PRZEGLĄD PSYCHOLOGICZNY, 2009, TOM 52, Nr 2, 133-149

Adaptacja i weryfikacja psychometryczna kwestionariusza do pomiaru reaktancji Therapeutic Reactance Scale (TRS) E. T. Dowda, C. R. Milne'a i S. L. Wise'a

Seweryn Rudnicki*
Wyższa Szkoła Europejska im. ks. Józefa Tischnera
Instytut Socjologii Uniwersytetu Jagiellońskiego

THE ADAPTATION AND THE PSYCHOMETRIC VERIFICATION
OF E. T. DOWD'S, C. R. MILNE'S AND S. L. WISE'S QUESTIONNAIRE
FOR THE MEASUREMENT
OF THERAPEUTIC REACTANCE SCALE

Abstract. Psychological reactance, which is usually treated as a situational variable, can be also considered as a dimension of individual differences. Individual proneness to reactance is thought to be one of the theoretically and practically important variables. Hence, there have been a few instruments for the measurement of reactance constructed. The adaptation of one of them, the Therapeutic Reactance Scale (TRS) constructed by E. T. Dowd, C. R. Milne and S. L. Wise, was the aim of this study. After the linguistic adaptation (methods: bilingual committee translation and bilingual responses), the Polish version of the TRS was completed by 333 subjects. The results indicate that the Polish version of the Therapeutic Reactance Scale is reliable enough and valid. It also posses similar psychometric features as the original. In spite of using different statistical techniques (factor analysis on Pearson's r and Kendall's tau-b coefficients matrix as well as CATegorical Principal Components Analysis), it turned out to be impossible to find a stable and interpretable factor structure of the TRS. The confirmative factor analysis seems to be a desirable aim of the future research on both reactance as a dispositional variable and the Therapeutic Reactance Scale.

* Adres do korespondencji: Wyższa Szkoła Europejska im. ks. Józefa Tischnera, ul. Westerplatte 11, 30-105 Kraków; e-mail: srudnicki@wse.krakow.pl

Serdecznie podziękowania za nieocenioną pomoc w badaniach kieruję do prof. Zbigniewa Nęckiego i prof. Edmunda T. Dowda, biorąc jednocześnie całkowitą odpowiedzialność za braki tej pracy na siebie.

W teorii zaproponowanej przez Brehma (1966) reaktancja psychologiczna jest stanem motywacyjnym pojawiającym się w sytuacjach ograniczenia lub zagrożenia wolności, ukierunkowującym zachowanie jednostki na odzyskanie utraconej lub wzmocnienie zagrożonej wolności. Zgodne z dominującym w psychologii społecznej paradygmatem, pojęcie reaktancji zostało wprowadzone do psychologii jako termin opisujący określoną reakcję jednostki na sytuację (zagrożenia lub eliminacji wolności). Wykazano jednak, że możliwe jest również ujęcie reaktancji jako zmiennej o charakterze dyspozycyjnym, a ściślej mówiąc – jako indywidualnej skłonności do reagowania reaktancją w odpowiedzi na sytuację społeczną, w której ma miejsce eliminacja lub zagrożenie jakiejś wolności człowieka (Brehm, Brehm, 1981).

Zauważano, że różnice indywidualne mogą być związane zarówno z percepcją zagrożeń wolności, jak również ich generalizacją (Carver, 1977; Brehm, 1989). Na zasadność ujmowania reaktancji jako zmiennej dyspozycyjnej wskazuje także potwierdzona eksperymentalnie korespondencja między teorią reaktancji psychologicznej a koncepcją umiejscowienia źródła kontroli Rottera, wzorem zachowania A czy samooceną (Brehm, Brehm, 1981; Hellman, McMillin, 1997). Argumentem za posługiwaniem się pojęciem reaktancji w ujęciu dyspozycyjnym mogą być także dobre właściwości psychometryczne skal służących do pomiaru tej cechy osobowości i wyniki badań korelacyjnych prowadzonych z ich użyciem. W wyniku licznych tego rodzaju analiz wykazano korelacyjne związki skłonności do reagowania reaktancją z wieloma innymi cechami osobowości, np. niezależnością, samowystarczalnością, skłonnością do dominacji, autonomią, brakiem zainteresowania robieniem dobrego wrażenia na innych i afiliacją (Dowd, Wallbrown, 1993; Dowd, Wallbrown, Sanders, Yesenosky, 1994), zaburzeniami osobowości (Seibel, Dowd, 1999) czy stylami radzenia sobie w sytuacjach stresowych (Palmentera, 1996 – za: Dowd, 1999). Wykazano również, że wraz z wiekiem reaktancja nieznacznie maleje (silniej wśród kobiet niż mężczyzn) (Hong i in., 1994); część badań potwierdza także, iż mężczyźni mają nieznacznie, ale istotnie statystycznie wyższą reaktancję niż kobiety (Dowd i in., 1994; Donnell, Thomas, Buboltz, 2001). Prowadzono również badania zmierzające do ustalenia międzykulturowych różnic w skłonności do reagowania reaktancją (Dowd, 1995 – za: Dowd, 1999; Dowd, 2002).

Reaktancja pojmowana jako cecha może być interesującym konstruktem nie tylko z punktu widzenia badań czysto akademickich, ale także ważnym w odniesieniu do wielu stosowanych dziedzin psychologii (np. psychologii zdrowia czy zachowań konsumenckich). Narzędzia do pomiaru reaktancji wykorzystywano m.in. w badaniach nad zjawiskami w procesie terapii medycznej (Dowd, 2002) i psychoterapii (Dowd, Trutt, Watkins, 1992; Dowd, Wallbrown, 1993; Seibel, Dowd, 1999), na przykład nad zachowaniem pacjentów/klientów, nad skutecznością technik terapeutycznych czy też wpływem poziomu reaktancji terapeuty na przebieg terapii. Wykazano także, że reaktancja może być istotnym czynnikiem pośredniczącym w działaniach marketingowych: wykorzystaniu mechanizmów wpływu społecznego, np. zasady wzajemności (Worchel, Andreoli, Archer, 1976), w formułowaniu komunikatów nakłaniających

do wyrzucania śmieci do kosza (Mann, Hill, 1984), w programach lojalnościowych (Kivetz, 2003) czy nawet w prostej personalizacji e-maili (White i in., 2004). Wspomniany obszar badań i zastosowań wydaje się tym bardziej istotny, że psychologowie dość często koncentrują się na mechanizmach zwiększających skuteczność wpływu, a jak zauważa Brehm, „niemal każda próba wywarcia wpływu na decyzję konsumenta prawdopodobnie wywołuje reaktancję" (1989, s. 74).

