

# Dynamika dobrostanu psychicznego. Eksploracja danych z badań *Diagnoza społeczna*

Mariusz Trejtowicz

*Uniwersytet Jagielloński*

W artykule przedstawiono uzupełnienie rozumienia stabilności wyników dobrostanu psychicznego w stosunku do koncepcji jednego, determinowanego genetycznie atraktora. Na podstawie danych z badań *Diagnoza społeczna* podjęto próbę oszacowania w modelu strukturalnym ścieżek wzajemnej przyczynowości powiązań dobrostanu i zmiennych z nim skorelowanych. Ujęcie dynamiczne pozwala rozumieć dobrostan psychiczny jako wskaźnik funkcjonowania, podlegający samoregulacji wynikającej z cech systemu. Mechanizm samoregulacji może być powiązany z zarządzaniem zasobami w procesach radzenia sobie ze stresem. Dyskusji poddano wynikające z takiego ujęcia implikacje dla możliwych mechanizmów trwałej zmiany dobrostanu.

*Słowa kluczowe:* dobrostan psychiczny, modelowanie strukturalne, wzajemna przyczynowość. Dynamika dobrostanu psychicznego. Eksploracja danych z badań *Diagnoza społeczna*

## Wprowadzenie

### *Subiektywne zadowolenie, a szczęście*

Dobrostan psychiczny to jedna z kategorii odnoszących się do oceny jakości życia. Interesując się dobrostanem i bliskimi mu pojęciami, współczesna psychologia wydaje się ulegać pokusie udzielania naukowej odpowiedzi na pytanie o warunki i istotę ludzkiego szczęścia. Takie nuryty jak psychologia pozytywna (Csikszentmihalyi, 2005; Czapiński, 2005b; Seligman, 2005a; Seligman, 2005b) czy psychologia hedonistyczna (Kahneman, Diener i Schwarz, 1999) można postrzegać jako próby mierzenia się z problemami podobnymi do tych, jakie psychologia humanistyczna podejmowała niegdyś w kontekście optymalnego rozwoju czy zdrowia psychicznego.

Tatarkiewicz (1962) w monografii *O szczęściu* wyróżnił dwa aspekty szczęścia: subiektywny i obiektywny. Jako szczęście w aspekcie subiektywnym definiował on trwałe, pełne i uzasadnione zadowolenie z życia. Przez szczęście w aspekcie obiektywnym rozumiał takie życie, który stanowi podstawę szczęścia subiektywnego. Wydaje się, że tak rozumiane szczęście – zwłaszcza z uwagi na jego pełnię i uzasadniony charakter – z punktu widzenia psychologii należałoby uznać za rezultat zadania rozwo-

jowego (Havinghurst, 1972), rozciągniętego w dłuższej perspektywie produktywnego okresu życia. Analiza oraz badania szczęścia w ujęciu idealistycznym – zarówno co do przedmiotu, jak i metody – mogą być bliskie, na przykład, badaniom nad mądrością (Baltes, Glück i Kunzmann, 2005).

Jeśli chcemy jednak pozostać przy tej definicji szczęścia, to czy dla jego zrozumienia przydatne mogą być badania reprezentatywne na szerszych próbach, w których z konieczności będziemy operować wskaźnikiem lub zestawem wskaźników nie dość mocnych, aby mówić o zadowoleniu z życia trwałym, pełnym i uzasadnionym? Jeżeli spojrzymy z perspektywy dynamicznej na szczęście jako strukturę „wylaniającą się”, wystarczy, że w badaniach nad szczęściem dotrzemy do miar zadowolenia z życia:

- względnie trwałego, a zatem gdy możliwa jest korekta jego poziomu;
- niekoniecznie pełnego, tzn. charakterystycznego dla ludzi, którzy poszukują spełnienia;
- nie w pełni uzasadnionego, a więc dostarczającego motywacji do dalszego rozwoju.

Takie zadowolenie z życia rozumieć można jako strukturę samowiedzy, pełniącą funkcję barometru stanu jednostki w dążeniu do szczęścia. Pomiaru takiej samowiedzy można dokonać przez proste pytania kwestionariuszowe. Badanie reprezentatywne niekoniecznie będzie dobrą metodą, jeśli interesuje nas opis stanu szczęścia. Może jednak

---

Mariusz Trejtowicz, Wydział Filozoficzny, Uniwersytet Jagielloński, al. Mickiewicza 3, 31-120 Kraków  
e-mail: trejtowicz@onet.eu

wiele wnieść w zakresie analizy mechanizmów „wyłaniania się” szczęścia, o których można będzie wnioskować poprzez analizę dynamiki samowiedzy jednostek.

W swoim artykule posługuję się jednym tylko wskaźnikiem zadowolenia z życia – operacjonalizacją dobrostanu psychicznego, najczęściej stosowaną w badaniach metodą reprezentacyjną (Argyle, 2005; Diener, Lucas i Oishi, 2005; Veenhoven, 2006) – czyli miarą subiektywnego zadowolenia z życia jako całości. W analizach wykorzystałem dane z kierowanych przez Janusza Czapińskiego i Tadeusza Panka badań *Diagnoza społeczna* (Czapiński i Panek, 2000, 2003, 2005). Respondentom zadano w nich pytanie o treści: „Jak ocenia Pan/i swoje życie jako całość?”, na które odpowiadali na siedmiopunktowej skali: wspaniałe – udane – raczej dobre – ani dobre, ani złe – niezbyt udane – nieszczęśliwe – okropne. Interesowało mnie wyjaśnienie zmian w odpowiedziach na to pytanie. Wyniki analiz mogą przyczynić się do zrozumienia mechanizmów „wyłaniania się” szczęścia i szczęśliwego życia z dynamiki relacji między zachowaniami jednostki a reakcją na te zachowania ze strony środowiska, w którym zachodzi działanie.

#### *Możliwość zmiany dobrostanu*

Jeśli chcemy analizować mechanizmy dobrostanu psychicznego, musimy założyć, że w ogóle może on podlegać zmianom i że indywidualne zróżnicowanie w tym zakresie daje się wyjaśnić. Zmienność dobrostanu w krótkim czasie, bliska zmienności nastroju, nie jest tu interesująca, ponieważ w reprezentatywnych badaniach panelowych (taki charakter miała *Diagnoza społeczna*, przeprowadzona w latach 2000, 2003 i 2005 w dużej mierze dla tych samych gospodarstw domowych; więcej na ten temat piszę w części poświęconej metodzie) można wychwycić dynamikę zmian jedynie w dłuższych okresach. Zarówno zmienność poziomu dobrostanu psychicznego w średnich i dłuższych odcinkach czasu, jak i możliwość wyjaśniania jego indywidualnego zróżnicowania są jednak kwestionowane.

Lykken (2005) niemal cały potencjał dobrostanu przypisuje czynnikom wrodzonym. Dopuszcza, co prawda, możliwość podniesienia potencjału szczęścia do optymalnego poziomu umiejscowionego nieco ponad poziomem uwarunkowanym genetycznie, ale uwzględnia ją dopiero w późniejszej modyfikacji swojej teorii (Czapiński, 2005a) i trudno rozumieć to jako zaproszenie do analizy zmian dobrostanu. Skoro tak, duży udział w determinowaniu dobrostanu przypisuje czynnikom wrodzonym i niemal żadnego – środowiskowym, zmienność indywidualną i zmienność w czasie dobrostanu uznaje on za losową (Lykken i Tellegen, 1996). Model dobrostanu Lykkena, rozumiany

z perspektywy dynamicznej, posiada bardzo silny atraktor o poziomie uwarunkowanym genetycznie, wokół którego dopuszczalne są jedynie niewielkie zmiany.

Zwolennikiem tezy o zasadniczej zmienności i zewnętrznej determinacji dobrostanu psychicznego jest z kolei Ruut Veenhoven. Wraz ze współpracownikami (Erhardt, Saris i Veenhoven, 2000) wykazuje on m.in. to, że wewnątrzsobnicza stałość dobrostanu – jeśli uwzględnić dłuższy, 11-letni okres – stopniowo się zmniejsza. W analizie zmian dobrostanu w tym czasie podobny jak uwarunkowaniom wewnętrznym procent wariancji dobrostanu można przypisywać uwarunkowaniom zewnętrznym (ważnym zdarzeniom życiowym). Korelacja pomiędzy miarami zadowolenia z życia bardziej oddalonymi w czasie maleje i dla okresu 10 i więcej lat wynosi już tylko 0,31. Zakłada się zatem, że w całym okresie życia korelacja ta zbliża się do zera. Z dynamicznego punktu widzenia dobrostan psychiczny w tym ujęciu nie posiada atraktora. Patrząc na te same dane, możemy jednak łatwo uznać, że – biorąc pod uwagę błąd pomiaru – stabilność poziomu dobrostanu pozostaje nadal duża.

W wielowarstwowym modelu szczęścia Czapińskiego (2001, 2005a) – odwołującym się do czynników genetycznych, osobowościowych i środowiskowych – zakres wyjaśniania dobrostanu poprzez zmiany w otoczeniu jest różny w zależności od warstwy modelu dobrostanu. Na najgłębszym poziomie woli życia determinacja genetyczna jest najsilniejsza. Na poziomie pośrednim – subiektywnie doświadczanej wartości własnego życia – większą rolę odgrywają czynniki zewnętrzne. Zewnętrzny poziom bieżącego przepływu hedonistycznych doświadczeń afektywnych, jak również cząstkowych ocen różnych aspektów życia, jest w największym stopniu determinowany doświadczeniami jednostki i najbardziej niezależny od atraktora wewnętrznego związanego z wolą życia. Analiza danych z badań *Diagnoza społeczna* rzeczywiście pozwala przypisać największy udział czynnika wewnętrznego (operacjonalizowanego jako wpływ poprzedniego pomiaru) we wskaźniku woli życia, czyli najgłębszej warstwie dobrostanu, najmniejszy zaś – w ocenach różnych aspektów życia (Czapiński, 2005a).

