

Richard Gonzalez
University of Michigan

*Małgorzata Siarkiewicz**
Uniwersytet Warszawski

Jak zbadać związek między stopniem zaufania a poziomem satysfakcji z małżeństwa?

Analiza danych od par małżeńskich stanowi problem dla badaczy zainteresowanych określaniem związku pomiędzy takimi zmiennymi, jak stopień zaufania do współmałżonka czy satysfakcja z małżeństwa, ponieważ małżonkowie tworzą diady i ich oceny nie są zatem niezależne. W artykule opisujemy metodę analizy (Gonzalez i Griffin, 1996), która pozwala dokonać dekompozycji korelacji zmiennych na części wyjaśniane przez zróżnicowanie małżonków i par małżeńskich oraz prezentujemy użyteczność tej procedury na przykładzie analizy związku pomiędzy preferencjami kontroli a zaufaniem i satysfakcją w badaniu 74 par małżeńskich.

Wprowadzenie do problematyki analizy danych od małżeństw

Przeprowadzając badania, często nie uwzględniamy wpływu otoczenia społecznego. Badamy stopień zaufania do innych — nie zadając nawet pytania, czy inni ufają badanej przez nas osobie. Jeżeli badamy małżeństwa, napotykamy problem sposobu analizowania tego typu danych. Gdy analizujemy dane pochodzące od par małżeńskich, wydaje się nam, że możemy policzyć jedynie korelację pomiędzy zaufaniem a satysfakcją osobno dla żon, osobno dla mężów. Danych od żony i jej męża nie możemy przecież połączyć i uwzględnić w analizie korelacyjnej jako kolejnych obserwacji jednej zmiennej, ponieważ jednym z założeń jest niezależność pomiarów dotyczących poszczególnych osób, a oceny satysfakcji i zaufania tej samej pary małżeńskiej tego warunku nie spełniają. W artykule zaprezentujemy prostą metodę, która pozwala analizować dane pochodzące od par. Jest prosta, ponieważ opiera się na liczeniu korelacji i nie wymaga stosowania modelowania strukturalnego. Może być szeroko wykorzystywana do analizy danych zbieranych, na przykład, w terapii rodzin.

* Adres do korespondencji: siarkiewicz@gmail.com

Metodę przedstawimy na przykładzie badania zależności pomiędzy zaufaniem a satysfakcją z małżeństwa¹.

Analizując „dane małżeńskie”, badacze najczęściej popełniają cztery błędy (Gonzalez i Griffin, 1996, 2001):

- błąd braku niezależności: badacz liczy korelacje między zmiennymi, ignorując fakt podobieństwa badanych wynikającego z tego, że są małżonkami;
- błąd usunięcia: do badań zapraszany jest tylko jeden małżonek;
- błąd poziomu analizy: średnie wyznaczone dla małżeństw są używane do opisywania małżonków;
- błąd generalizacji poziomu: wnioski dotyczące małżeństw są wyciągane na podstawie analiz przeprowadzanych osobno dla każdego z małżonków.

Przykładem błędnej analizy jest sytuacja, gdy psycholog badający małżeństwa zbiera dane jedynie, na przykład, od żon. Popelnia wówczas *błąd usunięcia*. Jeśli otrzymane wnioski uogólnia na mężów, popelnia dodatkowo *błąd generalizacji poziomu*. Równie błędne byłoby uwzględnianie wyników zarówno od mężów, jak i żon jako kolejnych obserwacji jednej zmiennej. Postępując w ten sposób, badacz ów popelniałby *błąd braku niezależności*.

Problem zależności danych możemy ominąć, uśredniając wyniki małżonków dla danej zmiennej (wyznaczając dla każdego małżeństwa średnią wartość zaufania i średnią wartość satysfakcji). W rezultacie możemy wykazać, na przykład, dodatnią korelację między średnim zaufaniem małżeństwa a jego uśrednionym szczęściem. Nie możemy jednak tego wyniku przekładać na wniosek, że „małżonkowie bardziej ufni są szczęśliwsi w małżeństwie niż mniej ufni”. Formułowanie tego typu wniosków jest przykładem *błędu poziomu analizy*. Na podstawie korelacji uśrednionych wyników dla małżeństwa możemy jedynie stwierdzić, że im wyższy *średni* poziom zaufania w małżeństwie, tym wyższy *średni* poziom szczęścia.

