowanych próbach. Wartości krytyczne, przy których można byłoby uznać krzywe za źle dopasowane są odpowiednio  $\chi^2_{(df=5; \alpha=0,05)} = 11,070$  oraz  $\chi^2_{(df=5; \alpha=0,01)} = 15,086$ . Jak widać na wykresie w żadnym przypadku obliczone  $\chi^2$  nie osiągnęło nawet niższej z podanych wartości krytycznych. Oznacza to, że ICC oszacowane na podstawie prób są dobrze dopasowane.

Dla większości pozycji dobroć dopasowania krzywych charakterystycznych w kolejnych próbach jest zbliżona (ryc. 1. pozycje nr 2, 3, 4, 5, 8, 9, 15, 16). Jednak dla niektórych pozycji dopasowanie ICC jest wyraźnie inne w różnych próbach. I tak, dla pozycji nr 7 punkty empiryczne dość mocno odbiegają od krzywej dla próby 1, natomiast dla próby 2 dopasowanie jest bardzo dobre.

W tabeli 1. zestawiono parametry trudności pozycji, estymowane zgodnie z IRT, oraz błędy standardowe, którymi podane estymacje są obciążone. W ostatniej kolumnie tablicy zamieszczono moduły różnicy między maksymalną i minimalną wartością parametrów trudności szacowanych w kolejnych próbach. I tak w próbie 1 pozycja nr 13 okazała się najtrudniejsza. Osiągnięcia maksymalnej ilości punktów dla tej pozycji z prawdopodobieństwem 0,5 można spodziewać się u osób, u których poziom umiejętności  $\theta = 1,145$ . Pozycja ta jest również najtrudniejsza w próbie 4, w której współczynnik trudności  $\theta = 1,120$ . Najłatwiejszą okazała się pozycja nr 16 i jest ona konsekwentnie najłatwiejsza we wszystkich czterech próbach. Prawdopodobieństwo 0,5 osiągnięcia wyniku maksymalnego występuje już u osób o umiejętności  $\theta = -1,939$  (próba 1).

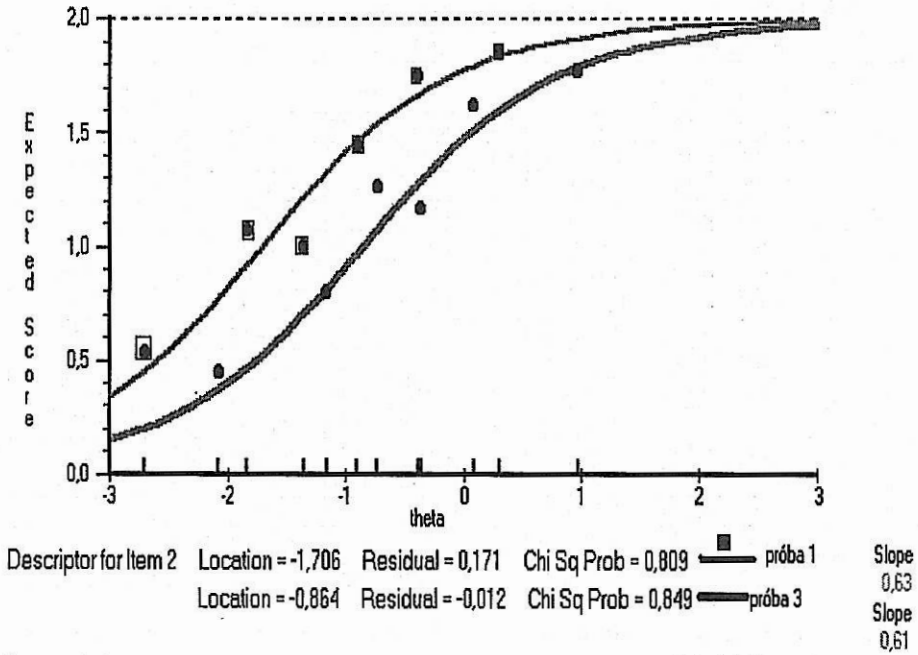
Tabela 1. Trudność pozycji i błąd standardowy trudności w czterech próbach