Zgoda co do zasadności ujmowania reaktancji jako zmiennej dyspozycyjnej (zob. Dowd, Milne, Wise, 1991; Hong, Page, 1989; Jahn, Lichstein, 1980; Rohrbaum, Tennen, Press, White, 1981 – za: Buboltz, Thomas, Donnell, 2002; Seibel, Dowd, 1999) nie zmienia jednak faktu, że nie ma modelu teoretycznego dokładnie opisującego skłonność do reagowania reaktancją i umieszczającego ją w kontekście innych mechanizmów i procesów psychicznych (zob. Brehm, Brehm, 1981). Czy podłożem różnic w reagowaniu reaktancją jest różny (niższy lub wyższy) próg jej wzbudzenia, specyficzna percepcja wolności czy odmienna percepcja zagrożeń? Czy fundamentalna jest koncentracja na sobie (a więc także na własnych wolnościach i ich zagrożeniach), dążenie do kontroli, tendencja do ulegania wpływom społecznym, poszukiwanie aprobaty ze strony innych, a może pewne cechy systemu poznawczego (np. skłonność do uogólnień)?

Podstawowym argumentem przemawiającym za potrzebą adaptacji kwestionariusza do pomiaru reaktancji do warunków polskich jest brak w naszym kraju zaadaptowanego lub niezależnie skonstruowanego narzędzia do pomiaru tej cechy. Adaptacja skali do pomiaru reaktancji pozwala na przeprowadzanie dalszych badań nie tylko w ramach teorii reaktancji, lecz także w odniesieniu do takich obszarów psychologii, jak problematyka zmiany postaw, wywierania wpływu czy zachowań konsumenckich oraz psychologia kliniczna i psychologia zdrowia. Narzędzie może być przydatne także w kontekście badania różnic międzykulturowych w reaktancji.

Literatura przedmiotu zawiera informacje o trzech kwestionariuszach do pomiaru indywidualnej skłonności do reagowania reaktancją[1]. Są to (w kolejności powstawania): Fragebogen zur Messung der psychologischen Reaktanz (Kwestionariusz do Pomiaru Reaktancji Psychologicznej), skonstruowany przez Merza (1983 – za: Buboltz, Thomas, Donnell, 2002), funkcjonujący także w dwóch angielskich tłumaczeniach; Hong Psychological Reactance Scale (Skala Reaktancji Psychologicznej Honga – Hong, Page, 1989 – za: Thomas,

[1] Poza omówionymi istnieją jeszcze dwa inne narzędzia do pomiaru reaktancji w ujęciu dyspozycyjnym. Jednym z nich jest Reactance Proness Inventory (Inwentarz Skłonności do Reaktancji) Mallona (1992 – za: Dowd, 1999, s. 268), którego trafność jest jednak niższa od trafności TRS. Inna metoda opiera się na ocenie przez sędziów kompetentnych fragmentów wypowiedzi, które oceniane są na skali przymiotnikowej, np. jako „buntownicze" czy „opozycyjne" (Shoham-Salomon, Avner, Neeman, 1989 – za: Dowd, 1999, s. 268). Użycie tych narzędzi zarówno w badaniach, jak i w praktyce psychologicznej jest jednak marginalne.

Donnel, Buboltz, 2001) oraz kwestionariusz Therapeutic Reactance Scale (Skala Reaktancji Terapeutycznej), opracowany przez Dowda, Milne'a i Wise'a. Stosunkowo najniżej oceniane jest pierwsze narzędzie – wskazywano m.in. na jego niestabilność psychometryczną, dopuszczanie rozwiązań jedno-, dwu-, trój- i czterowymiarowych oraz na trudności z dokonaniem dobrego tłumaczenia (Hong, Page, 1989; Tucker, Byers, 1987 – za: Donnell, Thomas, Buboltz, 2001). Niejasność struktury czynnikowej jest problemem dotyczącym także Skali Reaktancji Psychologicznej Honga i Skali Reaktancji Terapeutycznej autorstwa Dowda i współpracowników (Thomas, Donnell, Buboltz, 2001; Buboltz, Thomas, Donnell, 2002). O ostatecznym wyborze do polskiej adaptacji Skali Reaktancji Terapeutycznej (TRS) zadecydował fakt, iż jest to najczęściej używane narzędzie do pomiaru reaktancji w aspekcie dyspozycyjnym, jej przygotowanie z myślą o zastosowaniu w praktyce psychologicznej oraz zgoda autora.

METODA

Oryginalna Skala Reaktancji Terapeutycznej (TRS) jest narzędziem samoopisowym, składającym się z 28 pozycji testowych. Odpowiedzi udzielane są na 4-punktowej skali Likerta: 1 – „zdecydowanie się nie zgadzam" (*strongly disagree*), 2 – „nie zgadzam się" (*disagree*), 3 – „zgadzam się" (*agree*), 4 – „zdecydowanie się zgadzam" (*strongly agree*), przy czym część pozycji jest odwrócona. Na podstawie analizy czynnikowej autorzy TRS wyodrębnili dwie podskale: Reaktancję Behawioralną oraz Reaktancję Werbalną, zawierające odpowiednio 17 i 11 pozycji. Całkowity wynik w skali TRS jest sumą arytmetyczną punktów uzyskanych za odpowiedź w każdym pytaniu (analogicznie w przypadku podskal).

ADAPTACJA LINGWISTYCZNA

Mając na uwadze dylematy związane z procesem adaptacji lingwistycznej (Drwal, 1995) zdecydowano, że wykonane zostanie tłumaczenie zbliżone do trawestacji – ze staraniem zarówno o możliwie dokładne oddanie sensu psychologicznego pozycji, jak i zapewnienie równoważności psychometrycznej szacowanej na podstawie badania osób dwujęzycznych obydwiema wersjami skali. W procesie adaptacji TRS możliwe było zastosowanie popularniejszej skali 5- lub 7-punktowej, która – w przeciwieństwie do skali 4-punktowej – może być uznana za adekwatne przybliżenie do pomiaru na skali ciągłej. Z kilku powodów zrezygnowano jednak z takiego rozwiązania. Po pierwsze, byłaby to ingerencja w oryginalny kształt skali. Po drugie, niemożliwe byłyby porównania wyników uzyskanych przez badaczy posługujących się skalami o różnych zestawach odpowiedzi. Po trzecie, ewentualne dołączenie środkowej kategorii w brzmieniu „Nie wiem" lub „Trudno powiedzieć" powoduje innego

rodzaju komplikacje metodologiczne[2]. Po trzecie, skale 4-punktowe są nierzadko stosowane w badaniach psychologicznych (np. w kwestionariuszu STAI Spielbergera).