Najczęściej badacze obliczają wskaźniki korelacji osobno dla mężów i osobno dla żon. Choć jest to poprawny sposób postępowania, jego niebagatelna wada polega na zmniejszaniu się liczebności próby. Mimo że zbadano, na przykład, 50 osób, korelacje liczy się dla 25. Bezpośrednią konsekwencją wyboru tego typu analizy jest spadek mocy stosowanych testów statystycznych, co może zaowocować popełnieniem błędu II rodzaju (nieodrzućenia fałszywej hipotezy zerowej).

Podstawowe typy zmiennych w analizie par

Analizowane w badaniach małżeństw zmienne różnią się podstawowym źródłem ich wariacji, która może być wyjaśniana przez (Kenny, 1996):

¹ Prezentowana metoda umożliwia analizę danych pochodzących od grup o dowolnej liczebności, złożonych z osób pełniących zarówno różne, jak i takie same role (Gonzalez i Griffin, 2001; Griffin i Gonzalez, 1995).

1. Rolę

Dla zmiennej „satysfakcja” wariancja wyjaśniana przez *rolę* określa zróżnicowanie średnich poziomów satysfakcji dla żon i mężów od średniej ogólnej. Jeżeli całe zróżnicowanie występowałoby pomiędzy parami, oznaczałoby to, że obydwójce małżonków cechuje ten sam poziom satysfakcji. Innymi słowy — powiemy, że satysfakcja jest zmienną o wariancji wyjaśnianej przez *rolę*, jeśli w każdej parze poziom satysfakcji męża jest taki sam jak jego żony.

2. Parę

Dla zmiennej „satysfakcja” wariancja wyjaśniana przez *parę* opisuje, w jakim stopniu średnia wyników danej pary dotyczących tej zmiennej różni się od średniej ogólnej. Całe zróżnicowanie wyjaśniane jest przez *parę*, jeśli średnia wyników małżonków jest taka sama dla każdej z analizowanych par. Innymi słowy — powiemy, że satysfakcja jest zmienną o wariancji wyjaśnianej przez *parę*, jeśli dla każdego z małżeństw uśredniony poziom satysfakcji męża i jego żony jest taki sam.

3. Małżonków

W tym wypadku wariancja występuje zarówno wewnątrz pary, jak i pomiędzy parami. Powiemy, że satysfakcją jest zmienną o wariancji wyjaśnianej zróżnicowaniem *małżonków*, jeśli w każdej parze będziemy obserwować różnice w poziomie satysfakcji męża i żony, a uśrednione poziomy satysfakcji męża i żony będą różne dla poszczególnych par.

Rozważmy przykładowe dane:

Numer pary	Zmienne					
	X		Y		Z	
	mąż	żona	mąż	żona	mąż	żona
1	1	1	2	3	1	7
2	3	3	4	1	3	4
3	5	5	5	0	2	3
4	3	3	3	2	5	2

Z tabeli możemy odczytać, że:

— zmienną X cechuje wariancja wyjaśniana przez *rolę* (wynik męża i żony w ramach każdej z par jest taki sam);

— zmienną Y cechuje wariancja wyjaśniana przez *parę* (średnia wyniku męża i wyniku żony jest taka sama dla każdej z par i równa 2,5).

— zmienną Z cechuje wariancja wyjaśniana zróżnicowaniem *małżonków* (w każdej z par występują różnice w poziomie satysfakcji męża i żony, a uśrednione poziomy satysfakcji męża i żony są różne dla poszczególnych par).