Analizę w tym artykule ograniczono do wskaźnika poziomu pośredniego. Zgodnie z modelem jest on do pewnego stopnia podatny na wpływ zdarzeń zewnętrznych. Dynamika zmian zaproponowana w modelu Czapińskiego (2005a) jest dynamiką asymetryczną. Atraktor wewnętrzny w modelu dobrostanu, związany z wolą życia, odpowiada za powrót dobrostanu do poprzedniego poziomu po jego spadku, spadek zaś następuje raczej z powodu przyczyn zewnętrznych: nieszczęśliwych zdarzeń, doświadczenia straty itp.

Czy możliwy jest tu zatem rozwój dobrostanu? Do pewnego czasu raczej tak, przy czym jeśli każdego w końcu dopadnie nieszczęście, atraktor woli życia zagwarantuje jedynie powrót do poziomu wyjściowego. W jaki sposób moglibyśmy jednak wytłumaczyć anomalie w zakresie zmian dobrostanu? Czy depresja może przydarzyć się osobie, która poprzednio cieszyła się życiem? Czy jest możliwe „odnalezienie się” w życiu po długim okresie przygnębiających poszukiwań? Jak rozumieć dynamikę subiektywnej oceny całości życia u osób z depresją dwubiegunową?

Przyjrzenie się z perspektywy dynamicznej (Vallacher i Nowak, 1997) mechanizmom funkcjonowania dobrostanu psychicznego może dostarczyć atrakcyjnego uzupełnienia wielowarstwowego („cebulowego”) modelu szczęścia, zaproponowanego przez Czapińskiego.

#### *Dynamiczne ujęcie dobrostanu*

Jeśli rozumieć subiektywny dobrostan jako element samowiedzy stanowiący barometr zachowania jednostki w środowisku i skuteczności w dążeniu do szczęścia, jedynym wyjaśnieniem jego stabilności nie musi być atraktor na głębokim poziomie, determinowany genetycznie (lub głównie genetycznie). Możliwe jest również, że układ relacji, stanowiący podstawę struktur samowiedzy odpowiadających za subiektywny dobrostan, sam w swojej dynamice posiada atraktor, który niekoniecznie pozostaje na tym samym poziomie, co atraktor woli życia. Niekoniecznie musi to być również jeden atraktor – może istnieć ich więcej lub dynamika ich zmienności może być chaotyczna. Na możliwość takiego stanu samoorganizacji wskazywałoby funkcjonowanie dobrostanu w systemie zależności przyczynowych, cechującym się ujemną entropią, czyli dążeniem do charakterystycznego dla siebie uporządkowania, sterowanym przez własne cechy. Dla systemu relacji przyczynowych jest to możliwe, jeśli w jego obrębie istnieją pętle sprzężeń zwrotnych.

Przesłankę dla możliwości podjęcia analizy w takiej perspektywie dostarczają wyniki kilku badań. W analizie danych z panelowych badań jakości życia mieszkańców Rosji Graham, Eggers i Sukhatankar (2004) wykazują, że dobrostan ma skutki dla adaptacji ekonomicznej. Wyższy poziom zadowolenia w pierwszym pomiarze pozwalał przewidzieć wyższy status materialny – jak również lepszy stan zdrowia – w kolejnym pomiarze odległym o pięć lat. Analizy te prowadzono z perspektywy koncepcji Barbary Fredrickson (Czapiński, 2005a), która postrzega dobrostan psychiczny z punktu widzenia mobilizującej roli emocji pozytywnych w angażowaniu zasobów. Odwraca zatem zwykle przyjmowany kierunek analizy przyczynowej, w której dobrostan traktuje się jako zmienną zależną.

Tu jest on przyczyną pomyślności życiowej (taki sam jest kierunek oddziaływania poziomu woli życia w modelu Czapińskiego). Który kierunek relacji uznać za bardziej wiarygodny? Analizę wzajemnych relacji pomiędzy dobrostanem a pomyślnością życiową, z zamierzeniem określenia ich kierunku, próbowali przeprowadzić Feist, Bodner, Jacobs, Miles i Tan (1995). Modele oparte na wynikach badań podłużnych wykazywały dobre dopasowanie dla obu kierunków tej relacji. Wartościowa może być zatem próba uchwycenia w analizie siły wzajemnych oddziaływań pomiędzy dobrostanem psychicznym i zmiennymi pozostającymi z nim w relacji.

Bardzo interesującego wyniku – z punktu widzenia samoregulacyjnego charakteru dobrostanu – dostarczają również przeprowadzone przez Aloisa Stutzer (2004) analizy relacji pomiędzy dochodem, poziomem aspiracji, a dobrostanem. Wykazał on w modelu regresji wielokrotnej, że wraz ze wzrostem dochodu wzrasta poziom dobrostanu psychicznego. Jednocześnie jednak wzrost dochodu zwiększa rozbieżność pomiędzy dochodem, a poziomem aspiracji materialnych. Ta rozbieżność z kolei negatywnie wpływa na dobrostan. Jeśli zestawić oba mechanizmy, okazuje się, że wzrost dochodu w ogóle przestaje być istotnie statystycznie powiązany z poziomem zadowolenia z życia, ponieważ przeciwstawne efekty dokładnie się bilansują.

Mechanizmy sprzężeń zwrotnych, poprzez które mogłaby następować samoregulacja dobrostanu, pozwalają uzupełnić wielowymiarowy model szczęścia o atraktor lub atraktory dobrostanu, wynikające z samej tylko dynamiki oddziaływań przyczynowych systemu, i otwierają pole dla analizy ułatwiającej zrozumienie możliwości trwałego wzrostu dobrostanu psychicznego.

#### **Metoda**

##### *Dane*

W analizach wykorzystano dane z badań *Diagnoza społeczna*, przeprowadzonych w latach 2000, 2003 i 2005 przez Radę Monitoringu Społecznego pod kierunkiem Janusza Czapińskiego i Tadeusza Panka (Czapiński i Pank, 2000, 2003, 2005). Badania te realizowano poprzez sieć ankieterską Głównego Urzędu Statystycznego na próbie panelowej. Nadzór organizacyjny sprawowało Biuro Badań i Analiz Polskiego Towarzystwa Statystycznego. W badaniach zastosowano kwestionariusz indywidualny, który zawierał pytania m.in. o dobrostan. Respondenci sami wypełniali kwestionariusz. W roku 2000 badaniami objęto 6625 członków 3006 gospodarstw domowych, którzy ukończyli 16 lat. W 2003 roku badania dotyczyły 3962 gospodarstw domowych, w których ankiety indywidualne przeprowadzono z 9597 osobami. W 2005 roku

badaniami objęto 3122 gospodarstwa spośród przebadanych w roku 2003, 91 nowych gospodarstw utworzonych przez ich członków oraz 900 wylosowanych nowych gospodarstw. Końcowa baza danych zawiera informacje o 18 579 indywidualnych uczestnikach badania, z czego w wywiadach osobistych we wszystkich trzech falach badania wzięły udział 5724 osoby. W analizie wykorzystano zbiory danych w wersji opublikowanej na stronach programu 7 listopada 2005 roku (dane indywidualne) i 28 listopada 2005 roku (dane gospodarstw domowych) (Rada Monitoringu Społecznego, 2005).

W prezentowanej dalej analizie danych stosuję podejście eksploracyjne (Tukey, 1977), przy czym wychodzę jednak poza klasyczne, graficzne metody eksploracyjnej analizy danych, i w duchu Tukeya przyglądam się wynikom wielu modeli predykcyjnych. Zgodnie z ideą podejścia eksploracyjnego nie stawiam ukierunkowanych hipotez i poszukuję spójnych relacji w danych, które mogą dostarczyć inspiracji do analizy teoretycznej. Analizę przeprowadzono w dwóch krokach.

#### *Eksploracja dynamiki dobrostanu*

W pierwszym kroku, mającym w większym stopniu charakter eksploracyjny i służącym do selekcji relacji do dalszych analiz, dobrostan psychiczny traktowałem jako zmienną o nominalnym poziomie pomiaru. Model wielonomialnej regresji logistycznej (przyjmuję tu terminologię Domańskiego, 1999) wykorzystałem w celu poszukiwania w zbiorze zmiennych skorelowanych z dobrostanem (korelatów) spójnych powiązań dynamiki analizowanego w danym modelu korelatu i dynamiki dobrostanu psychicznego.

Logika przeprowadzonych analiz była następująca:

1. Dla każdego z wyodrębnionych we wstępnej analizie korelatów dobrostanu budowano dwa modele – dla próby panelowej 2000–2003 oraz dla próby panelowej 2003–2005; za spójne uznano tylko te wyniki uzyskane dla lat 2000–2003, które zreplikowano w modelach dla lat 2003–2005.

2. Dobrostan psychiczny, początkowo mierzony na skali siedmiopunktowej, zrekodowano do czterech kategorii, wystarczająco licznych dla potrzeb modelu – ostatecznie zmienna zależna miała cztery kategorie: (1) Wspaniałe + Udane (kategorie połączone); (2) Dosyć dobre; (3) Ani dobre, ani złe; (4) Niezbyt udane + Nieszczęśliwe + Okropne (kategorie połączone).

3. Korelaty dobrostanu wprowadzono do modeli jako zmienne dychotomiczne (również z powodu konieczności zapewnienia wystarczająco licznych grup); jeśli początkowo nie miały takiego charakteru, dychotomizację przeprowadzono optymalnie na podstawie wyników po-

działu korelatu według algorytmu *Wyczerpujący CHAID* (jeśli sugerowany podział nie był dychotomiczny – jedynie w przypadku zmiennej „dochód na jednostkę konsumpcyjną” model sugerował podział na trzy kategorie – budowano modele dla wszystkich możliwych podziałów dychotomicznych, w tym wypadku dwóch).

4. Jako zmienną zależną traktowano poziom dobrostanu w drugim z pomiarów.

5. Pierwszą zmienną niezależną był poprzedni pomiar dobrostanu.

6. Drugą zmienną niezależną włączoną do każdego modelu – dla uchwycenia dynamiki relacji pomiędzy dobrostanem, a jego korelatem analizowanym w danym modelu – była zmienna o czterech poziomach wynikających ze skrzyżowania dwóch zmiennych dychotomicznych: pierwszego i drugiego pomiaru analizowanego korelatu dobrostanu (poprawność metodologiczna wymagałaby wprowadzenia korelatów jako dwóch osobnych zmiennych oraz uwzględnienia w modelu ich interakcji, zrezygnowano z niej tu jednak na rzecz prostszej interpretacji oraz zmniejszenia prawdopodobieństwa napotkania problemów obliczeniowych).