Etap I adaptacji polegał na dokonaniu czterech niezależnych tłumaczeń oryginalnej wersji Skali Reaktancji Terapeutycznej z języka angielskiego na język polski (trzech tłumaczy było studentami IV roku filologii angielskiej, jeden był pracownikiem biura tłumaczeń). Ostateczne wersje tłumaczeń były efektem dyskusji ekspertów (uczestników seminarium psychologicznego i osoby prowadzącej seminarium) – starano się zwłaszcza o uniknięcie podwójnych przeczeń w wersji polskiej. Spośród 28 pozycji 13 przeszło do dalszych etapów adaptacji w dwóch wersjach polskojęzycznych z uwagi na wątpliwości związane z wyborem wersji najlepszej.

Na **etapie II** przebadano 12 studentów IV roku filologii angielskiej, zakładając – zgodnie ze spotykanym w badaniach adaptacyjnych (choć budzącym wątpliwości) założeniem – że studenci ci mogą być uznani za osoby dwujęzyczne i mające bardzo dobrą znajomość obu kultur. Badani otrzymali do wypełnienia najpierw polską wersję Skali Reaktancji Terapeutycznej opracowaną na etapie I (z niektórymi pozycjami występującymi w różnych wersjach), a później oryginalną wersję angielską. Między obydwoma wersjami testu badani wykonywali zadanie polegające na odtworzeniu z pamięci jednej z figur złożonych wchodzących w skład Testu Figur Raya, które w założeniu miało angażować uwagę i pamięć krótkotrwałą uczestników badania bez odwołania do żadnego z systemów reprezentacji językowej. Odpowiedzi udzielone na poszczególne wersje pozycji testowych były porównywane przy użyciu dwóch współczynników: (1) sumy różnic między odpowiedzią na angielską i polską wersję danej pozycji, obliczanej osobno dla każdej pozycji, oraz (2) sumy różnic między odpowiedzią na angielską wersję danej pozycji i jej wersję polską, w przypadkach, w których udzielone odpowiedzi znajdowały się po przeciwnych stronach skali, tj. odpowiedź w jednej wersji była pozytywna, a w drugiej negatywna bądź na odwrót. Te pozycje, dla których wartość pierwszego współczynnika była wyższa niż 3 lub wartość drugiego współczynnika była większa niż 2, uznano za szczególnie zagrożone pod względem trafności i przygotowano ich dodatkowe tłumaczenia, które dołączono do pierwszej wersji kwestionariusza i wykonano powtórne badanie.

Na **etapie III** uczestniczyło 11 studentów IV roku filologii angielskiej; były to osoby, które nie brały udziału w poprzednim etapie badania. Badanie i analiza wyników przebiegały analogicznie jak na etapie II. Do ostatecznej wersji skali wybrano pozycje, na które badani odpowiadali w najbardziej zbliżony sposób w obu wersjach. Wartość korelacji między wynikami uzyskanymi przez osoby dwujęzyczne w obu wersjach narzędzia była dość wysoka: $r(8) = 0{,}79$; $p = 0{,}006$ – zwłaszcza w porównaniu z wynikami badania test-retest wykonywanymi oryginalną wersją TRS (dla pomiarów wykonanych w odstępie

[2] Mianowicie kategoria taka właściwie powinna być traktowana jako brak danych, co znacznie utrudnia wykonywanie analiz statystycznych (por. Górniak, 2000, s. 74).

jednego tygodnia r = 0,76 – Lukin, Dowd, Plake, Kraft, 1985 – za: Dowd, Milne, Wise, 1991), co świadczy na korzyść trafności adaptacji lingwistycznej polskiej wersji skali. Ocena jej właściwości psychometrycznych była przedmiotem dalszych badań.

OSOBY BADANE I PRZEBIEG BADAŃ

W badaniu wzięły udział 333 osoby: 214 kobiet (64,3%) i 116 mężczyzn (34,8%); trzy osoby (0,9%) nie podały płci. Podobnie jak w badaniach przy konstruowaniu oryginalnej wersji TRS badani byli studentami (w tym wypadku zarządzania, fizyki, ekonomii, socjologii). Wiek osób badanych wahał się od 18 do 27 lat; średnia wieku wyniosła 21,87; mediana 22; a odchylenie standardowe 2,01. Badanych informowano, że otrzymują do wypełnienia kilka testów psychologicznych, mierzących różne cechy osobowości (jednak nie jest to pomiar inteligencji ani drażliwych cech) oraz że dokładny cel badania zostanie im wyjawiony po wypełnieniu testów. Po badaniu uczestnicy otrzymywali wyjaśnienie odnośnie do celu badania (adaptacja amerykańskiego narzędzia do polskich warunków) oraz krótki opis przedmiotu pomiaru każdej z zastosowanych skal. Spośród studentów ekonomii 55 osób wypełniło Skalę Reaktancji Terapeutycznej dwukrotnie, w odstępie trzech tygodni.

NARZĘDZIA

Badani otrzymywali do wypełnienia przygotowaną na etapie adaptacji lingwistycznej polską wersję Skali Reaktancji Terapeutycznej oraz – w celu zbadania trafności polskiej wersji TRS – (w różnych zestawach) polskie wersje narzędzi zastosowanych w badaniach trafności oryginalnej wersji kwestionariusza. Były to: Skala I-E Rottera (w tłumaczeniu Olearnika), Skala K z wersji skróconej kwestionariusza MMPI (WISKAD) – wydanie drugie poprawione przez Z. Płużek w 1998 roku, Skala Depresji Becka oraz Inwentarz Stanu i Cechy Lęku (ISCL) autorstwa Spielbergera, Posucha i Lushene'a, w adaptacji Spielbergera, Strelaua, Tysarczyk i Wrześniewskiego. Badani otrzymywali do wypełnienia narzędzia w określonych zestawach: Skala Reaktancji Terapeutycznej, ISCL, Skala Depresji Becka (31 studentów zarządzania, UJ); Skala Reaktancji Terapeutycznej, skala I-E, skala K, arkusz eksperymentalny (60 studentów fizyki, URz; 23 studentów socjologii, UJ); Skala Reaktancji Terapeutycznej, ISCL, Skala Depresji Becka, arkusz eksperymentalny (24 studentów fizyki, URz); Skala Reaktancji Terapeutycznej, skala I-E (12 studentów fizyki, URz); Skala Reaktancji Terapeutycznej, ISCL, arkusz eksperymentalny (17 studentów ekonomii, UJ); Skala Reaktancji Terapeutycznej, Skala Depresji Becka, arkusz eksperymentalny (17 studentów ekonomii, UJ); Skala Reaktancji Terapeutycznej, skala I-E, arkusz eksperymentalny (49 studentów ekonomii, UJ); Skala Reaktancji Terapeutycznej, skala K, arkusz eksperymentalny (23 studentów ekonomii, UJ); Skala Reaktancji Terapeutycznej, ISCL, skala K, arkusz eksperymentalny (10 studentów socjologii, UJ); Skala

Reaktancji Terapeutycznej (54 studentów ekonomii, UJ; dziewięciu studentów socjologii, WSE; cztery osoby studiujące inne kierunki studiów). Skala Reaktancji Terapeutycznej znajdowała się zawsze na początku zestawu narzędzi, natomiast arkusz eksperymentalny był zawsze na końcu; kolejność pozostałych narzędzi była różna.