Numer pozycji	Próba 1		Próba 2		Próba 3		Próba 4		$ b_{i(max)} - b_{i(min)} $
	$b_i$	SE	$b_i$	SE	$b_i$	SE	$b_i$	SE	
1	0,229	0,18	0,437	0,17	0,480	0,17	0,308	0,17	0,251
* 2	-1,706	0,16	-1,164	0,15	-0,864	0,15	-1,681	0,16	0,842
3	-0,589	0,15	-0,400	0,15	-0,452	0,16	-0,434	0,16	0,189
4	0,707	0,19	0,657	0,18	0,260	0,16	0,623	0,17	0,447
5	0,342	0,17	-0,091	0,15	0,074	0,16	0,224	0,16	0,433
*6	0,877	0,20	0,189	0,16	0,475	0,16	0,356	0,16	0,668
7	-0,025	0,16	-0,378	0,15	-0,542	0,15	-0,029	0,16	0,517
8	-0,202	0,15	0,351	0,17	0,249	0,16	0,241	0,16	0,553
9	0,901	0,21	0,446	0,17	0,536	0,17	0,639	0,17	0,445
10	-0,167	0,16	0,485	0,18	0,072	0,15	-0,253	0,15	0,652
11	0,170	0,18	-0,037	0,17	0,107	0,17	0,296	0,17	0,333
12	0,249	0,17	0,484	0,18	0,418	0,16	0,314	0,16	0,235
*13	1,145	0,23	0,402	0,17	0,436	0,16	1,120	0,21	0,743
14	0,165	0,17	-0,008	0,16	-0,373	0,15	-0,013	0,15	0,536
*15	-0,155	0,15	0,386	0,17	0,577	0,17	0,168	0,15	0,732
16	-1,939	0,17	-1,759	0,16	-1,454	0,16	-1,880	0,17	0,485

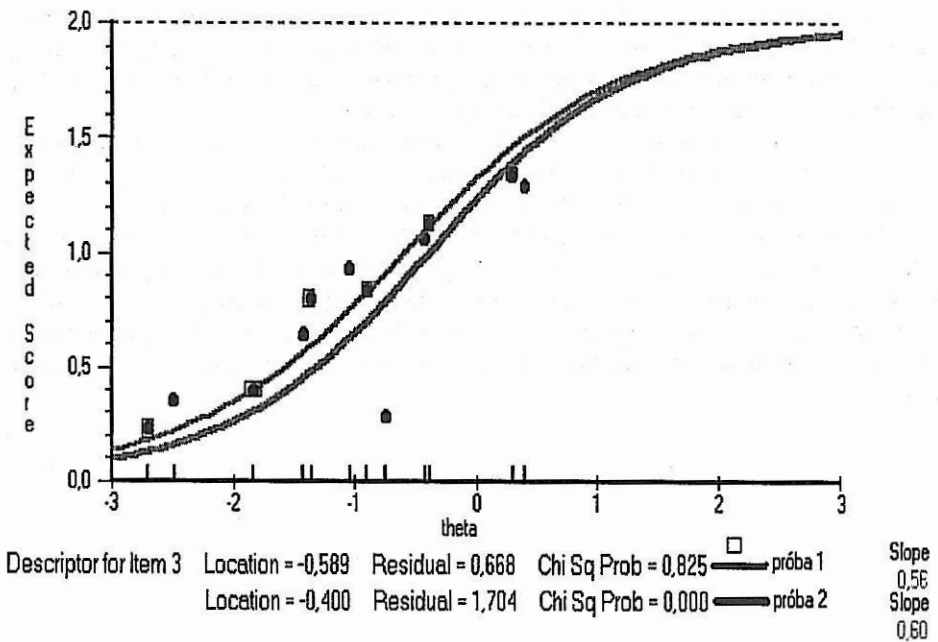
Jeśli zbudować przedziały ufności wokół uzyskanych parametrów  $b_i$  przyjmując zadowalający poziom istotności  $\alpha=0,01$ , to różnice okażą się znaczące tylko w przypadku 4 pozycji (2, 6, 13, 15). Największe różnice między estymowanymi współczynnikami trudności wystąpiły dla pozycji 2, dla której wartość maksymalna odpowiada próbie 3, a minimalna — próbie 1. Na rys. 3. przedstawiono krzywe charakterystyczne dla tej pozycji. W przypadku testów składających się z pozycji wielopunktowych ICC przedstawia zależność wyniku oczekiwanego od poziomu  $\theta$ .

Pozycja nr 3 ma najniższe — wśród rozpatrywanych — różnice w oszacowaniu parametru trudności (tab. 1). Przedstawione na rys. 4 ICC dla tej pozycji mają zbliżony przebieg, a w konsekwencji niewielką powierzchnię zawartą między nimi.