Wątpliwości co do braku symetrii w kategoryzacji dobrostanu może budzić połączenie wszystkich trzech kategorii niskiego dobrostanu w jedną. Z punktu widzenia statystycznych właściwości modelu zabieg ten uznano jednak za konieczny, ponieważ kategorie te nie były dość liczne dla samodzielnej analizy. Z punktu widzenia symetrii kategoryzacji samego dobrostanu nie wydaje się również, by ów zabieg mógł mieć znaczący wpływ na uzyskane wyniki, ponieważ średni poziom dobrostanu w populacji zazwyczaj mieści się w dodatniej części skali. To początkowa skala siedmiopunktowa była niesymetryczna, oferując więcej możliwości oceny dobrostanu poniżej średniej w populacji. Ponadto zabieg ten dotyczy jedynie pierwszego etapu analizy, mającego w zasadzie charakter selekcji zmiennych – modeli regresji logistycznej – i nie jest wykorzystywany w modelu strukturalnym, który dostarcza najistotniejszego z teoretycznego punktu widzenia wyniku.

Budowane w pierwszym etapie analizy modele można zatem przedstawić w uproszczonej postaci (ignorując wielonomialność i logistyczny charakter):

$$\begin{aligned} \text{Dobrostan 2003} &= a \cdot [\text{Dobrostan 2000}] \\ &+ b \cdot [\text{Korelat 2000} \times 2003] \\ &+ c \cdot [\text{Dobrostan 2000}] \cdot [\text{Korelat 2000} \times 2003] \\ &+ \text{błąd} \end{aligned}$$

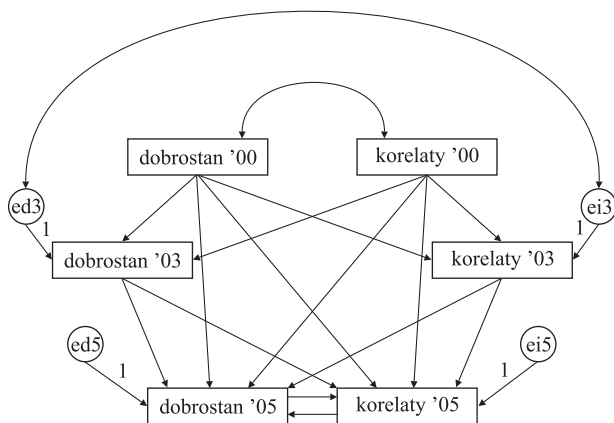
$$\begin{aligned} \text{Dobrostan 2005} &= a \cdot [\text{Dobrostan 2003}] \\ &+ b \cdot [\text{Korelat 2003} \times 2005] \\ &+ c \cdot [\text{Dobrostan 2003}] \cdot [\text{Korelat 2003} \times 2005] \\ &+ \text{błąd} \end{aligned}$$

Szczególnie interesująca jest interakcja kombinacji korelatu i bazowego poziomu dobrostanu. Stabilny i dający spójne wyniki w porównaniach dla lat 2000–2003 i 2003–2005 model: (a) bez istotnego efektu interakcji (model czynników głównych) – będzie przemawiać za tym, że dany predyktor oddziałuje na poziom dobrostanu niezależnie od jego wyjściowego poziomu, tzn. w sposób uniwersalny jest pozytywnie lub negatywnie powiązany z dobrostanem; (b) z istotnym efektem interakcji – będzie sugerować, że wielkość oddziaływania predyktora zależy od wyjściowego poziomu dobrostanu; taki charakter zależności będzie wskazywać na to, że zmienna ta może odgrywać rolę w mechanizmach samoregulacji dobrostanu (na różnych poziomach oddziaływanie może mieć różny charakter, zatem po dopuszczeniu oddziaływania wzajemnego możliwe jest oszacowanie relacji o charakterze sprzężenia zwrotnego ujemnego).

Prezentuję tu tylko spójne wyniki odnoszące się do występowania lub braku efektu interakcji (szerszą informację o zakresie przeprowadzonych analiz zamieszczono w aneksie metodologicznym). W większości przypadków przyjęta strategia okazała się wystarczająca do uzyskania stabilnej estymacji modelu. Modele, w których napotkano problemy obliczeniowe, nie są prezentowane. W analizie wykorzystano oprogramowanie SPSS 14.0.

#### Model dynamiki dobrostanu

Na podstawie wybranych, ze względu na obserwowane związki danych oraz przesłanki teoretyczne korelatów dobrostanu, zbudowano całościowy model strukturalny dla próby panelowej 2000–2005 (trzy punkty pomiaru). Dobrostan („Jak ocenia Pan swoje dotychczasowe życie



Rysunek 1.

Schemat analizy w modelu strukturalnym. („Korelaty” odzwierciedlają wiele zmiennych, które mogą być ze sobą powiązane)

jako całość?”) traktowany był jako zmienna ilościowa (pomiar siedmiopunktowy). Jego pierwotną skalę odwrócono tak, aby wartości 7 odpowiadała ocena: „wspaniałe”, a 1 – „okropne”, co zapewnia intuicyjność interpretacji wyników. Dobrostan nie był tu tylko zmienną przewidywaną; w modelu strukturalnym budowano również ścieżki od poprzedniego pomiaru dobrostanu do jego korelatów w kolejnych pomiarach. Dla pomiarów w roku 2005 oszacowano ponadto wzajemne ścieżki przyczynowe (model nierekursywny), które można rozumieć jako relacje sprzężenia zwrotnego pomiędzy zmiennymi. Schemat modelu przedstawiono na Rysunku 1.

W modelu strukturalnym uwzględniono cztery korelaty dobrostanu:

- czuję się osamotniony, pomimo że tego nie chcę (0–1: nie–tak);
- reakcja na problemy: mobilizuję się i przystępuję do działania (0–1: nie zaznaczono–zaznaczono);
- logarytm naturalny dochodu na jednostkę konsumpcyjną;
- liczba bliskich przyjaciół większa lub równa 6 (0–1: [≤5]–[6+]) – rezultat kategoryzacji optymalnej z wykorzystaniem algorytmu *Wyczerpujący CHAID*).

Logika eksploracyjnej budowy modelu była następująca. W procedurze budowy modelu strukturalnego na podstawie kryterium teoretycznego wprowadzone następujące ścieżki:

- ścieżki przyczynowe pomiędzy parami pomiarów tej samej zmiennej, w różnych momentach czasowych (2000 à 2003, 2003 à 2005 i 2000 à 2005);
- ścieżki przyczynowe pomiędzy dobrostanem, a późniejszym w czasie o jeden poziom pomiarem korelatu dobrostanu (2000 à 2003, 2003 à 2005);
- ścieżki przyczynowe pomiędzy korelatami dobrostanu, a późniejszymi o jeden poziom pomiarami dobrostanu (2000 à 2003, 2003 à 2005);
- dwustronne połączenia przyczynowe pomiędzy pomiarem dobrostanu w roku 2005 a pomiarami korelatów dobrostanu w roku 2005.

W następnym kroku modyfikowano model na podstawie wskaźników modyfikacji (*modification indices*) zgodnie z następującymi zasadami:

- dopuszczano wszystkie korelacje pomiędzy pomiarami korelatów dobrostanu w pierwszym roku (odzwierciedlające nieznaną zależność pomiędzy nimi), które poprawiały dopasowanie modelu;
- dopuszczano wszystkie korelacje pomiędzy błędami pomiaru korelatów dobrostanu w drugim pomiarze (odzwierciedlające nieznaną zależność pomiędzy tymi pomiarami, niewyjaśnioną przez pomiary pierwszej serii), które poprawiały dopasowanie modelu;

– dopuszczano wszystkie ścieżki regresji pomiędzy korelatami dobrostanu, które poprawiały dopasowanie modelu, o ile dotyczyło to regresji pomiaru wcześniejszego na późniejszy;

– dopuszczano wszystkie ścieżki regresji pomiędzy korelatami dobrostanu z roku 2000 na dobrostan w roku 2005 oraz dobrostanu w roku 2000 na jego korelaty w roku 2005, które poprawiały dopasowanie modelu;

– zależności pomiędzy korelatami dobrostanu w roku 2005, jeśli poprawiały dopasowanie modelu, wprowadzając jako ścieżki wzajemnej przyczynowości.

Dzięki uwzględnieniu w modelu ścieżek wzajemnej przyczynowości dla pomiarów w roku 2005 możliwe było w odniesieniu do dobrostanu w roku 2005 oszacowanie jego pośredniego (poprzez ścieżki zależności z innymi zmiennymi) wpływu na samego siebie. Współczynnik dla tego efektu można interpretować jako oszacowanie entropii modelu uwikłań przyczynowych dobrostanu. Współczynnik ujemny będzie sugerować, że ograniczenie zmienności dobrostanu przyczynowego przynajmniej częściowo można przypisać jego samoregulacyjnemu charakterowi.

W konstrukcji modelu strukturalnego posłużono się oprogramowaniem Amos 6.0. W estymacji wykorzystano metodę największej wiarygodności.

## Wyniki

### EksploMACJA dynamiki dobrostanu

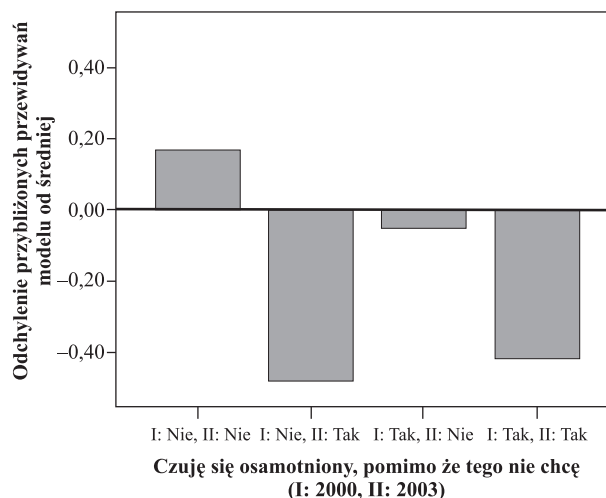
Spójne i stabilne wyniki dotyczące efektu interakcji uzyskano dla trzech korelatów dobrostanu.