Oprócz wymienionych kwestionariuszy część badanych otrzymała do wypełnienia arkusz eksperymentu zawierający kilkuzdaniową wypowiedź proekologiczną, opatrzoną komunikatem w wersji ograniczającej wolność (zawierającej informację, że jej autorem jest znany autorytet i że badani powinni się z nią zgadzać) i neutralnej. Badani mieli następnie ocenić, do jakiego stopnia zgadzają się z tą wypowiedzią, udzielając odpowiedzi na 20-punktowej skali. Zakładano, że jeżeli narzędzie jest trafne, osoby o wysokiej reaktancji mierzonej TRS będą także bardziej skłonne reagować stanem reaktancji w odpowiedzi na stworzone w warunkach eksperymentalnych zagrożenie swobody wyboru.

WYNIKI BADANIA POLSKĄ WERSJĄ TRS

W zbadanej próbie średnia wielkość reaktancji, mierzona wynikiem ogólnym w polskiej wersji Skali Reaktancji Terapeutycznej, wynosiła 73,35; mediana 73, a odchylenie standardowe 6,65. Najniższy zmierzony poziom reaktancji wynosił 56, a najwyższy 99. Reaktancja mierzona polską wersją TRS miała w przybliżeniu rozkład normalny, nieco dodatnio skośny (współczynnik skośności na poziomie 0,25; nie przekraczający dwukrotności swojego błędu standardowego). Średnia wartość reaktancji behawioralnej wyniosła 41,77, a reaktancji werbalnej – 31,58. Rozkłady wyników w obydwu podskalach były nieznacznie dodatnio skośne. Statystyki obliczone na podstawie danych z badania na próbie z populacji polskiej zostały porównane za pomocą testu *t* Studenta z wartościami uzyskanymi w badaniach amerykańskich (tab. 1).

Tabela 1.
Wyniki testów istotności różnic średnich wysokości reaktancji (TRS) uzyskanych w badaniu na polskiej próbie (*n* = 333) i w badaniach na próbach amerykańskich

Średnia wartość reaktancji w próbie polskiej	Średnie wartości reaktancji w próbach amerykańskich	*t*	*df*	*p* (dwustronne)
73,35	66,68[a]	18,298	332	<0,001
73,35	68,87[a]	12,288	332	<0,001
73,35	70,07[b]	8,996	332	<0,001

Źródło: [a] Dowd, Milne, Wise, 1991; [b] Buboltz, Thomas, Donnell, 2002

Wyniki testu pozwalają stwierdzić, że Polaków (podobnie jak Portugalczyków i Niemców) cechuje wyższy, mierzony za pomocą TRS, poziom reaktancji niż mieszkańców Stanów Zjednoczonych[3]. Uzyskane wyniki wydają się interesujące, jako że teoretycznie należałoby oczekiwać wysokiej reaktancji w kulturach o silnym indywidualizmie i wewnątrzsterowności, a więc w np. Stanach Zjednoczonych (zob. Trompenaars, Hampden-Turner, 2000).

Porównano także średnią wysokość reaktancji u mężczyzn i kobiet, nie zakładając żadnego kierunku zależności. Okazało się, że mężczyźni mają istotnie statystycznie wyższą średnią reaktancję mierzoną TRS niż kobiety (t[328] = = -3,24; p = 0,001). Jest to zgodne z wynikami kilku wspomnianych wyżej badań oryginalną wersją skali, w których mężczyźni mieli wyższą bądź taką samą reaktancję jak kobiety. W badaniu polską wersją TRS nie było istotnych różnic między płciami w zakresie reaktancji werbalnej (t[328] = -1,67; p = 0,1), natomiast mężczyźni mają wyraźnie wyższą niż kobiety reaktancję behawioralną (t[328] = -3,56; p<0,0005). Jednoczynnikowa analiza wariancji ANOVA nie wykazała istotnych różnic między kierunkiem studiów a poziomem reaktancji (F[332] = 0,63; p = 0,69), co potwierdza względną jednorodność próby pod kątem badanej zmiennej.

Struktura czynnikowa

Jakkolwiek pomiar na 4-punktowej skali jest zasadniczo uważany za niewystarczający dla przeprowadzenia analizy czynnikowej, w literaturze spotyka się analizy czynnikowe wykonane na zbiorze zmiennych mierzonych na 4-punktowych skalach; tak postąpili także autorzy Skali Reaktancji Terapeutycznej (Dowd, Milne, Wise, 1991). Wiadomo również o dużej odporności analizy czynnikowej na zniekształcenia spowodowane wykorzystaniem danych z pomiarów na skalach porządkowych[4]. Z drugiej strony autorzy badania weryfikującego własności psychometryczne TRS zwracali uwagę, że zastosowaną 4-punktową skalę trudno uznać za ciągłą i uprawniającą do stosowania – obliczyli zatem korelacje politymiczne (*polytymous correlations*) między pozycjami testowymi, zaś uzyskane rezultaty potraktowali jako materiał do eksploracyjnej analizy czynnikowej (Buboltz, Thomas, Donnell, 2002).

W związku z powyższym badanie struktury czynnikowej polskiej wersji Skali Reaktancji Terapeutycznej wykonano na trzy sposoby, stosując: (1) typową macierz korelacji (wzorem autorów TRS); (2) macierz korelacji, w której zamiast współczynników korelacji liniowej r Pearsona znajdowały się miary siły związku między zmiennymi porządkowymi – współczynniki *tau-b* Kendalla (więcej o tej metodzie zob. Górniak, 2000), analogicznie do postępowania

[3] Ponieważ Dowd (2002) nie podaje precyzyjnie, jaką średnią wartość reaktancji mieli badani Portugalczycy i Niemcy, niemożliwe było zbadanie różnic między mieszkańcami tych krajów a Polakami.

[4] Jednym z ważniejszych efektów pomiaru na skali porządkowej zmiennych, które w rzeczywistości są ciągłe, jest tłumienie korelacji między nimi – tym silniejsze, im mniej pozycji ma skala porządkowa (Górniak, 2000, s. 312).