Miarą stronniczości estymacji jest powierzchnia zawarta między krzywymi charakterystycznymi (E. Hornowska, 2001). W tym przypadku stronniczość jest związana głównie z innym oszacowaniem parametrów trudności pozycji na podstawie różnych prób (moce różnicujące proporcjonalne do nachylenia krzywych wykazują niewielkie różnice). Im większa powierzchnia między krzywymi, tym większe różnice w oszacowaniu.



Rysunek 3. Krzywe charakterystyczne pozycji nr 2 wyznaczone w próbie 1 i 3



Rysunek 4. Krzywe charakterystyczne pozycji nr 3 wyznaczone w próbie 1 i 3

W tabeli 2 zestawiono wyniki estymacji mocy różnicującej pozycji skali ( $a_i$ ), czyli drugiego parametru w dwuparametrycznym modelu logistycznym IRT. Moce różnicujące mają zbliżone wartości wyliczone dla tej samej pozycji na podstawie różnych prób.

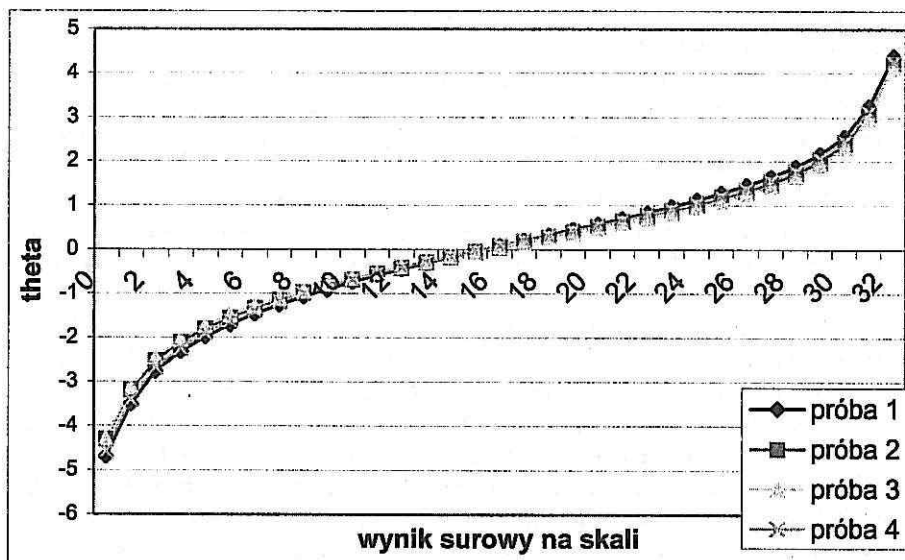
Tabela 2. Parametry mocy różnicującej pozycji skal

Numer pozycji	Próba 1	Próba 2	Próba 3	Próba 4	$\left  \begin{array}{l} a_{i(\max)} \\ - a_{i(\min)} \end{array} \right $
	$a_i$	$a_i$	$a_i$	$a_i$	
1	0,49	0,59	0,68	0,55	0,19
2	0,63	0,62	0,61	0,58	0,05
3	0,56	0,60	0,52	0,53	0,08
4	0,67	0,60	0,73	0,69	0,13
5	0,58	0,70	0,61	0,69	0,12
6	0,64	0,82	0,76	0,72	0,18
7	0,55	0,61	0,62	0,53	0,09
8	0,68	0,63	0,68	0,69	0,06
9	0,76	0,71	0,74	0,73	0,05
10	0,65	0,62	0,69	0,67	0,07
11	0,41	0,46	0,50	0,49	0,09
12	0,68	0,60	0,73	0,68	0,13
13	0,79	0,70	0,71	0,73	0,09
14	0,49	0,63	0,58	0,61	0,14
15	0,76	0,76	0,67	0,70	0,09
16	0,56	0,71	0,67	0,61	0,15

Niewielkie różnice  $a_i$  występują również między pozycjami. Najmniejszą wartość współczynnika mocy różnicującej estymowano dla pozycji nr 11 w próbie 1 (tab. 2); największą — dla pozycji nr 6 w próbie 2. Oznacza to, że pozycja 11 najslabiej, a pozycja 6 najsilniej różnicuje badanych w punktach na skali  $\theta$  wyznaczonych przez parametr trudności. Na rys. 5 przedstawiono ICC dla pozycji 1, dla której różnice między mocami różnicującymi wyznaczonymi w kolejnych próbach okazały się największe (0,19). Wskutek różnego kąta nachylenia nastąpiło przecięcie krzywych charakterystycznych. W tym przypadku miarą stronniczości jest suma pól między krzywymi (E. Hornowska, 2001). Im większa suma pól tym większy błąd systematyczny związany z estymacją mocy różnicującej na podstawie prób małych (przy założeniu równości parametrów trudności).