Badanie niezależności danych

Zależność danych odzwierciedla stopień, w jakim możliwe jest przewidywanie wyniku męża na podstawie wyniku żony (i odwrotnie) na danym wymiarze. Stopień niezależności danych powinien być rutynowo oceniany w badaniach par małżeńskich ze względu na bezpośrednie konsekwencje dla wyboru stosowa-

nych metod statystycznych. Jeśli zmienne są niezależne, jednostką analizy może być małżonek, w przeciwnym razie należy badać pary. Dla danych pochodzących od małżeństw miarą zależności jest zwykła korelacja Pearsona. Znak korelacji może być dodatni (małżonkowie są do siebie podobni) lub ujemny (małżonkowie się uzupełniają)².

Jeśli dane są zależne (małżonkowie są do siebie podobni), możemy modelować strukturę hierarchiczną — jednocześnie uwzględniając poziom pary i poziom małżonków. Do przeprowadzenia analiz niezbędne jest odpowiednie uporządkowanie danych.

Model parowania

Sposób porządkowania danych

Aby zastosować proponowany model analizy, musimy w szczególny sposób zakodować dane. Standardowo jedna zmienna reprezentowana jest w postaci jednej kolumny (jak w tabeli danych zamieszczonej poniżej); *metoda podwójnego wprowadzania* wymaga zarezerwowania dla każdej zmiennej dwóch kolumn. Kolumny te będą się różnić od siebie sposobem uporządkowania wyników. Chwilowo ograniczmy rozważania do jednej zmiennej (niechaj to będzie np. zaufanie, oznaczone przez X).

Wyobraźmy sobie przykładowe dane (za: Kenny, 1995, 1996):

Numer pary	Zmienna X	
	mąż	żona
1	5	7
2	8	4
3	5	6

Metoda podwójnego wprowadzania wymaga zapisania ich w postaci:

Numer pary	Kolejność	Zmienna X	
		X1	X2
1	1	5	7
1	2	7	5
2	1	8	4
2	2	4	8
3	1	5	6
3	2	6	5

Dla każdej zmiennej otrzymujemy w ten sposób dwa razy więcej wierszy niż jest zbadanych małżeństw. Każdą z par wprowadza się podwójnie, stąd nazwa

² Istnieją inne metody oceny niezależności danych (Gonzalez i Griffin, 2001; Kenny, 1995, 1996).

metody. Dla N par będziemy mieli N par wyników w kolejności pierwszej i N par wartości w kolejności drugiej. Numerowanie kolejności jest arbitralne. Kolejność (dalej oznaczana indeksem K) jest zmienną kontrolowaną przy liczeniu korelacji cząstkowych. Będziemy te kolumny nazywać odpowiednio: „nazwa zmiennej 1” i „nazwa zmiennej 2”.

Wyznaczanie korelacji uogólnionych

Jak wcześniej podkreślaliśmy, warunkiem niezbędnym do modelowania zjawisk na poziomie pary — implementacji proponowanego przez nas modelu — jest zależność (podobieństwo) małżonków. Można przytoczyć liczne badania uzasadniające takie założenie (Gonzalez i Griffin, 2001).

Zarówno komponent *pary*, jak i komponent *małżonków* modelowane są w proponowanym paradygmacie jako zmienne latentne³.

Podobnie do przedstawionego wcześniej rozróżnienia zmiennych ze względu na źródło ich wariacji proponujemy podział kowariancji dwóch zmiennych na trzy komponenty (Gonzalez i Griffin, 1996, 1999b):

1. Komponent *roli* — w modelu parowania ma stałą wartość wariacji, co umożliwia wyłączenie go z analizowanego zróżnicowania.