Buboltza i współpracowników; (3) analizę głównych składowych dla zmiennych jakościowych (Categorical Principal Components Analysis, CATPCA)[5]. Wymienione techniki zastosowano, wymuszając dla każdej z nich rozwiązania z dwoma i czterema czynnikami oraz proponując szereg modeli, które porównywano z rezultatami dwóch badań właściwości psychometrycznych oryginalnej wersji TRS. Tabela 2 zawiera porównanie dwóch modeli najbardziej zbliżonych do modeli opracowanych na podstawie oryginalnej wersji skali.

Model A został zaproponowany przez autorów skali (Dowd, Milne, Wise, 1991), którzy wyodrębnili wymiary metodą czynnika głównego, stosując rotację nieortogonalną Oblimin. Dwa czynniki – Reaktancja Behawioralna i Reaktancja Werbalna – wyjaśniały 26% całkowitej wariancji zmiennych i były skorelowane na poziomie 0,37. Model A' przedstawia wyniki analizy czynnikowej wykonanej na danych zebranych polską wersją TRS w oparciu o macierz współczynników korelacji dla zmiennych porządkowych *tau-b* Kendalla (wymuszono rozwiązanie dwuczynnikowe i zastosowano rotację Oblimin). Dwa wyodrębnione wymiary wyjaśniały w tym wypadku ok. 13% wariancji. Spośród 14 pozycji, które miały większe ładunki na czynniku pierwszym, osiem wchodziło w skład oryginalnej podskali Reaktancja Werbalna. Z 14 pytań, których ładunki czynnikowe na wymiarze II były większe niż na wymiarze I, 11 należało do podskali mierzącej reaktancję behawioralną. Jakkolwiek istnieje podobieństwo między strukturą czynników zidentyfikowaną przez Dowda i współpracowników a rozwiązaniem uzyskanym w badaniu polską wersją TRS (zwłaszcza odnośnie do podskali reaktancji behawioralnej), nie jest ono jednak pełne i – jak się wydaje – także niewystarczające, by uznać te rozwiązania za równoważne. Co więcej, rozwiązanie dwuczynnikowe wyjaśnia jedynie niewielką część wariancji i nie jest sugerowane przez kryteria wyboru czynników. Te argumenty przemawiają za odrzuceniem rozwiązania dwuczynnikowego jako nieoptymalnego.

Model B został zaproponowany przez Buboltza i współpracowników (Buboltz, Thomas, Donnell, 2002), którzy opierali się na macierzy współczynników korelacji politymicznej (*polytymous correlations*), wyodrębniając czynniki metodą największej wiarygodności i rotując je metodą Oblimin. Za najlepsze uznali rozwiązanie czteroczynnikowe, wyjaśniające 38% wariancji. Otrzymane czynniki nazwano: Niechęć wobec Władzy, Podatność na Wpływ, Unikanie

[5] CATPCA jest techniką analizy statystycznej należąca do tzw. skalowania optymalnego, umożliwiającą poddanie zmiennych jakościowych analizie analogicznej do analizy głównych składowych wykonywanej na zmiennych ilościowych. W CATPCA zmienne ulegają nieliniowej transformacji maksymalizującej liniowe związki między nimi. Na kwantyfikowanych w ten sposób wartościach zmiennych wykonywana jest następnie analiza głównych składowych. Stosowane w CATPCA przekształcenie maksymalizuje związki liniowe miedzy zmiennymi, zatem włączenie tak przygotowanych zmiennych powinno zwiększyć proporcję wyjaśnianej wariancji (jako że analiza czynnikowa wyjaśnia jedynie wariancję wspólną), a więc poprawić reprezentację zmiennych w modelu.

Konfliktu, Obrona Wolności. Interkorelacje czyników wahały się od 0,12 do 0,24. Model B' zbudowano, opierając się na wynikach badania polską wersją TRS. Zmienne skwantyfikowano przy użyciu CATPCA i na tak przygotowanych danych wykonano analizę metodą największej wiarygodności i przy zastosowaniu rotacji Oblimin (zbliżone rezultaty uzyskano, budując analogiczny model na macierzy współczynników *tau-b* Kendalla). Cztery wyodrębnione czynniki wyjaśniały w tym wypadku 22% wariancji, a test dopasowania modelu do danych sugerował odrzucenie rozwiązania na poziomie istotności $p<0{,}001$. W tym wypadku wymiar pierwszy (ok. 10% wariancji) można interpretować podobnie jak czynnik IV w badaniu Buboltza, tj. jako upór i skłonność do obrony swoich poglądów; wymiar II (ok. 5% wariancji) może odpowiadać podskali Niechęć wobec Władzy, wymiar III (ok. 5% warianacji) podskali Opór wobec Wpływu, a wymiar IV (ok. 3% wariancji) mógłby być uznany za odpowiednik podskali mierzącej skłonność do unikania konfliktu. Wartości bezwzględne interkorelacji czynników zawierają się w przedziale od 0,02 o 0,36.

Tabela 2.

Porównanie wyników analizy czynnikowej wykonanej na danych zebranych oryginalną i polską wersją skali TRS[a]

Nr pozycji	Treść pytania[b]	Model A – Dowd i in.		Model A' – badania własne		Model B – Buboltz i in.[c]				Model B' – badania własne			
		I	II	I	II	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1	Jeśli w restauracji podają mi wystygły posiłek, zgłaszam swoje niezadowolenie obsłudze.	●		●		–	–	–	–		○		
2	Denerwują mnie przedstawiciele władzy, którzy próbują narzucać mi, co mam robić.	●			●	○						○	
3	Często jestem zmuszona/zmuszony kwestionować opinie autorytetów.		●		●	○						○	
4	Cieszę się, gdy widzę, że ktoś łamie zasady.	●			●	○						○	
5	Mam bardzo silną potrzebę zachowania swojej wolności osobistej.		●	●					○		○		
6	Lubię udawać, że nie zgadzam się z rozmówcą, po to, by dyskusja była ciekawsza.	●			●							○	
7	Podczas dyskusji łatwo daję się przekonać innym. (R)		●	●			○				○		
8	Bawi mnie dobra sprzeczka.	●			●							○	
9	Wolałabym/wolałbym mieć większy wpływ na to, co robię w pracy.		●		●							○	