*„Czuję się osamotniony, pomimo że tego nie chcę”  
(interakcja nieistotna)*

Uwzględnienie w modelu poczucia niechcianego osamotnienia, obok bazowego poziomu dobrostanu, podnosi jakość modelu (mierzoną ilorzem pseudo-R-kwadrat Coxa i Snella dla modelu uwzględniającego korelat w stosunku do modelu zbudowanego tylko dla bazowego poziomu dobrostanu) o 31,4% – w przypadku modelu dla lat 2000–2003 i o 18,3% – w przypadku modelu dla lat 2003–2005 (wszystkie wyniki dla próby 2003–2005 były nieco słabsze, czego przyczyną może być pewne „zużycie się” próby panelowej). Pseudo-R-kwadrat dla modeli uwzględniających tylko bazowy poziom dobrostanu wyniósł 0,191 w odniesieniu do modelu dla lat 2000–2003 i 0,235 w odniesieniu do modelu dla lat 2003–2005.

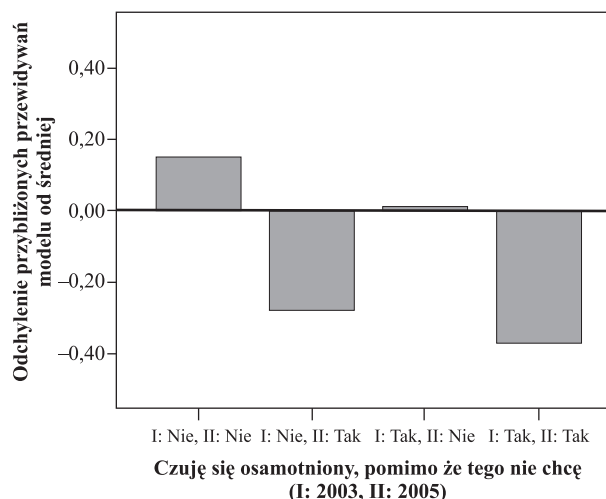
Efekt interakcji okazał się nieistotny zarówno w przypadku modelu dla lat 2000–2003 ( $p = 0,221$ ), jak i modelu dla lat 2003–2005 ( $p = 0,61$ ), przy efektach głównych istotnych na poziomie  $p < 0,001$ .

W interpretacji wyników wykorzystano strategię bezpośrednią, sugerowaną przez Domańskiego (1999). Dla uproszczenia obliczono przybliżoną przewidywaną średnią dobrostanu psychicznego na danym poziomie dodatkowej zmiennej niezależnej (szczegóły obliczeń w aneksie metodologicznym). Wykresy 2 i 3 ukazują różnice pomiędzy średnią dobrostanu dla danej fali (2003 lub 2005 rok) a średnią przybliżoną, przewidywaną przez model. Ponieważ oszacowania bazują na przepływach pomiędzy



Rysunek 2.

Odchylenie przewidywań modelu dobrostanu od średniej dla różnych kombinacji odpowiedzi na pytanie o poczucie niechcianej samotności. Model: 2000–2003



Rysunek 3.

Odchylenie przewidywań modelu dobrostanu od średniej dla różnych kombinacji odpowiedzi na pytanie o poczucie niechcianej samotności. Model: 2003–2005

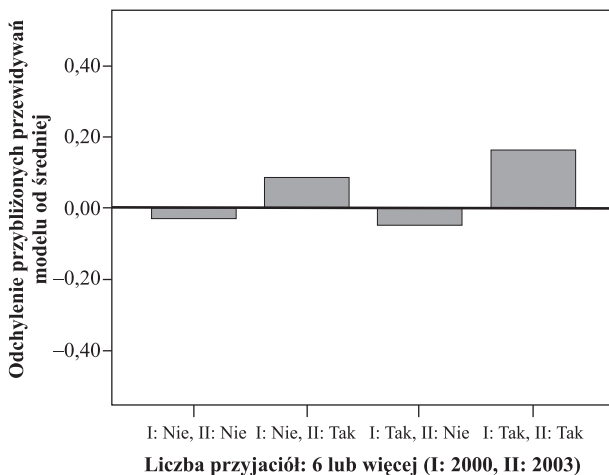
rozkładami dobrostanu w obrębie poziomu jego korelatu, można przewidywać wzrost dobrostanu dla kategorii najwyższej i spadek – dla najniższej. Wartości na wykresie można interpretować w kategoriach przewidywanego kierunku i siły zmiany średniego poziomu zadowolenia z życia osób w danej kategorii korelatu dobrostanu.

Jak można się było spodziewać, aktualne poczucie niechcianej samotności okazało się dobrym predyktorem obniżonego dobrostanu. Interesującym wynikiem jest tutaj jednak to, że aktualny brak takiego poczucia nie równoważy konsekwencji samotności odczuwanej w pomiarze poprzednim (odległym o 2–3 lata). Czyżby atraktor woli życia dla zdarzenia takiego jak osamotnienie – nawet jeśli nie jest ono już obecnie odczuwane – działał bardzo wolno?

#### *Liczba przyjaciół: 6 lub więcej (interakcja nieistotna)*

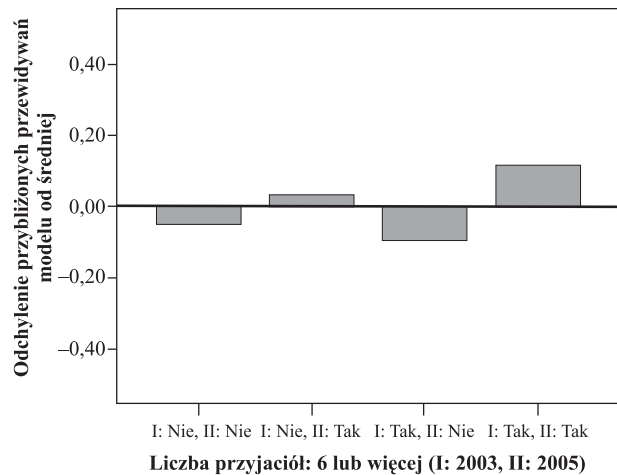
Zmienną tę utworzono na podstawie dychotomizacji odpowiedzi na pytanie: „Ile osób zalicza Pan do grona swoich przyjaciół?”. Uwzględnienie w modelu liczby przyjaciół (mniejsza lub równa 5 = 0, 6 i więcej = 1) obok bazowego poziomu dobrostanu podnosi jakość modelu o 8,9% w przypadku modelu dla lat 2000–2003 i o 4,7% w przypadku modelu dla lat 2003–2005. Są to raczej niskie wyniki.

Efekt interakcji okazał się nieistotny zarówno w odniesieniu do modelu dla lat 2000–2003 ( $p = 0,341$ ), jak i modelu dla lat 2003–2005 ( $p = 0,206$ ). Wykresy 4 i 5 ukazują różnice pomiędzy średnią dobrostanu dla danej fali (2003 lub 2005 rok) a średnią przybliżoną, przewidywaną przez model.



Rysunek 4.

Odchylenie przewidywań modelu dobrostanu od średniej dla różnych kombinacji odpowiedzi na pytanie o liczbę przyjaciół. Model: 2000–2003



Rysunek 5.

Odchylenie przewidywań modelu dobrostanu od średniej dla różnych kombinacji odpowiedzi na pytanie o liczbę przyjaciół. Model: 2003–2005

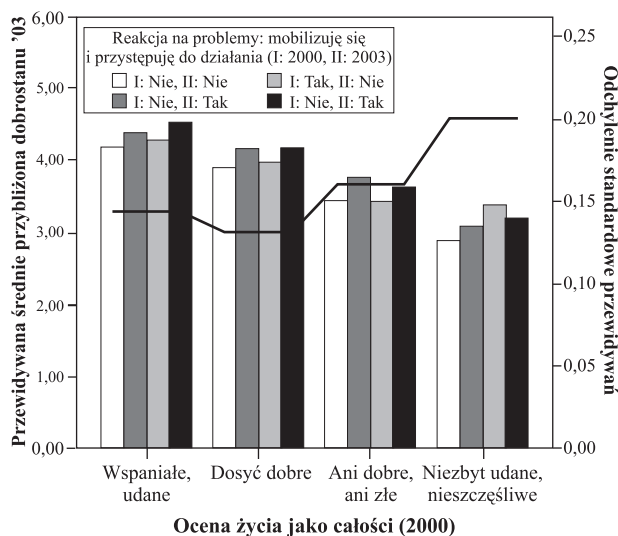
Nieco większy poziom zadowolenia ze swego życia jako całości relacjonowały osoby, które stabilnie (w obu pomiarach) posiadały liczną grupę przyjaciół. Wynik ten jest analogiczny do wyniku modelu niechcianej samotności.

#### *Reakcja na problemy: mobilizuję się i przystępuję do działania (interakcja istotna)*

Wskazanie w obrębie możliwych reakcji na stres (pytanie: „Proszę zaznaczyć, jak zazwyczaj Pan reaguje na kłopoty czy trudne sytuacje w swoim życiu?”) odpowiedzi: „Mobilizuję się i przystępuję do działania” dostarczyło najciekawszego wyniku w kontekście poszukiwań teoretycznych. Uwzględnienie tej zmiennej w modelu, obok bazowego poziomu dobrostanu, podnosi jakość modelu o 15,2%, w przypadku danych dla lat 2000–2003 i 8,5% dla lat 2003–2005.