2. Komponent *pary* — w modelu parowania wyrażony jest przez wskaźnik r_p .

3. Komponent *małżonków* — w modelu parowania wyrażony jest przez wskaźnik r_M .

Wróćmy do pytania o związek zaufania małżonków z ich satysfakcją z małżeństwa. Możemy łatwo policzyć korelacje między zaufaniem a satysfakcją osobno dla mężów i żon, aby jednak mówić o ogólnej zależności (prawdziwej dla całego zbioru danych), musimy wyznaczyć uogólnioną *korelację małżonków* pomiędzy zaufaniem a satysfakcją (dalej będziemy ją oznaczać jako $r_{X|Y1,K}$). Korelacja ta (po podniesieniu wartości współczynnika do kwadratu) będzie opisywać siłę liniowego związku pomiędzy dwoma zmiennymi X i Y (w naszym przykładzie: pomiędzy zaufaniem a satysfakcją) dla wszystkich osób w badanej próbie.

Drugie interesujące nas pytanie mogłoby dotyczyć innej korelacji uogólnionej. Moglibyśmy się zastanawiać, czy zaufanie żony związane jest z satysfakcją męża (i odwrotnie). Innymi słowy: czy uogólniona *krzyżowa korelacja pary* pomiędzy zaufaniem a satysfakcją (dalej będziemy ją oznaczać jako $r_{X|Y2,K}$) jest istotna statystycznie. Metoda parowania pozwala uzyskać odpowiedzi na te pytania.

Wyznaczanie *korelacji uogólnionych* (małżonków i pary) ma kilka zalet w porównaniu z powszechną praktyką liczenia osobnych korelacji dla żon i mężów. Po pierwsze, w przypadku struktury korelacji identycznej dla żon i mężów

³ Proponowany model parowania możemy również wykorzystać do konstrukcji modeli regresji (Gonzalez i Griffin, 1999).

współczynnik korelacji uogólnionej $r_{X|YI,K}$ jest bardziej rzetelnym estymatorem wartości korelacji w populacji niż korelacje liczone osobno dla żon i mężów. Po drugie, test statystyczny istotności korelacji uogólnionej będzie miał większą — w porównaniu z korelacjami liczonymi oddzielnie dla żon i mężów — moc (tj. większą zdolność odrzucania fałszywej hipotezy zerowej). Będzie to spowodowane chociażby większą liczebnością próby.

Aby wyznaczanie korelacji uogólnionych było uprawnione, muszą być spełnione pewne założenia (Gonzalez i Griffin, 1999b; Siarkiewicz, 2004).

Modelowanie struktury hierarchicznej

Proponowany przez nas sposób analizy nosi nazwę *modelu parowania*. Pierwszym etapem jest wyznaczanie korelacji uogólnionych, drugim — modelowanie struktury hierarchicznej. Modelowanie struktury hierarchicznej polega na *rozdzieleniu komponentu pary od komponentu małżonków* (Gonzalez i Griffin, 1999a). Jak już wspomniano, przyjmuje się, że współzmiennność (kowariancja) pochodzi z dwóch źródeł latentnych: komponentu pary, reprezentującego porcję współzmienności (kowariancji) zmiennych, która jest wspólna dla małżonków oraz komponentu małżonków, reprezentującego porcję współzmienności (kowariancji) zmiennych, która jest charakterystyczna dla małżonka.

Analiza każdego z poziomów (pary i małżonków) może nieść dużo informacji. O ważności przeprowadzania analiz na obydwu poziomach przekonują nas przykłady zmiany kierunku związku między zmiennymi na różnych poziomach. Przykładowo, związek pomiędzy zaufaniem a satysfakcją na poziomie pary może być dodatni, a na poziomie małżonków — ujemny. Taki wynik można zinterpretować następująco: bardziej ufające sobie małżeństwa są bardziej szczęśliwe, ale małżonkowie bardziej ufni w porównaniu do swojego partnera są mniej od niego szczęśliwi (prawdopodobnie częściej ponoszą konsekwencje swojej łatwowierności).