10	Kiedy ktoś mówi mi, co mam robić, często robię na odwrót.	●			●	○							○		
11	Czasami obawiam się wyrazić swoją opinię, jeśli wiem, że inni mają odmienne zdanie. (R)		●	●			○				○				
12	Naprawdę drażni mnie, kiedy policjanci mówią ludziom, co mają robić.	●			●	○							○		
13	Jestem skłonna/skłonny zmienić plany, gdy ktoś z grupy chce robić coś innego. (R)	●		●		–	–	–	–						○
14	Przeszkadza mi, gdy ktoś mi dyktuje, co mam robić.		●		●								○		
15	Lubię dyskutować z innymi ludźmi.		●	●					○		○				
16	Kiedy ktoś prosi mnie o przysługę, zwykle zastanawiam się, jakie są jego/jej prawdziwe zamiary.	●			●										○
17	Nie jestem zbyt tolerancyjna/tolerancyjny wobec prób przekonania mnie do czegoś.	●			●	–	–	–	–				○		
18	Często postępuję zgodnie z sugestiami innych. (R)		●	●			○								○
19	Jestem dość uparta/uparty.	●		●					○	○					
20	Zależy mi na posiadaniu silnej pozycji względem innych osób.	●			●								○		
21	Jestem otwarta/otwarty na rozwiązania, jakie dla moich problemów znajdują inni. (R)	●		●				○							○
22	Lubię „utrzeć nosa" ludziom, którzy myślą, że mają rację.	●			●								○		
23	Uważam się za osobę, która woli współzawodniczyć niż współpracować.	●			●								○		
24	Jestem skłonna/skłonny wyświadczyć komuś przysługę, nie zastanawiając się, dlaczego to robię. (R)		●	●											○
25	Zwykle podążam za radami innych. (R)		●	●			○								○
26	Uważam, że lepiej jest bronić tego, w co się wierzy, niż milczeć.		●	●					○	○					
27	Jestem bardzo uparta/uparty i trzymam się swoich zasad.	●		●						○					
28	Bardzo zależy mi na tym, żeby zgadzać się z ludźmi, z którymi pracuję. (R)	●		●				○		○					

[a] Znaki ● i ○ identyfikują czynniki najsilniej ładowane przez daną pozycję; [b] (R) oznacza pozycję o odwróconym kodowaniu; [c] z uwagi na niskie wartości zasobu zmienności wspólnej badacze wyłączyli z analizy pozycje 1, 13, 17

Wydaje się zatem, że interpretacja wyodrębnionych w Modelu B' czynników jest dość zbliżona do tej zaproponowanej przez Buboltza i współpracowników, zwłaszcza przy zwróceniu uwagi na treść poszczególnych pozycji, a nie

poprzestaniu na mechanicznej analizie wzoru ładunków czynnikowych w macierzy. Mimo to model jest źle dopasowany do danych i reprezentuje niewielką (i mniejszą niż w oryginalnym badaniu) część całkowitej wariancji zmiennych.

Z przetestowanych rozwiązań najlepszy okazał się wynik analizy głównych składowych wykonanej na macierzy współczynników korelacji liniowej, z zastosowaniem rotacji Varimax zakładającej nieskorelowanie czynników (tab. 3).

Tabela 3.
Wyniki analizy głównych składowych (z rotacją Varimax) na wynikach zebranych polską wersją skali TRS (*n* = 33)

Nr pozycji	Treść pytania[a]	Składowe									
		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
11	Czasami obawiam się wyrazić swoją opinię, jeśli wiem, że inni mają odmienne zdanie. (R)	•									
18	Często postępuję zgodnie z sugestiami innych. (R)	•									
25	Zwykle podążam za radami innych. (R)	•									
7	Podczas dyskusji łatwo daję się przekonać innym. (R)	•									
1	Jeśli w restauracji podają mi wystygły posiłek, zgłaszam swoje niezadowolenie obsłudze.	•									
27	Jestem bardzo uparta/uparty i trzymam się swoich zasad.		•								
26	Uważam, że lepiej jest bronić tego, w co się wierzy, niż milczeć.		•								
19	Jestem dość uparta/uparty.		•								
20	Zależy mi na posiadaniu silnej pozycji względem innych osób.			•							
22	Lubię „utrzeć nosa" ludziom, którzy myślą, że mają rację.			•							
23	Uważam się za osobę, która woli współzawodniczyć niż współpracować.			•							
14	Przeszkadza mi, gdy ktoś mi dyktuje, co mam robić. (R)				•						
9	Wolałabym/wolałbym mieć większy wpływ na to, co robię w pracy.				•						
10	Kiedy ktoś mówi mi, co mam robić, często robię na odwrót.				•						

16	Kiedy ktoś prosi mnie o przysługę, zwykle zastanawiam się, jakie są jego/jej prawdziwe zamiary.					•					
24	Jestem skłonna/skłonny wyświadczyć komuś przysługę, nie zastanawiając się, dlaczego to robię. (R)					•					
17	Nie jestem zbyt tolerancyjna/tolerancyjny wobec prób przekonania mnie do czegoś.					•					
6	Lubię udawać, że nie zgadzam się z rozmówcą, po to, by dyskusja była ciekawsza.						•				
8	Bawi mnie dobra sprzeczka.						•				
2	Denerwują mnie przedstawiciele władzy, którzy próbują narzucać mi, co mam robić.							•			
5	Mam bardzo silną potrzebę zachowania swojej wolności osobistej.							•			
3	Często jestem zmuszona/zmuszony kwestionować opinie autorytetów.							•			
13	Jestem skłonna/skłonny zmienić plany, gdy ktoś z grupy chce robić coś innego. (R)								•		
15	Lubię dyskutować z innymi ludźmi.								•		
21	Jestem otwarta/otwarty na rozwiązania, jakie dla moich problemów znajdują inni. (R)									•	
28	Bardzo zależy mi na tym, żeby zgadzać się z ludźmi, z którymi pracuję. (R)									•	
4	Cieszę się, gdy widzę, że ktoś łamie zasady.										•
12	Naprawdę drażni mnie, kiedy policjanci mówią ludziom, co mają robić.										•

[a] (R) oznacza pozycję o odwróconym kodowaniu

Zgodnie z kryterium Kaisera wyodrębniono 10 czynników o dość klarownej interpretacji, wyjaśniających razem 58% wariancji. Czynnik I może być określony jako „przekonanie o słuszności swojego zdania", czynnik II to „upór", czynnik III – „skłonność do współzawodnictwa", czynnik IV – „dążenie do dominacji", czynnik V – „nieuleganie innym", czynnik VI – „przekora w dyskusji", czynnik VII – „sprzeciwianie się władzy i autorytetom", czynnik VIII – „przekora w działaniu", czynnik IX – „skłonność do współpracy", czynnik X

– „przeciwstawianie się normom". Jakkolwiek model ten prawdopodobnie trafnie identyfikuje wiele składowych elementów reaktancji w ujęciu dyspozycyjnym (co świadczy także o trafności czynnikowej polskiej wersji skali), tak wyodrębnione wymiary nie mogą jednak służyć jako podskale (współczynniki α Cronbacha podskal zawierają się w tym wypadku w przedziale od 0,2 do 0,65 – częściowo z racji na niewielką ilość pozycji). Wydaje się zatem, że niezależnie od faktu, iż – zgodnie ze zdaniem Buboltza i współpracowników (2002) – reaktancja jest konstruktem wielowymiarowym i powinna być mierzona narzędziem, które to uwzględnia, najlepiej jest posługiwać się Skalą Reaktancji Terapeutycznej jako narzędziem jednowymiarowym.