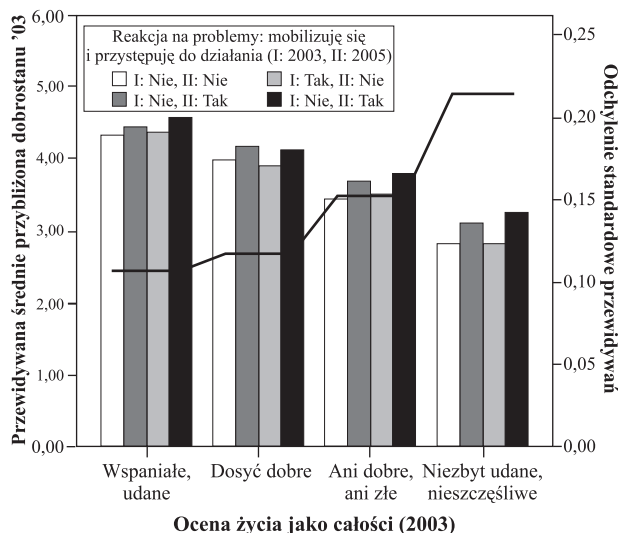
Efekt interakcji okazał się istotny zarówno w odniesieniu do modelu dla lat 2000–2003 ( $p = 0,012$ ), jak i dla lat 2003–2005 ( $p = 0,029$ ). Na wykresach 6 i 7 przedstawiono przybliżone przewidywane przez model średnie dobrostanu (wartość odwrócona, by wyższy słupek wskazywał wyższy dobrostan) w zależności od uwzględnionych w modelu czynników.

Istotny efekt interakcji daje nadzieję, że aktywną strategię radzenia sobie z problemami można będzie powiązać z ograniczeniami dotyczącymi zmiany poziomu dobrostanu. Wzór taki byłby czytelny, gdyby w kategoriach poprzednio wysokiego dobrostanu pojawienie się gotowości do mobilizacji i działania powodowało obniżenie dobro-



Rysunek 6.

Przewidywanie modelu średniej dobrostanu dla różnych kombinacji deklaracji stosowania aktywnej strategii radzenia sobie z problemami w podziale na kategorie dobrostanu w pierwszym pomiarze. Nałożona na wykres linia obrazuje odchylenie standardowe przewidywań w obrębie kategorii bazowego dobrostanu. Model: 2000–2003



Rysunek 7.

Przewidywanie modelu średniej dobrostanu dla różnych kombinacji deklaracji stosowania aktywnej strategii radzenia sobie z problemami w podziale na kategorie dobrostanu w pierwszym pomiarze. Nałożona na wykres linia obrazuje odchylenie standardowe przewidywań w obrębie kategorii bazowego dobrostanu. Model: 2003–2005

stanu w późniejszym pomiarze, w kategoriach niskiego dobrostanu zaś – jego podwyższenie. Takiego obrazu w danych jednak nie ma. Być może problemem jest niedoskonały sposób liczenia przewidywanego dobrostanu. Interakcję najlepiej zrozumieć, przyglądając się odchyleniu standardowemu przewidywań w obrębie kategorii dobrostanu bazowego. Okazuje się, że w przypadku grup o niższym dobrostanie dynamika wpływu radzenia sobie jest wyższa – czynnik ten mocniej oddziałuje w tych grupach. A zatem rzeczywiście może być on powiązany z mechanizmami samoregulacji dobrostanu. Brak najbardziej oczywistej postaci takiego powiązania w wynikach modelu można łączyć z bardziej skomplikowanym, niż zakłada model, uwikłaniem przyczynowym dobrostanu i aktywnej strategii radzenia sobie. Spodziewam się dwustronnych relacji przyczynowych między nimi, uwzględniających również mobilizującą do działania rolę pozytywnych emocji związanych z wysokim zadowoleniem z życia. W modelu całościowym będę chciał uzyskać model zrównoważony pod względem możliwego wpływu wzajemnej przyczynowości.

#### Inne zmienne

Nie omawiam tu wyników modeli odnoszących się do innych zmiennych analizowanych w tym kroku, jeśli były one niespójne w oszacowaniu interakcji lub stwarzały problemy obliczeniowe. Warto natomiast zasygnalizować, że uzyskano dosyć spójny obraz powiązań dobrostanu z grupą zmiennych odnoszących się do materialnego poziomu życia. Problematyczna była jednak interpretacja tego powiązania z punktu widzenia dynamiki zmian lub w przypadku tych modeli napotkano problemy obliczeniowe. Analizy te sugerowały, na przykład, że predyktorem spadku dobrostanu – niezależnie od jego bazowego poziomu – jest pojawienie się problemów finansowych w życiu badanego (nieobecne poprzednio, obecne aktualnie). Co ciekawe, aktualny poziom dochodów okazał się słabiej powiązany z dobrostanem aniżeli poziom w poprzednim pomiarze. Tylko w modelu dla lat 2003–2005 pojawił się również wzór sugerujący, że status materialny może mieć większe znaczenie dla dobrostanu osób o początkowo niskim lub wysokim jego poziomie, lecz nie jest dobrym predyktorem zmian dobrostanu w przypadku średniego poziomu wyjściowego. Dlatego w całościowym modelu, oprócz trzech wskazanych powyżej korelatów dobrostanu, uwzględniono także logarytm naturalny dochodu na jednostkę konsumpcyjną – jako obiecujący z punktu widzenia poszukiwanego mechanizmu przyczynowego korelat dobrostanu.



## Model dynamiki dobrostanu

### Podsumowanie

Końcowy model strukturalny dla próby panelowej 2000–2005 ( $N = 3209$ ) uzyskał dobre dopasowanie do danych:  $\chi^2 = 23,357$  ( $df = 23$ ), co daje  $p = 0,440$ , RMSEA = 0,002, NFI Delta1 = 0,998. Indeks stabilności dla podzbioru zmiennych nierekursywnych (ścieżki wzajemnej przyczynowości) wyniósł 0,177, co oznacza wysoką stabilność oszacowań.

Zaprezentowanie w postaci graficznej całości modelu strukturalnego jest bezcelowe ze względu na poziom jego komplikacji: modelowano 63 wagi regresji (ścieżki przyczynowe) oraz 17 kowariancji (pomiędzy korelatami dobrostanu i dobrostanem w 2000 roku lub błędami ich oszacowań w roku 2003). Zamiast tego przedstawiono podsumowania tabelaryczne w postaci oszacowań standaryzowanych efektów całkowitych. Wielkość standaryzowanego efektu całkowitego można interpretować analogicznie do wielkości standaryzowanej wagi regresji. Przy uwzględnieniu całości oddziaływań – zarówno bezpośrednich, jak i mediowanych (poprzez ścieżki innych zmiennych) – model przewiduje, że zmiana predyktora o jedno odchylenie standardowe spowoduje zmianę zmiennej przewidywanej o wielkość równą standaryzowanemu efektowi całkowitemu, wyrażoną w jednostkach odchylenia standardowego zmiennej przewidywanej.

### Dobrostan ,03

Oszacowanie wariancji dobrostanu wyjaśnionej przez model strukturalny może nie jest imponujące: to 20,7% dla dobrostanu w roku 2003 i 23,4% dla dobrostanu w roku 2005. Biorąc jednak pod uwagę słaby charakter pomiaru, wynik ten można uznać za satysfakcjonujący. Jak można się było spodziewać, najlepszym predykto-

### Tabela 1.

Podsumowanie roli zmiennych w wyjaśnianiu wariancji dobrostanu (2003). Oszacowanie wyjaśnianej przez model wariancji: 20,7%

Zmienne	Standaryzowany efekt całkowity (bezpośredni)
Ocena dobrostanu (2000)	0,348
Dochód na jednostkę konsumpcyjną (ln) (2000)	0,138
Samotny, mimo, że tego nie chcę (2000)	-0,098
Mobilizują się i przystępują do działania (2000)	0,044
Liczba przyjaciół: 6 i więcej (2000)	0,017 (ni)

rem dobrostanu w roku 2003 był jego poprzedni pomiar. Predyktorem o umiarkowanej sile okazał się dochód na jednostkę konsumpcyjną w gospodarstwie domowym w roku 2000 oraz poczucie niechcianego osamotnienia. Rola aktywnej strategii radzenia sobie była marginalna (standaryzowane miary efektu zawiera Tabela 1).

### Dobrostan ,05

Ciekawsza jest zawartość Tabeli 2, podsumowującej efekty standaryzowane dla dobrostanu w roku 2005. Efekty całościowe uwzględniają oddziaływania mediowane poprzez ścieżki innych zmiennych, efekty bezpośrednie – efekt tylko dla ścieżki bezpośredniego oddziaływania. Ponownie, zgodnie z oczekiwaniami, poprzednie pomiary dobrostanu okazały się najsilniejszymi determinantami dobrostanu w roku 2005. Całkowity (ale nie bezpośredni) efekt był większy dla pomiaru dobrostanu z roku 2000 niż z roku 2003, co należy przypisać mediacji poprzez inne zmienne. Możliwe również, że już tu udało się zaobserwować wpływ efektu samoregulacji dobrostanu. Przede wszystkim wynik ten pokazuje stabilność dobrostanu. Dzięki uwzględnieniu ścieżek wzajemnej przyczynowości dla zmiennych z badań w roku 2005, silnym predyktorem dobrostanu okazuje się również aktualne poczucie niechcianej samotności. Współczynniki ujemne przy poprzednich pomiarach potwierdzają jego ważny i długotrwały wpływ na dobrostan.

Zaskakujący i kontrintuicyjny może wydawać się wynik dotyczący aktywnej strategii radzenia sobie z problemami. Przy uwzględnieniu całości oddziaływań, w przypadku osób gotowych do mobilizacji i przystąpienia do działania, model przewiduje niższy dobrostan. Efekt gotowości do aktywnego radzenia sobie powinniśmy uznać w dłuższej perspektywie jako pozytywny – świadczą o tym dodatnie, choć niewielkie, wartości współczynników dla tej zmiennej z poprzednich lat. W obrębie systemu oddziaływań przyczynowych dla danego momentu występowanie tej strategii jest jednak predyktorem niższego dobrostanu. Z kolei wyższy dobrostan pozwala przewidywać częstsze sięganie po tę strategię. Wynik ów wskazuje, że zmienna ta rzeczywiście może być związana z mechanizmami regulującymi poziom dobrostanu.