Model parowania pozwala odpowiedzieć na następujące pytania (Gonzalez i Griffin, 1999b):

1. Czy partnerzy są do siebie podobni w ramach każdej ze zmiennych? Innymi słowy, czy istnieje istotny efekt pary dla każdej zmiennej? (Odwołując się ponownie do przykładu: czy istnieje istotna korelacja pomiędzy zaufaniem męża a zaufaniem żony i satysfakcją męża a satysfakcją żony?).
2. Jeśli istnieje zróżnicowanie na poziomie pary w ramach każdej zmiennej, to czy występuje istotna korelacja pomiędzy dwoma zmiennymi na poziomie pary? (W naszym przykładzie: czy istnieje istotna korelacja pomiędzy zaufaniem a satysfakcją na poziomie pary?).
3. Czy w obrębie danej pary zależność wyników małżonków w ramach jednej zmiennej odpowiada zależności ich wyników w ramach drugiej zmiennej? (W naszym przykładzie: czy istnieje istotna korelacja pomiędzy zaufaniem a satysfakcją na poziomie małżonków?).

Pytania te dotyczą źródła obserwowanych zależności i są równoznaczne z pytaniem o to, czy uogólniona korelacja małżonków odzwierciedla poziom pary, poziom małżonków czy obydwu poziomów. Sam współczynnik uogólnionej korelacji małżonków — choć po podniesieniu do kwadratu charakteryzuje siłę związku liniowego — nie pozwala rozdzielić obydwu poziomów analizy. Po wyłączeniu z analiz zróżnicowania związanego z rolą (żona vs. mąż) skorygowana uogólniona korelacja małżonków może być wyrażona w postaci dwóch części:

$$r_{X|YI,K} = a_P r_P + a_M r_M$$

gdzie:

$$a_P = \sqrt{r_{X|X2,K}} \sqrt{r_{Y|Y2,K}} \quad \text{to waga dla poziomu pary}$$

$$a_M = \sqrt{1 - r_{X|X2,K}} \sqrt{1 - r_{Y|Y2,K}} \quad \text{to waga dla poziomu małżonków.}$$

Innymi słowy, cząstkowa uogólniona korelacja małżonków ($r_{X|YI,K}$) pomiędzy wynikami zmiennych X i Y w modelu parowania dla małżeństw jest przedstawiona jako suma ważona wskaźników r_P i r_M .

Wkład poziomu pary (r_P) do uogólnionej korelacji małżonków ($r_{X|YI,K}$) jest tym większy, im większa część wariancji każdej ze zmiennych jest wspólna dla małżonków (oznaczona przez uogólnione korelacje małżonków — $r_{X|X2,K}$ i $r_{Y|Y2,K}$). Zachodzi również relacja odwrotna: wkład poziomu małżonków (r_M) do uogólnionej korelacji małżonków jest tym większy, im mniejsza jest dzielona przez małżonków wariancja danej zmiennej.

Modelowanie struktury hierarchicznej wymaga spełnienia pewnych dodatkowych założeń (Gonzalez i Griffin, 1999b; Siarkiewicz, 2004).

Wskaźniki komponentu (poziomu) pary i małżonków obliczamy według wzorów:

$$r_P = \frac{r_{X|YI,K}}{\sqrt{r_{X|X2,K}} \sqrt{r_{Y|Y2,K}}}$$

$$r_M = \frac{r_{X|YI,K} - r_{X|Y2,K}}{\sqrt{1 - r_{X|X2,K}} \sqrt{1 - r_{Y|Y2,K}}}$$

Mianowniki w powyższych wzorach normalizują skalę korelacji, uwzględniając fakt, iż jedynie część każdej z obserwowanych zmiennych jest skorelowana.

Analiza zgodności preferencji kontroli, stopnia zaufania i poziomu satysfakcji małżonków

Prześledźmy zależność poziomu satysfakcji od stopnia zaufania na danych pochodzących od 74 par małżeńskich (Żyła, 2006). Korelacja między zaufaniem (X) a satysfakcją (Y) wyniosła odpowiednio dla żon 0,469 i mężów 0,498. Policzenie korelacji uogólnionych daje nam więcej informacji:

Zmienne	$r_{X1X2,K}$	$r_{Y1Y2,K}$	$r_{X1Y1,K}$	$r_{X1Y2,K}$	r_p	r_M
X – zaufanie; Y – satysfakcja	0,509	0,845	0,415	0,495	0,755	-0,159

Możemy je zinterpretować następująco:

1. Istotne korelacje zmiennej stopnia zaufania ($r_{X1X2,K} = 0,509$) i poziomu satysfakcji ($r_{Y1Y2,K} = 0,845$) świadczą o istotnej zależności pomiędzy analizowanymi danymi. Innymi słowy, małżonkowie są do siebie podobni w ramach każdej z analizowanych zmiennych. Uprawomocnia to modelowanie struktury hierarchicznej.