Rzetelność i trafność

Rzetelność polskiej wersji Skali Reaktancji Terapeutycznej sprawdzano, obliczając zgodność wewnętrzną testu, rzetelność międzypołówkową i stabilność bezwzględną oraz porównując otrzymane wyniki z wartościami otrzymanymi w badaniach oryginalną wersją skali.

Zgodność wewnętrzna TRS, mierzona współczynnikiem α Cronbacha, wynosiła w badaniu Dowda i współpracowników 0,81 (dla podskali Reaktancja Behawioralna 0,84, a dla podskali Reaktancja Werbalna 0,75). Autorzy weryfikacji własności TRS, którzy wykonali badania na dużej próbie (liczącej 883 osoby w porównaniu ze 130 osobami w badaniu Dowda), otrzymali jednak znacznie niższą zgodność wewnętrzną: dla całej skali 0,65; dla Reaktancji Werbalnej 0,49; dla Reaktancji Behawioralnej 0,59 (Buboltz, Thomas, Donnell, 2002). Wartość współczynnika α Cronbacha dla polskiej wersji skali wynosiła 0,708, była zatem nieco wyższa niż w badaniu Buboltza i przekraczała nieznacznie wartość 0,7, którą często przyjmuje się za kryterium rzetelności skali. Wartości współczynników obliczonych dla obu podskal TRS są podobne jak w badaniu Buboltza (0,59 i 0,6) i zbyt niskie, by uznać je za rzetelne narzędzia, co potwierdza konieczność traktowania TRS jako jednowymiarowego narzędzia.

Rzetelność polskiej wersji TRS szacowano przy użyciu współczynnika Spearmana-Browna, którego wartość wyniosła 0,63. Niestety ani w pracy Dowda, ani w pracy Buboltza nie ma informacji o uzyskanych przez nich wartościach tej statystyki. Rzetelność polskiej wersji TRS, mierzona metodą korelacji test-retest w odstępnie trzech tygodni, wynosiła: $r(53) = 0{,}76$ ($p<0{,}001$) i była wyraźnie wyższa niż rzetelność oryginału, która w badaniach Dowda i współpracowników była równa 0,59 dla pomiarów dokonywanych w odstępie trzech tygodni (0,76 przy porównywaniu badań wykonanych w odstępie jednego tygodnia).

Argumentów za trafnością (czynnikową) polskiej wersji skali dostarczają – jak już wspomniano – wyniki analizy czynnikowej, zwłaszcza rozwiązanie z dziesięcioma czynnikami. Zbadano także trafność teoretyczną TRS w aspekcie zbieżnym i różnicowym. Aspekt zbieżny sprawdzono w ten sam sposób, jak trafność wersji oryginalnej, tj. korelując wyniki w TRS z wynikami w skali Skali Wewnętrzne-Zewnętrzne Umiejscowienie Kontroli (I-E) Rottera oraz

w skali K z kwestionariusza WISKAD (MMPI) (Morgan, 1986 – za: Dowd, Milne, Wise, 1991). Uzyskano wartość współczynnika korelacji liniowej $r(142) = 0,14$, istotną przy założeniu istotności jednostronnej ($p = 0,04$). Obliczenie poziomu istotności jednostronnej jest uzasadnione, jako że zgodnie z teorią i z wynikami wcześniejszych badań należy oczekiwać niewielkiego związku dodatniego między wewnętrznym poczuciem kontroli a skłonnością do reagowania reaktancją. Uzyskany wynik był istotny, jednak nieco niższy niż ten pochodzący z badania oryginalną wersją skali: $r = 0,27$; $p<0,05$. Zbadano także korelację między reaktancją a wynikiem w skali K z kwestionariusza WISKAD. Uzyskany wynik był jednak nieistotny statystycznie, $r(113) = -0,13$; $p = 0,18$, zarówno przy dwustronnym poziomie istotności, jak i przy założeniu istotności jednostronnej ($p = 0,09$), mimo że w badaniu oryginalną wersją skali wynosił: $r = -0,48$ (przy istotności $p<0,005$). Korelacja między reaktancją behawioralną mierzoną polską wersją TRS a wynikiem w skali K była jednak istotna na poziomie $p = 0,006$ i wynosiła $r(113) = -0,26$, co było rezultatem zbliżonym do uzyskanego przy użyciu oryginalnej wersji TRS ($r = -0,43$; $p<0,0005$). Nieistotna była natomiast korelacja między podskalą Reaktancji Werbalnej a skalą K ($p = 0,3$) – tak samo jak w badaniu amerykańską wersją TRS.

Wyraźniejsze potwierdzenie związku pomiaru na skali I-E oraz skali K z poziomem reaktancji mierzonej TRS przynosi zastosowanie *post hoc* nieco subtelniejszej metody analizy – regresji wielokrotnej. W modelu, w którym zmienną niezależną był wynik w skali K, a zmienną zależna wynik w TRS, uzyskano nieistotną statystycznie wartość współczynnika regresji ($p = 0,18$). Jednak dołączenie do modelu drugiej zmiennej niezależnej, wewnętrznego poczucia kontroli mierzonego skalą I-E, pozwoliło stwierdzić, że obydwie zmienne niezależne są skorelowane na poziomie $r(81) = 0,44$; $p<0,0005$; i dopiero po obliczeniu współczynników regresji i korelacji semicząstkowej okazało się, że z reaktancją mierzoną TRS jest istotnie związany zarówno wynik w skali K – $b(81) = -0,47$; $p = 0,02$, jak i wynik w skali I-E na poziomie $b(81) = 0,45$; $p = 0,02$.

Aspekt różnicowy trafności teoretycznej Skali Reaktancji Terapeutycznej weryfikowano podobnie jak w badaniach oryginalną wersją narzędzia – korelując wynik w TRS z pomiarem stanu lęku i cechy lęku (ISCL) oraz z wynikiem w Inwentarzu Depresji Becka (BDI). Na podstawie porównania z badaniami wykonanymi oryginalną wersją TRS (Lukin, Dowd, Plake, Kraft, 1985 – za: Dowd, Milne, Wise, 1991) oczekiwano wyników nieistotnych statystycznie i takie uzyskano: dla korelacji między reaktancją i stanem lęku wyniosła: $p = 0,36$; $n = 83$; między reaktancją i cechą lęku: $p = 0,66$; $n = 82$; a między reaktancją a wynikiem w Skali Depresji Becka: $p = 0,88$; $n = 71$.