Wyniki dotyczące pozostałych korelatów są już dużo słabsze. Interesujący może być jeszcze efekt obserwowany w odniesieniu do dochodu. O ile wyższe dochody w poprzednich pomiarach w niewielkim stopniu przewidują wyższy dobrostan, to pomiędzy aktualnym poziomem dochodów a dobrostanem nie ma związku. Prawdopodobnie wzrost dostępnych środków materialnych nie zwiększa od razu zadowolenia z życia, ale pozwala na wyższą ja-

Tabela 2.

Podsumowanie roli zmiennych w wyjaśnianiu wariacji dobrostanu (2005). Oszacowanie wyjaśnianej przez model wariacji: 23,4%. Efekty uwzględniają modelowanie wzajemnej przyczynowości w zbiorze pomiarów w roku 2005

Zmienne	Standaryzowany efekt całkowity (w nawiasie: efekt bezpośredni)
Ocena dobrostanu (2000)	0,379 (0,228)
Samotny, mimo że tego nie chcę (2005)	-0,356 (-0,420)
Ocena dobrostanu (2003)	0,318 (0,266)
Mobilizuję się i przystępuję do działania (2005)	-0,157 (-0,178)
Ocena dobrostanu (2005)	-0,151
Samotny, mimo że tego nie chcę (2003)	-0,092 (0,010)
Samotny, mimo że tego nie chcę (2000)	-0,087 (0)
Dochód na jednostkę konsumpcyjną (ln) (2003)	0,074 (0,052)
Dochód na jednostkę konsumpcyjną (ln) (2000)	0,067 (0)
Liczba przyjaciół: 6 i więcej (2005)	-0,059 (-0,078)
Mobilizuję się i przystępuję do działania (2003)	0,035 (0,068)
Liczba przyjaciół: 6 i więcej (2000)	0,025 (0)
Mobilizuję się i przystępuję do działania (2000)	0,012 (0)
Liczba przyjaciół: 6 i więcej (2003)	0,011 (0,033)
Dochód na jednostkę konsumpcyjną (ln) (2005)	0,004 (0,018)

kość doświadczeń życiowych, które dopiero po pewnym czasie przekładają się na wzrost dobrostanu.

#### Oszacowanie entropii systemu

Oszacowaniem entropii systemu uwikłań przyczynowych dobrostanu jest oszacowanie standaryzowanego efektu całkowitego dobrostanu w roku 2005 na samego siebie (wyróżniony wiersz w Tabeli 2). W przypadku dodatniego oszacowania wewnętrzna dynamika systemu uwikłań przyczynowych dobrostanu byłaby jednokierunkowa: wzrost pozwalałby przewidywać dalszy wzrost, spadek – kolejny spadek. Do wyjaśnienia stabilności dobrostanu niezbędne byłoby wówczas założenie wewnętrznego atraktora, który by silnie z powrotem „przyciągał” ocenę własnego życia i stan emocjonalny jednostki do normalnego dla niej poziomu. Oszacowanie ujemne, które się tu pojawia, wskazuje, że niezależnie od atraktora determinowanego genetycznie stabilność dobrostanu można również przypisywać wewnętrznej dynamice mechanizmów społecznych i psychicznych, które stanowią jego podstawę.

W idealnie samoregulującym się systemie wartość entropii wynosiłaby -1. Wzrost dobrostanu o pewną wartość pozwalałby przewidzieć jego spadek o dokładnie tę samą wartość. Oznaczałoby to wynik deterministyczny,

a więc system co najwyżej mógłby podążać przez ograniczoną liczbę stanów dyskretnych w zamkniętym cyklu. Nieistotny byłby poziom uwarunkowania genetycznego, ponieważ subiektywna ocena dobrostanu nie miałaby żadnego związku z siłą atraktora woli życia. Tak jednak nie jest. Tym bardziej zatem, w przypadku analizy statystycznej ograniczonej do powiązań z kilkoma zaledwie korelatami dobrostanu, wynik oszacowania entropii równy -0,15 należy uznać za wysoki i obiecujący dla poszukiwania mechanizmów, które mogłyby uzupełniać wyjaśnienie stabilności dobrostanu, jak również wskazywać możliwości dla jego zmiany.

#### Oszacowanie przyczynowości wzajemnej (2005)

Wskazówek co do charakteru mechanizmów odpowiedzialnych za samoregulacyjny charakter dobrostanu psychicznego może dostarczyć podsumowanie wag regresji w obrębie ścieżek wzajemnej przyczynowości (Tabela 3). Obustronnie statystycznie istotnie różne od zera wartości wag pojawiają się przy ścieżkach w obu kierunkach tylko dla dwóch korelatów dobrostanu: (a) aktywnej strategii radzenia sobie z problemami oraz (b) liczby przyjaciół: 6 i więcej.

W analizie potwierdzono rolę aktywnej strategii radzenia sobie z problemami jako hipotetycznej zmiennej

Tabela 3.

Podsumowanie standaryzowanych wag regresji w obrębie ścieżek wzajemnej przyczynowości

Zmienna (2005)		Standaryzowane wagi regresji	
A	B	Przyczynowość: A → B	Przyczynowość: B → A
Ocena dobrostanu	Samotny, mimo że nie chcę	0,270 (ni, $p = 0,059$ )	-0,420 ( $p < 0,001$ )
Ocena dobrostanu	Mobilizuję się i przystępuję do działania	-0,299 ( $p < 0,001$ )	-0,178 ( $p < 0,001$ )
Ocena dobrostanu	Liczba przyjaciół: 6 i więcej	-0,126 ( $p = 0,004$ )	-0,078 ( $p = 0,015$ )
Ocena dobrostanu	Dochód na jednostkę konsumpcyjną (ln)	-0,011 (ni)	-0,018 (ni)
Mobilizuję się i przystępuję do działania	Liczba przyjaciół: 6 i więcej	-0,094 (ni)	-0,042 (ni)
Mobilizuję się i przystępuję do działania	Dochód na jednostkę konsumpcyjną (ln)	-0,014 (ni)	-0,072 (ni)

mediującej samoregulację dobrostanu. Efekt ten można rozumieć tak, że pozytywna ocena życia jako całości sprzyja mobilizacji i podejmowaniu aktywnych działań w przypadku napotykania problemów. Wydatkowanie zasobów związane z tymi działaniami może jednak prowadzić do emocji negatywnych. Gotowość do szerokiej aktywności może również oznaczać, że jednostka podejmować będzie więcej zadań, niż jest w stanie podjąć. Rezultatem może być wycofanie mobilizacji i obniżenie dobrostanu. Można się spodziewać, że integracja takich doświadczeń w późniejszym okresie spowoduje jednak niewielki wzrost początkowego poziomu dobrostanu, na co wskazują pozytywne współczynniki wag regresji dla aktywnej strategii radzenia sobie z poprzednich pomiarów w czasie (Tabela 1 i 2).

Interpretacja słabiej powiązanej z dobrostanem liczby przyjaciół jest nieco bardziej kłopotliwa. Być może i w tym przypadku (aczkolwiek przyznam, że jest to dość naciągane) warto spojrzeć na tę relację pod kątem inwestowania zasobów radzenia się, tym razem jednak – w obszar sieci wsparcia społecznego. Możliwa byłaby wówczas dość spójna interpretacja teoretyczna uzyskanych wyników. Mechanizmu samoregulacji dobrostanu psychicznego można byłoby poszukiwać w wydatkowaniu zasobów w radzeniu sobie ze stresem.

### Dyskusja

Uzyskane wyniki potwierdzają, że poszukiwanie mechanizmów samoregulacji dobrostanu psychicznego w warunkach, w obrębie systemu interakcji jednostki i środowiska, jest obiecującą strategią. Obok uwarunkowanego genetycznie – lub w znacznej mierze genetycznie – atraktora umiejscowionego zgodnie z cebulową teorią

szczęścia (Czapiński, 2001, 2005a) w głębokiej warstwie dobrostanu (siła woli) możliwe jest również, że na pośredniej warstwie subiektywnego dobrostanu mechanizm zależności przyczynowych, w jaki jest on uwikłany, posiada własną dynamikę i dynamika ta niekoniecznie dąży do stanu równowagi zgodnego z poziomem atraktora genetycznego. Choć stabilność ocen subiektywnego dobrostanu sugeruje, że dla wielu osób atraktor poziomu pośredniego dobrostanu może być spójny z atraktorem głębszej warstwy, nie jest to jednak konieczne. Jeśli dynamika warstwy subiektywnego dobrostanu opiera się na pętlach sprzężeń zwrotnych pomiędzy działaniem jednostki a odpowiedzią środowiska, oznacza to, że struktura i umiejscowienie atraktorów systemu mogą ulegać zmianom w czasie w zależności od zmian w systemie zachowania lub w środowisku jednostki.

Traktowanie dobrostanu jako podlegającego samoregulacji w obrębie systemu zachowania jednostki dopuszcza możliwość uwzględnienia w wielowymiarowym modelu szczęścia miejsca dla potencjalnych mechanizmów jego zmiany. Jeżeli w samoregulacji dobrostanu rzeczywiście pośredniczą procesy radzenia sobie z problemami życiowymi i stresem, to interwencje służące trwałemu podwyższeniu jego poziomu mogłyby polegać na uczeniu lepszego zarządzania wydatkowaniem własnych zasobów.

Zmiana w obrębie systemu samoregulacji dobrostanu mogłaby przebiegać kilkoma drogami. Po pierwsze, jeśli istnieje więcej aniżeli jeden atraktor, zdarzenie zmieniające w znacznym stopniu wzory zachowania jednostki może powodować przesunięcie stanu systemu do „dorzecza” innego atraktora i osiągnięcie równowagi na zmienionym poziomie. Jeżeli w rezultacie zmiany nowe wzory zachowania (radzenia sobie) nie zostaną utrwa-

lone, możliwa jest jednak fluktuacja systemu pomiędzy różnymi stanami równowagi. Johnson i Nowak (2002) pokazują, że u większości pacjentów z rozpoznaniem depresji dwubiegunowej, na podstawie badania obejmującego okres 20 miesięcy, można wyodrębnić wzory nasilenia symptomów depresji z dwoma stabilnymi atraktorami lub brakiem stabilnego atraktora. W dłuższej perspektywie czasowej również system regulacji dobrostanu przyjmować może podobne struktury.