2. Uogólniona korelacja małżonków ($r_{X1Y1,K} = 0,415$) po podniesieniu do kwadratu (0,172) mówi o sile związku pomiędzy stopniem zaufania a poziomem satysfakcji wszystkich badanych (zarówno żon, jak i mężów).

3. Dodatnia uogólniona korelacja pary ($r_{X1Y2,K} = 0,495$) dowodzi istotnego dodatniego związku pomiędzy stopniem zaufania partnera a poziomem satysfakcji jego małżonka.

4. Dodatni wskaźnik poziomu pary ($r_p = 0,755$) świadczy o dodatniej zależności pomiędzy stopniem zaufania a poziomem satysfakcji, z czego wynika, że małżeństwa ludzi bardziej ufających są bardziej szczęśliwe;

5. Ujemny wskaźnik poziomu małżonków ($r_M = -0,159$) świadczy o ujemnej zależności pomiędzy stopniem zaufania a poziomem satysfakcji, z czego wynika, że małżonkowie bardziej ufający są mniej szczęśliwi.

W analizowanych badaniach małżeństw rozważano związki między wymiarami preferencji kontroli (Grzelak, 2002):

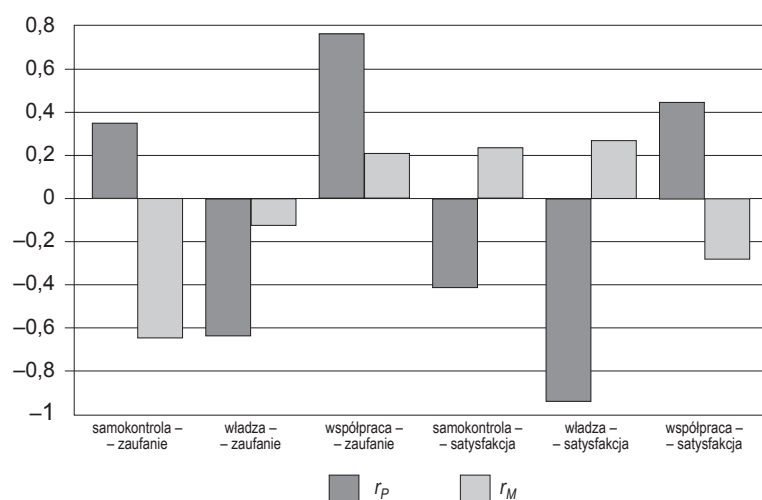
1. Władzą — wynik w tej skali oznacza preferowanie sytuacji, w których decydujemy o tym, co robią inni. (Skala złożona z 9 pozycji, np.: „Lubię mieć wpływ na to, co robią inni”, „Lubię przewodzić innym ludziom”).

2. Współpracą — wysoki wynik w tej skali oznacza preferowanie sytuacji, w których wspólnie podejmujemy decyzje. (Skala złożona z 6 pozycji, np.: „Najlepiej jest wspólnie z innymi rozwiązywać problem”, „Lubię pracować w zespole”).

3. Samokontrolą — wysoki wynik w tej skali oznacza preferowanie sytuacji, w których sami decydujemy o swoich sprawach. (9 pozycji, np.: „Lubię sam(a) wyznaczać sobie cele”, „Chętnie sam(a) dochodzę do wszystkiego”).

W poniższej tabeli i na rysunku zestawiono wskaźniki r_p i r_M dla związków tych zmiennych z zaufaniem i satysfakcją z małżeństwa.