Rysunek 6. Zależność między wynikami surowymi a skalą theta

Chcąc ustosunkować się do stronniczości pozycji testu związanej z zastosowaniem małej próby przeprowadzono obliczenia na całym zbiorze danych ( $N=520$ ). Wyniki końcowe dotyczące relacji między wynikiem ogólnym a  $\theta$  zamieszczono w zał. 1. Porównanie z krzywymi uzyskanymi w próbach pozwala na stwierdzenie braku istotnych różnic. Podobnie kształtują się wyniki dotyczące krzywych charakterystycznych pozycji. I w tym przypadku występuje zgodność z dokładnością do błędu estymacji. Istotne różnice wystąpiły w oszacowaniu dobroci dopasowania. W całym zbiorze źle dopasowane okazały się ICC dla zadania nr 14 ( $\alpha=0,01$ ) oraz dla zadań nr 11 i 15 ( $\alpha=0,05$ ).

## PODSUMOWANIE

Przedstawione powyżej wyniki dotyczą prób małych. Należy jednak wyraźnie podkreślić, że odnosi się to do małych liczebności (rzędu kilkuset jednostek) w porównaniu do wymaganych w założeniach IRT (1000 lub więcej).

Najbardziej ryzykowne wydaje się stosowanie małych prób ze względu na oszacowanie dobroci dopasowania krzywych charakterystycznych do punktów empirycznych. Stosowany do tego celu test  $\chi^2$  wykazuje dużą wrażliwość na liczebność próby. Może to prowadzić do sytuacji kiedy krzywe charakterystyczne źle dopasowane w próbach dużych okazały się dobrze dopasowane w małych próbach.

Estymacja parametrów trudności dla większości pozycji prowadzi do spójnych wniosków bez względu na próbę. Tylko w przypadku czterech pozycji z szesnastu rozpatrywanych w skali różnice współczynników  $b_i$  między próbami okazały się znaczące.

Oceniając moce różnicujące trudniej ustosunkować się do wielkości różnic. W tym przypadku brak miar dokładności oszacowania tego parametru. Biorąc pod

uwagę praktyczny zakres zmienności współczynnika  $a_i$  ( $-2,8 \leq a_i \leq +2,8$ ) można uznać, że różnice są niewielkie.

Najbardziej optymistycznie przedstawiają się krzywe wiążące wynik ogólny z poziomem cech latentnej (ryc. 6). Relacje między tymi zmiennymi nie wykazują istotnych różnic (rozbieżności mieszczą się w granicach błędu). Dotyczy to zarówno prób, jak i całej zbiorowości.

Upoważnia to do sformułowania wniosku, że stroniczość pozycji testowych związana z wielkością próby mieści się w granicach błędów estymacji. Nie wywiera też znaczącego wpływu na końcowe relacje między wynikami surowymi skali i wartościami  $\theta$ .

Powyższe opracowanie należy potraktować, jako spojrzenie na konsekwencje odstępstw od jednego z warunków stosowania IRT dotyczącego wielkości próby. Wymagana liczebność próby jest kolejną — obok rozległości obliczeń — barierą w upowszechnieniu IRT. W rozpatrywanym przykładzie wnioski dotyczące kluczowych zagadnień, formułowane na podstawie czterech mało licznych prób, są zbieżne. Oczywiście nie uprawnia to do żadnych uogólnień. Analizy zostały przeprowadzone na danych uzyskanych z zastosowania wcześniej wystandaryzowanego narzędzia badawczego. Tym samym nie zawierają informacji o zachowaniach parametrów w przypadku pozycji źle funkcjonujących w teście.

Autorka zamierza podjąć prace nad ustaleniem stroniczości parametrów w małych próbach w odniesieniu do prób dużych oraz porównania jakości informacji o narzędziu badawczym uzyskiwanych na podstawie klasycznej teorii testu, teorii odpowiadania na pozycje testu i modelu skalowania Mokkena.

## LITERATURA

- Baker, F.B., (1985), *The basic of item response theory*. Portsmouth, NH: Heinemann.
- Baker, F.B., (1987), *Methodology review: Item parameter estimation under the one-, two- and three-parameter logistic models*. Applied Psychological Measurement, 11, s. 111 – 142.
- Hambleton R., Swaminathan H., Rogers H., (1991), *Fundamental of Item Response Theory*. SAGE Publications.
- Hornowska E., (1980), *Klasyczna teoria testów a model Rascha*. [w:] J. Brzeziński (red.) *Poznańskie Studia z Filozofii Nauki*. T. 5: *Z zagadnień psychologii ilościowej*. PWN.
- Hornowska E., (2001), *Testy psychologiczne. Teoria i praktyka*. Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR.
- Raju, N.S., (1988), *The area between two item characteristic curves*. Psychometrika, 53, s. 495 – 502.