Inną drogą trwałej zmiany mogłyby być czasowa dezintegracja systemu (przejściowe osiągnięcie stanu entropii dodatniej), która pozwoliłaby na skierowanie zachowania ku nowym wzorcom. W ten sposób analiza z perspektywy dynamiki systemu zachowania otwiera pole do odkrywania i zrozumienia na nowo koncepcji dezintegracji pozytywnej, stworzonej przez Kazimierza Dąbrowskiego (1996). Jeszcze innym sposobem zmiany w obrębie systemu samoregulacji subiektywnego dobrostanu mogłyby być wycofanie się z dotychczasowych relacji społecznych i radykalna zmiana otoczenia.

Taka hipotetyczna zmiana poziomu dobrostanu poprzez „przeskoczenie do dorzecza” innego atraktora lub nawet zmiana systemu zachowania wiążąca się z utworzeniem atraktora na innym poziomie, niż atraktor genetyczny (przy czym, oczywiście, interesującym kierunkiem jest wzrost), wiązałaby się zapewne z dużymi kosztami. Jeśli byłaby możliwa, oznaczałoby to jednak, że szczęścia rzeczywiście można się nauczyć (Seligman, 1996).

Zaproponowana tu koncepcja samoregulacji dobrostanu bliska jest w swej strukturze dynamice analizowanych przez Prigogine’a (Prigogine i Stengers, 1990) struktur dysypatywnych, czyli układów dynamicznych, które zachowują stabilność wzorca przebiegu daleko od stanu równowagi (jakim dla dobrostanu byłby poziom atraktora genetycznego). System, który cechuje ujemna wartość entropii, może zachowywać stabilną organizację, niezależną od swego początkowego stanu, a przejście do tej innej organizacji może niekiedy zainicjować nawet niewielka, przypadkowa zmiana.

Mozna mieć wątpliwości, czy przeprowadzone analizy wspierają zaproponowaną tu interpretację. Poziom skomplikowania modelu statystycznego oraz zakres przeprowadzonych analiz zwiększają prawdopodobieństwo uzyskania statystycznego artefaktu. Szczegółowe oszacowania parametrów ścieżek w modelu wzajemnych zależności oraz oszacowanie ujemnej entropii systemu również mogą być dyskusyjne, jako że uzyskano je w procedurze statystycznej i są trudne do zweryfikowania. Ponadto badania psychologiczne zwykle opierają się na pomiarze konstruktów teoretycznych za pomocą wielopozycyjnych skal, pozwalających na analizę rzetelności pomiaru oraz

poddających się badaniom trafności różnicowej i kryterialnej. W szerokich społecznych badaniach przekrojowych możliwości zastosowania takiego podejścia są ograniczone. Tutaj podstawą analiz były odpowiedzi na jedno pytanie, udzielane na skali siedmiopunktowej; kolejnym ograniczeniem analizy jest zatem niedoskonałość takiego pomiaru. Wprawdzie wielkość próby pozwala na uchwycenie istotnych statystycznie zależności nawet przy słabościach pomiaru, ale oszacowanie faktycznej siły tych relacji może być zakłócone. Pamiętając o tych ograniczeniach, uważam jednak, że eksploracja danych z badań reprezentatywnych, przeprowadzona w sposób otwarty i jednocześnie krytyczny, może prowadzić do wyników interesujących dla psychologa. Celem eksploracji jest przede wszystkim inspirowanie poszukiwań teoretycznych i mam nadzieję, że ten cel udało się tu osiągnąć.

#### LITERATURA CYTOWANA

- Argyle, M. (2005). Przyczyny i korelaty szczęścia. W: J. Czapieński (red.), *Psychologia pozytywna. Nauka o szczęściu, zdrowiu, sile i cnotach człowieka* (s. 165–203). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Baltes, P. B., Glück, J., Kunzmann, U. (2005). Mądrość. Jej struktura i funkcja w kierowaniu pomyślnym rozwojem w okresie całego życia. W: J. Czapieński (red.), *Psychologia pozytywna. Nauka o szczęściu, zdrowiu, sile i cnotach człowieka* (s. 117–146). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Csikszentmihalyi, M. (2005). *Przephwy*. Taszów: Moderator.
- Czapieński, J. (2001). Szczęście – złudzenie czy konieczność? Cebulowa teoria szczęścia w świetle nowych danych empirycznych. W: M. Kofta, T. Szustrowa (red.), *Złudzenia, które pozwalają żyć* (wyd. 2, s. 266–306). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Czapieński, J. (2005a). Psychologiczne teorie szczęścia. W: J. Czapieński (red.), *Psychologia pozytywna. Nauka o szczęściu, zdrowiu, sile i cnotach człowieka* (s. 51–102). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Czapieński, J. (2005b). Spotkanie dwóch tradycji: hedonizmu i eudajmonizmu. W: J. Czapieński (red.), *Psychologia pozytywna. Nauka o szczęściu, zdrowiu, sile i cnotach człowieka* (s. 13–17). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Czapieński, J., Panek, T. (red.). (2000). *Diagnoza społeczna 2000. Warunki i jakość życia Polaków*. Warszawa: WFiZ.
- Czapieński, J., Panek, T. (red.). (2003). *Diagnoza społeczna 2003. Warunki i jakość życia Polaków*. Warszawa: WFiZ.
- Czapieński, J., Panek, T. (red.). (2005). *Diagnoza społeczna 2005. Warunki i jakość życia Polaków*. Warszawa: WFiZ.
- Dąbrowski, K. (1996). *W poszukiwaniu zdrowia psychicznego*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Diener, E., Lucas, R. E., Oishi, S. (2005). Dobrostan psychiczny. Nauka o szczęściu i zadowoleniu z życia. W: J. Czapieński (red.), *Psychologia pozytywna. Nauka o szczęściu, zdrowiu,*

- sile i cnotach człowieka* (s. 35–50). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Domański, H. (1999). Wielonomialny model logitowy. Przykład zastosowania i interpretacja. *Ask*, 7, 67–82.
- Ehrhardt, J. J., Saris, W. E., Veenhoven, R. (2000). Stability of life-satisfaction over time. Analysis of change in ranks in a national population. *Journal of Happiness Studies*, 1, 177–205.
- Feist, G. J., Bodner, T. E., Jacobs, J. F., Miles, M., Tan, V. (1995). Integrating top-down and bottom-up structural models of subjective well-being: A longitudinal investigation. *Journal of Personality & Social Psychology*, 68, 138–150.
- Graham, C., Eggers, A., Sukhatankar, S. (2004). Does happiness pay? An exploration based on panel data from Russia. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 55, 319–342.
- Havighurst, R. J. (1972). *Developmental tasks and education*. New York: McKay.
- Kahneman, D., Diener, E., Schwarz, N. (red.). (1999). *Well-being: The foundations of hedonic psychology*. New York: Russell Sage Foundation.
- Johnson, S. L., Nowak, A. (2002). Dynamical patterns in bipolar depression. *Personality and Social Psychology Review*, 6, 380–387.
- Lykken, D. (2005). Wrodzony potencjał szczęścia: jak i dlaczego ludzie różnią się pod względem odczuwanego dobrostanu. W: J. Czapieński (red.), *Psychologia pozytywna. Nauka o szczęściu, zdrowiu, sile i cnotach człowieka* (s. 257–283). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Lykken, D., Tellegen, A. (1996). Happiness is a stochastic phenomenon. *Psychological Science*, 7, 186–189.
- Prigogine, I., Stengers, I. (1990). *Z chaosu ku porządkowi*. Warszawa: PIW.
- Rada Monitoringu Społecznego (2005). *Diagnoza społeczna. Warunki i jakość życia Polaków*. Strona dostępna pod adresem: [www.diagnoza.com](http://www.diagnoza.com). Dane uzyskano: 12 grudnia 2005.
- Seligman, M. E. P. (1996). *Optymizmu można się nauczyć*. Poznań: Media Rodzina of Poznań.
- Seligman, M. E. P. (2005a). *Prawdziwe szczęście*. Poznań: Media Rodzina.
- Seligman, M. E. P. (2005b). Psychologia pozytywna. W: J. Czapieński (red.), *Psychologia pozytywna. Nauka o szczęściu, zdrowiu, sile i cnotach człowieka* (s. 18–32). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Stutzer, A. (2004). The role of income aspirations in individual happiness. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 54, 89–109.
- Tatarkiewicz, W. (1962). *O szczęściu*. Warszawa: PWN.
- Tukey, J. W. (1977). *Exploratory Data Analysis*. Boston: Addison-Wesley.
- Vallacher, R., Nowak, A. (1997). The emergence of dynamical social psychology. *Psychological Inquiry*, 8, 73–99.
- Veenhoven, R. (2006). *World Database of Happiness*, Erasmus University Rotterdam. Dostęp pod adresem: <http://worlddatabaseofhappiness.eur.nl>

### Aneks metodologiczny

#### Zakres analizy eksploracyjnej: modele regresji logistycznej

Na podstawie przesłanek teoretycznych oraz wstępnej eksploracji modele wielonomialnej regresji logistycznej zbudowano dla następujących zmiennych: „miniony rok należał do udanych” (wyniki niespójne pomiędzy modelami dla lat 2003 i 2005), „stałe dochody wystarczają na

Tabela 4.