Zmienne	$r_{X1X2,K}$	$r_{Y1Y2,K}$	$r_{X1Y1,K}$	$r_{X1Y2,K}$	r_P	r_M
X — samokontrola; Y — zaufanie	0,492	0,509	-0,136	0,183	0,366	-0,639
X — władza; Y — zaufanie	0,211	0,509	-0,293	-0,210	-0,641	-0,133
X — współpraca; Y — zaufanie	0,512	0,509	0,493	0,390	0,764	0,210
X — samokontrola; Y — satysfakcja	0,492	0,845	-0,197	-0,267	-0,414	0,249
X — władza; Y — satysfakcja	0,211	0,845	-0,284	-0,388	-0,919	0,297
X — współpraca; Y — satysfakcja	0,512	0,845	0,232	0,307	0,467	-0,272



Oto interpretacja tych wskaźników:

1. Małżonkowie podobni są na wszystkich analizowanych wymiarach, przy czym najsilniejsze podobieństwo dotyczy stopnia satysfakcji z małżeństwa ($r_{X1X2,K} = 0,845$), a najsłabsze potrzeby władzy ($r_{X1X2,K} = 0,211$).

2. Pomędzy samokontrolą i zaufaniem oraz współpracą i satysfakcją zachodzi związek tego samego typu, co dla omawianych wyżej zmiennych stopnia zaufania i poziomu satysfakcji. Na poziomie pary zależność jest dodatnia (odpowiednio $r_P = 0,366$ i $r_P = 0,467$). Możemy wnioskować, że małżeństwa osób o wysokiej samokontroli są ufne (samokontrola powoduje przekonanie o przewidywalności sytuacji i zachowań innych, stąd gotowość do ufności) oraz że małżeństwa osób o dużej gotowości do współpracy są szczęśliwe (chęć współpracy przekłada się na łatwość rozwiązywania konfliktów). Na poziomie małżonków zachodzi pomiędzy tymi zmiennymi zależność ujemna (odpowiednio $r_M = -0,639$ i $r_M = -0,272$). Możemy wnioskować, że osoby o wysokiej samokontroli są mniej ufne (wobec obcych osób, których nie znają, zachowują się mniej pewnie, bo nie są w stanie przewidzieć i kontrolować ich zachowań) oraz że osoby o wysokim poziomie gotowości do współpracy są mniej szczęśliwe (prawdopodobnie ich chęć kooperacji często nie jest odwzajemniana).

Zauważmy, że chociaż dla obydwu omawianym par zmiennych $r_p > 0$ i $r_M < 0$, to w przypadku samokontroli i zaufania większą porcję kowariancji wyjaśnia poziom małżonków (wartość bezwzględna wskaźnika poziomu małżonków jest większa niż wskaźnika poziomu pary — $|r_M| > |r_p|$, tj. $0,639 > 0,366$), a w przypadku współpracy i satysfakcji większą porcję kowariancji wyjaśnia poziom pary (wartość bezwzględna wskaźnika poziomu pary jest większa niż wskaźnika poziomu małżonków ($|r_p| > |r_M|$, tj. $0,467 > 0,272$)).

3. Przeciwny wzorzec zależności — ujemny wskaźnik poziomu pary i dodatni wskaźnik poziomu małżonków — obserwujemy pomiędzy zmiennymi: samokontrola i satysfakcja ($r_p = -0,414$; $r_M = 0,249$) oraz władza i satysfakcja ($r_p = -0,919$; $r_M = 0,297$). Szczęśliwsi są małżonkowie o wysokim poziomie satysfakcji i władzy, ale małżeństwa osób o wysokim poziomie samokontroli i wysokiej potrzebie władzy są mniej szczęśliwe. W przypadku tych dwóch par zmiennych większą porcję kowariancji wyjaśnia poziom pary ($|r_p| > |r_M|$, tj. $0,414 > 0,249$ i $0,919 > 0,297$).