## ZAŁ. 1

Tabela 3. Wyniki surowe skali, odpowiadające im wartości  $\theta$  oraz błędy standardowe estymacji

Wynik surowy	PRÓBA 1		PRÓBA 2		PRÓBA 3		PRÓBA 4		N=520	
	$\theta$	SE	$\theta$	SE	$\theta$	SE	$\theta$	SE	$\theta$	SE
0	-4,69	N/A	-4,304	N/A	-4,58	N/A	-4,29	N/A	-3,62	1,18
1	-3,51	1,02	-3,20	0,98	-3,42	1,01	-3,14	0,99	-2,88	0,83
2	-2,78	0,74	-2,52	0,70	-2,69	0,73	-2,46	0,71	-2,37	0,66
3	-2,33	0,62	-2,11	0,59	-2,24	0,62	-2,04	0,59	-2,01	0,57
4	-1,99	0,55	-1,80	0,52	-1,91	0,55	-1,74	0,52	-1,73	0,51
5	-1,71	0,51	-1,55	0,48	-1,63	0,51	-1,50	0,47	-1,49	0,47
6	-1,47	0,47	-1,34	0,45	-1,39	0,47	-1,29	0,44	-1,28	0,44
7	-1,26	0,45	-1,15	0,42	-1,18	0,44	-1,10	0,41	-1,10	0,42
8	-1,07	0,43	-0,97	0,40	-1,00	0,42	-0,94	0,40	-0,93	0,40
9	-0,90	0,41	-0,82	0,39	-0,83	0,40	-0,79	0,38	-0,78	0,39
10	-0,74	0,39	-0,68	0,37	-0,68	0,39	-0,65	0,37	-0,64	0,37
11	-0,59	0,38	-0,54	0,36	-0,53	0,37	-0,52	0,36	-0,51	0,36
12	-0,44	0,37	-0,41	0,35	-0,40	0,36	-0,40	0,35	-0,38	0,35
13	-0,31	0,37	-0,29	0,34	-0,27	0,35	-0,28	0,34	-0,27	0,35
14	-0,18	0,36	-0,18	0,34	-0,15	0,35	-0,16	0,34	-0,15	0,34
15	-0,05	0,36	-0,06	0,34	-0,03	0,34	-0,05	0,33	-0,04	0,34
16	0,08	0,35	0,05	0,33	0,09	0,34	0,06	0,33	0,07	0,33
17	0,20	0,35	0,16	0,33	0,20	0,34	0,16	0,33	0,18	0,33
18	0,32	0,35	0,27	0,33	0,31	0,34	0,27	0,33	0,28	0,33
19	0,45	0,35	0,38	0,33	0,43	0,34	0,38	0,33	0,39	0,34
20	0,57	0,35	0,49	0,34	0,54	0,34	0,495	0,33	0,50	0,34
21	0,70	0,36	0,61	0,34	0,66	0,35	0,60	0,34	0,61	0,34
22	0,84	0,37	0,73	0,35	0,79	0,36	0,71	0,34	0,72	0,35
23	0,97	0,38	0,85	0,36	0,92	0,37	0,84	0,36	0,84	0,36
24	1,12	0,39	0,99	0,38	1,05	0,38	0,97	0,37	0,97	0,37
25	1,28	0,41	1,14	0,39	1,20	0,40	1,11	0,39	1,11	0,39
26	1,45	0,43	1,30	0,42	1,37	0,42	1,27	0,41	1,26	0,41
27	1,65	0,46	1,49	0,45	1,56	0,45	1,45	0,44	1,43	0,44
28	1,88	0,504	1,72	0,50	1,78	0,50	1,66	0,49	1,62	0,47
29	2,17	0,574	2,00	0,57	2,06	0,57	1,93	0,56	1,86	0,53
30	2,56	0,698	2,4	0,70	2,45	0,69	2,31	0,69	2,18	0,62
31	3,24	0,984	3,08	0,99	3,12	0,98	2,97	0,98	2,66	0,80
32	4,39	N/A	4,23	N/A	4,25	N/A	4,10	N/A	3,39	1,14