Do potwierdzenia trafności teoretycznej miały także posłużyć rezultaty opisanego wcześniej eksperymentu. Jednak zastosowana manipulacja eksperymentalna nie powiodła się – nie było istotnych statystycznie różnic między grupą eksperymentalną a kontrolną (wyniki w teście Manna-Withneya: $U[217] = 5819,5$; $p = 0,70$). Prawdopodobnie komunikat zagrażający swobodzie

wyboru był zbyt słaby. Tym samym wyniki eksperymentu nie mogły posłużyć jako kryterium trafności skali.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

W polskiej literaturze psychologicznej stosunkowo niewiele miejsca poświecono problematyce reaktancji, a szczególnie jej ujęciu jako wymiaru różnic indywidualnych. Przygotowanie adaptacji Skali Reaktancji Terapeutycznej do warunków polskich jest krokiem w kierunku wypełnienia tej luki. Przeprowadzone badania wskazują, że polska wersja TRS jest narzędziem o wystarczającej spójności wewnętrznej i zadowalającej stabilności bezwzględnej. Wykazano także trafność zbieżną i różnicową narzędzia, jakkolwiek w przyszłych badaniach należałoby także wykazać trafność kryterialną narzędzia.

Nie udało się jak dotąd ustalić stabilnej struktury czynnikowej Skali Reaktancji Terapeutycznej – dotyczy to zarówno oryginalnej, jak i polskiej wersji skali. Uzyskane wyniki skłaniają zatem do traktowania narzędzia jako jednowymiarowego. W perspektywie przyszłych badań szczególnie potrzebne wydaje się przeprowadzenie konfirmacyjnej analizy czynnikowej jako właściwej metody do weryfikacji struktury czynnikowej, przydatnej także dla dokładniejszego zbadania samego konstruktu, jakim jest skłonność do reagowania reaktancją.

BIBLIOGRAFIA

Brehm, J. W. (1966). *A theory of psychological reactance*. New York: Academic Press.

Brehm, J. W. (1989). Psychological reactance: Theory and applications. *Advances in Consumer Research*, 16, 72-75.

Brehm, J. W., Brehm, S. S. (1981). *Psychological reactance: A theory of freedom and control*. New York: Academic Press.

Buboltz, W. C., Thomas, A., Donnell, A. J. (2002). Evaluating the Factor Structure and Internal Consistency Reliability of the Therapeutic Reactance Scale. *Journal of Counseling and Development*, 80, 120-125.

Carver, C. S. (1977). Self-awareness, perception of threat, and the expression of reactance through attitude change. *Journal of Personality*, 45, 501-512.

Donnell, A. J., Thomas, A., Buboltz, W. C. (2001). Psychological reactance: Factor structure and internal consistency of the Questionnaire for the Measurement of Psychological Reactance. *The Journal of Social Psychology*, 141, 679-687.

Dowd, E. T. (1999). Toward a briefer therapy: Overcoming resistance and reactance in the therapeutic process. [W:] W. J. Matthews, J. Edgette (red.), *Current thinking and research in brief therapies: Solutions, strategies, narratives* (t. 3, s. 263-284). New York: Brunner/Mazel.

Dowd, E. T. (2002). Psychological reactance in health education and promotion. *Health Education Journal*, 61, 113-124.

Dowd, E. T., Milne, C. R., Wise, S. L. (1991). The Therapeutic Reactance Scale: A measure of psychological reactance. *Journal of Counseling and Development*, 69, 541-545.

Dowd, E. T., Trutt, S. D., Watkins, C. E. (1992). Interpretation style and reactance in counselor's social influence. *Psychological Reports*, 70, 247-254.

Dowd, E. T., Wallbrown, F. (1993). Motivational components of client reactance. *Journal of Counseling and Development*, 71, 533-537.

Dowd, E. T., Wallbrown, F., Sanders, D., Yesenosky, J. M. (1994). Psychological reactance and its relationship to normal personality variables. *Cognitive Therapy and Research*, 18, 601-612.

Drwal, R. Ł. (1995). *Adaptacja kwestionariuszy osobowości: wybrane zagadnienia i techniki* (red. P. Brzozowski przy współpracy P. Olesia). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

Górniak, J. (2000). *My i nasze pieniądze. Studium postaw wobec pieniądza*. Kraków: Aureus.

Hellman, C. M., McMillin, W. L. (1997). The relationship between psychological reactance and Self-Esteem. *The Journal of Social Psychology*, 137, 135-138.

Hong, S.-M., Giannakopoluos, E., Laing, D., Williams, N. A. (1994). Psychological reactance: Effects of age and gender. *The Journal of Social Psychology*, 134, 223-228.

Hong, S.-M., Page, S. (1989). A Psychological Reactance Scale: Refinement, factor structure and reliability. *Psychological Reports*, 64, 1323-1326.

Jahn, D., Lichstein, K. C. (1980). The resistive client: A neglected phenomenon in behavior therapy. *Behavior Modification*, 4, 303-320.

Kivetz, R. (2005). Fundamental promotion reactance: The role of effort-reward congruity. *Journal of Consumer Research*, 31, 725-736.

Mann, M. F., Hill, T. (1984). Persuasive communications and the boomerang effect: Some limiting conditions to the effectiveness of positive influence attempts. *Advances in Consumer Research*, 1, 66-70.

Seibel, C. A., Dowd, E. T. (1999). Reactance and therapeutic noncompliance. *Cognitive Therapy and Research*, 23, 373-379.

Thomas, A., Donnell, A. J., Buboltz, W. C. (2001). The hong Psychological Reactance Scale: A confirmatory factor analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 2-13.

Trompenaars, F., Hampden-Turner, C. (2000). *Siedem kultur kapitalizmu: USA, Japonia, Niemcy, Francja, Wielka Brytania, Szwecja, Holandia* (tłum. D. Gostyńska). Warszawa: Dom Wydawniczy ABC. Oficyna Ekonomiczna.

White, T. B., Zahay, D. L., Thorbjørnsen, H., Shavitt, S. (2004). Beyond permission marketing: Improving e-mail response rate with appropriate personalization. Paper to be presented at 16th Annual Direct Marketing Educational Foundation Robert B. Clarke Educator's Conference. Extended abstract http://www.the-dma.org/dmef/proceedings04/3-White-Zahay.pdf (15. 05. 06).

Worchel, S., Andreoli, V., Archer, R. (1976). When a favor is a threat to freedom: The effects of attribution and importance of freedom on reciprocity. *Journal of Personality*, 44, 294-310.