4. Mogą występować także wzorce zmienności, w których kierunek zależności będzie taki sam na każdym z poziomów analiz. W przypadku zmiennych: współpraca i zaufanie zarówno na poziomie pary, jak i poziomie małżonków występuje zależność dodatnia ($r_p = 0,764$; $r_M = 0,210$), zatem i małżonkowie bardziej współpracujący będą cechować się wyższym zaufaniem, i małżeństwa osób bardziej gotowych do współpracy będą bardziej ufne. Większą porcję kowariancji wyjaśnia poziom pary ($|r_p| > |r_M|$, tj. $0,764 > 0,210$). W przypadku zmiennej władzy i zaufania zarówno na poziomie pary, jak i małżonków występuje zależność ujemna ($r_p = -0,641$; $r_M = -0,133$), zatem i małżonkowie o wysokiej potrzebie władzy, i małżeństwa takich osób są mniej ufne. Większą porcję kowariancji wyjaśnia poziom pary ($|r_p| > |r_M|$, tj. $0,641 > 0,133$).

Mamy nadzieję, że podane przykłady analiz przekonały Czytelników, iż zaproponowany model analizy pozwala dużo lepiej zrozumieć charakter relacji między zmiennymi niż metody standardowe.

Bibliografia

- Gonzalez, R., Griffin, D. (1996). On the statistics of interdependence: Treating dyadic data with respect. W: S. Duck (red.), *Handbook of personal relationships* (2nd ed., s. 271–302). New York: John Wiley.
- Gonzalez, R., Griffin, D. (1999a). *Analyses on group data*. University of Michigan and University of Sussex.
- Gonzalez, R., Griffin, D. (1999b). The correlation analysis of dyad-level data in the distinguishable case. *Personal Relationships*, 6, 449–469.
- Gonzalez, R., Griffin, D. (2001). A statistical framework for modeling homogeneity and interdependence in groups. W: M. Clark, G. Fletcher (red.), *Blackwell Handbook of Social Psychology, Vol. 2: Interpersonal Processes* (s. 505–534). Oxford: Blackwell.

- Griffin, D., Gonzalez, R. (1995). The correlational analysis of dyad-level data: Models for the exchangeable case. *Psychological Bulletin*, 118, 430–439.
- Griffin, D., Gonzalez, R. (1998). *Regression models in dyadic research*. University of Sussex and University of Washington.
- Grzelak, J. (2002). Kontrola, preferencje kontroli, postawy wobec problemów społecznych. W: M. Lewicka (red.), *Jednostka i społeczeństwo* (s. 131–148). Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Kenny, D. A. (1995). Design issues in dyadic research. *Review of Personality and Social Psychology*, 11, 164–184.
- Kenny, D. A. (1996). Models of non-independence in dyadic research. *Journal of Social and Personal Relationships*, 13, 279–294.
- Kenny, D. A. (2004). Dyadic analysis. Uzyskane 22.04.2006:
<http://davidakenny.net/dyad.htm>
- Siarkiewicz, M. (2004). *Wybrane problemy analizy danych pochodzących od par*. Niepublikowana praca magisterska, Wydział Psychologii, Uniwersytet Warszawski.
- Żyła, A. (2006). „*I że nie opuszczę Cię aż do śmierci...*”, czyli wpływ kontroli i zadowolenia z małżeństwa na zaufanie wobec partnera. Niepublikowana praca magisterska, Wydział Psychologii, Uniwersytet Warszawski.

Richard Gonzalez

University of Michigan

Małgorzata Siarkiewicz

Warsaw University

How can we analyze a relationship between trust and satisfaction in married couples?

Data from married couples pose a problem for researchers who want to analyze the relationship between variables such as ratings of trust in their spouse or marital satisfaction because the individuals are nested within dyads and their ratings are not independent. In this paper we describe a method (Gonzalez & Griffin, 1996) of decomposing the observed correlations into separate individual-level and dyad-level components and demonstrate the usefulness of this procedure by analyzing measures of control preference, trust and satisfaction in 74 pairs of husbands and wives.