Przyrost wariancji wyjaśnianej oparty na zmianie pseudo-R-kwadrat Coxa i Snella (punkt odniesienia z modelu tylko poprzedniego dobrostanu: 0,191 w modelu 2000–2003 oraz 0,235 w modelu 2003–2005). W przypadku nieistotnego efektu interakcji wszystkie efekty główne (poza wskazanym w tabeli) istotne statystycznie ( $p < 0,001$ )

Predyktor (w nawiasie sposób włączenia do modelu)	Model dla lat 2000–2003		Model dla lat 2003–2005 (replikacja wyników)		Spójność wyników
	Przyrost wariancji wyjaśnionej (uwzględnia efekt interakcji)	Interakcja z początkowym poziomem dobrostanu	Przyrost wariancji wyjaśnionej (uwzględnia efekt interakcji)	Interakcja z poziomem początkowym dobrostanu	
Miniony rok należał do udanych (4 poziomy: I × II pomiar)	46,6%	nieistotna $p = 0,263$ ( $df = 27$ )	26,4 %	istotna $p = 0,045$ ( $df = 27$ )	nie
Stałe dochody wystarczają (2 poziomy: dane tylko dla 2000)	12,0%	istotna $p = 0,030$ ( $df = 9$ )	—	—	—
Problemy finansowe przysparzały zmartwień (3 poziomy: model z ustąpieniem problemów)	11,5%	istotna $p = 0,010$ ( $df = 18$ )	6,4 %	nieistotna $p = 0,542$ ( $df = 18$ )	nie
Problemy finansowe przysparzały zmartwień (3 poziomy: model z pojawieniem się problemów)	9,4%	nieistotna $p = 0,488$ ( $df = 18$ )	7,2 %	nieistotna $p = 0,599$ ( $df = 18$ )	tak

Tabela 4. – cd.

Predyktor (w nawiasie sposób włączenia do modelu)	Model dla lat 2000–2003		Model dla lat 2003–2005 (replikacja wyników)		Spójność wyników
	Przyrost wariacji wyjaśnionej (uwzględnia efekt interakcji)	Interakcja z początkowym poziomem dobrostanu	Przyrost wariacji wyjaśnionej (uwzględnia efekt interakcji)	Interakcja z poziomem początkowym dobrostanu	
Problemy finansowe przysparzały zmartwień (9 poziomów, tylko model efektów głównych)	31,4%	nie dotyczy	12,8 %	nie dotyczy	–
Czuje się osamotniony, mimo że nie chcę (4 poziomy: I × II pomiar)	31,4%	nieistotna $p = 0,221$ ( $df = 27$ )	18,3 %	nieistotna $p = 0,610$ ( $df = 27$ )	tak
Ode mnie samego zależy, czy rok udany (4 poziomy: I × II pomiar)	19,4%	istotna $p = 0,039$ ( $df = 27$ )	8,9 %	nieistotna $p = 0,271$ ( $df = 27$ )	nie
Poziom życia porównywany z większością (4 poziomy: dane tylko dla 2000)	20,9 %	nieistotna $p = 0,088$ ( $df = 27$ )	–	–	–
Mobilizuję się i przystępuję do działania (4 poziomy: I × II pomiar)	15,2 %	istotna $p = 0,012$ ( $df = 27$ )	8,5 %	istotna $p = 0,029$ ( $df = 27$ )	tak
Dochód na jedn. konsumpcyjną, próg: 300 zł (4 poziomy: I × II pomiar)	16,8 %	istotna $p = 0,024$ ( $df = 27$ ) – ale problemy w estymacji	10,2% – ale nieistotny efekt główny	nieistotna $p = 0,485$ ( $df = 27$ )	nie
Dochód na jedn. konsumpcyjną, próg: 700 zł (4 poziomy: I × II pomiar)	14,1%	nieistotna $p = 0,076$ ( $df = 27$ )	5,9 %	$p = 0,003$ ( $df = 27$ )	nie
Dochód na jedn. konsumpcyjną, próg: 920 zł (4 poziomy: I × II pomiar)	18,8 %	nieistotna $p = 0,212$ ( $df = 27$ )	5,9 %	nieistotna $p = 0,108$ ( $df = 27$ )	tak
Liczba przyjaciół > 5 (4 poziomy: I × II pomiar)	8,9%	nieistotna $p = 0,341$ ( $df = 27$ )	4,7 %	nieistotna $p = 0,206$ ( $df = 27$ )	tak

codzienne potrzeby” (zmienna dostępna tylko dla roku 2000), „problemy finansowe przysparzały zmartwień” (oszacowanie interakcji w pełnym modelu nie było możliwe ze względu na problemy obliczeniowe, modele pojawienia się problemów finansowych dawały jednak spójne wyniki), „czuję się osamotniony, pomimo że nie chcę” (wyniki spójne), „ode mnie samego zależy, czy rok udany” (wyniki niespójne), „poziom życia porównywany z większością” (zmienna dostępna tylko dla roku 2000), „mobilizuję się i przystępuję do działania” (wyniki spójne), „dochód na jednostkę konsumpcyjną” (ze względu na niejednoznaczny podział optymalny – modele budowane dla trzech progów: 300, 700 i 920 zł, wyniki w ogólnym obrazie niespójne) oraz „liczba przyjaciół: 6 i więcej” (wyniki spójne). Podsumowanie modeli zawiera Tabela 4.

#### *Sposób obliczenia przewidywanej przez model logistyczny średniej dobrostanu w kategoriach*

Ponieważ interpretacja parametrów modelu wielonomialnej regresji logistycznej jest bardzo zawiła, Domański (1999) proponuje strategię bezpośredniej interpretacji wyników modelu na podstawie jego przewidywań. W takiej sytuacji przedstawienie interpretacji modelu dla danego efektu polega na zbudowaniu tabeli krzyżowej zmiennych zależnej i niezależnej, bazującej na liczebnościach przewidywanych przez model (nie zaś obserwowalnych). Kontrolę innych zmiennych, w modelu wielozmiennym, uzyskuje się tu poprzez realizację obliczeń dla danej tabeli, przy założeniu pozostałych wartości niezmiennych, które przekłada się na obliczanie przewidywanych liczebności komórek w oparciu o stałe wartości pozostałych współzmiennych i czynników modelu. Do modelu podstawia się dla współzmiennych średnią arytmetyczną, dla czynników zaś – zdefiniowaną kategorię odniesienia.

Ponieważ w prezentowanych tu analizach dobrostan oryginalnie był zmienną porządkową, którą potraktowano w modelu wielonomialnym jak zmienną nominalną, dla dalszego uproszczenia interpretacji, bazując na całej tabeli przewidywanych częstości, policzono tu przybliżone przewidywane średnie dobrostanu, ignorując dla potrzeb obliczeń możliwość uzyskania przez niego wartości skrajnych w kategoriach połączonych (czyli wagi przewidywanych kategorii wynosiły: „Wspaniałe, udane” = 2, „Dosyć dobre” = 3, „Ani dobre, ani złe” = 4, „Niezbyst udane, nieszczęśliwe, okropne” = 5) oraz pomijając wątpliwości dotyczące zasadności obliczeń średniej dla zmiennej porządkowej (w tym wypadku korzyści wydają się większe niż straty). Na tym zakończono obliczenie średnich przewidywanych dla modeli z istotną interakcją. Dla modelu efektów głównych dokonano jeszcze dalszego podsumowania i wyniki podawane dla kategorii korelatu dobrostanu są średnimi wyników przewidywanych z wszystkich komórek tabeli dla tej kategorii ważonymi przez liczebności kategorii bazowego dobrostanu.

Wykresy od 2 do 7 bazują na tych obliczeniach i przedstawiają oszacowania kierunku przewidywanej zmiany dobrostanu oraz siłę efektu w modelu. Dla uzyskania tych oszacowań obliczone w opisanej tu procedurze średnie przewidywane odejmowano od średniego dobrostanu w danej fali badania (przy czym zignorowano niewielkie wahania w liczbie obserwacji ważnych w obrębie różnych modeli, a znak różnicy odwrócono tak, żeby dodatni wynik wskazywał na przewidywany wzrost oceny dobrostanu).

#### *Statystyki opisowe wskaźnika dobrostanu*

Przedstawiono rozkłady częstości wskaźnika dobrostanu psychicznego dla poszczególnych fal badania oraz w obrębie prób panelowych: 2000–2003, 2003–2005 oraz 2000–2005 (Tabela 5). Dla wszystkich prób podano wartości ważne przez odpowiednią wagę analityczną, dla próby panelowej 2000–2005 podano ponadto wartości nieważone, ponieważ takie wykorzystano w modelu strukturalnym.

*Tabela 5.*

Rozkłady częstości dobrostanu psychicznego w analizowanych próbach

Jak ocenia Pan(i) swoje życie jako całość? (procent ważnych)	Fala '00	Fala '03	Fala '05	Próba panelowa 2000–2003		Próba panelowa 2003–2005		Próba panelowa 2000–2005 (dane ważne)			Próba panelowa 2000–2005 (dane nieważone)		
				'00	'03	'03	'05	'00	'03	'05	'00	'03	'05
Wspaniałe	2,9	3,1	2,8	2,9	2,7	3,1	2,8	2,9	2,8	2,7	2,9	2,8	2,6
Udane	30,6	31,6	33,9	31,2	32,1	32,6	33,3	31,6	32,3	33,6	29,8	31,4	32,6
Dosyć dobre	34,0	34,7	35,8	33,2	35,9	34,9	36,5	33,1	36,3	36,4	34,0	35,7	37,0
Ani dobre, ani złe	23,4	22,0	19,7	24,4	21,0	21,1	19,9	24,0	20,7	19,9	24,5	21,7	20,1
Niezbyst udane	7,4	6,6	6,2	6,7	6,4	6,3	5,9	6,8	6,2	6,2	6,8	6,3	6,3
Nieszczęśliwe	0,9	1,2	1,1	1,0	1,2	1,3	1,1	1,0	1,2	0,8	1,1	1,3	1,0
Okropne	0,8	0,7	0,5	0,6	0,7	0,7	0,5	0,7	0,6	0,5	0,7	0,7	0,5
Ogółem (N ważnych)	2989	9627	8654	3818	4481	7085	6792	3681	4259	4063	3768	4384	4193

# Dynamics of psychological well-being. Exploration of data from the Polish survey Social Diagnosis

Mariusz Trejtowicz

*Jagiellonian University*

## **Abstract**

This article presents a way of thinking about the lifelong stability of psychological well-being in dynamical terms. The reciprocal causality of well-being and its correlates was estimated by a structural equation model for panel data from Social Diagnosis, a survey conducted in Poland in 2000, 2003, and 2005, with more than 18 thousand respondents examined during this time and 5724 respondents examined in all three waves of the program. Psychological well-being was understood as a kind of performance indicator for a dynamic adaptation system. Self-regulation quality was derived from characteristics of the system of causal interrelations in which well-being is involved. It is posited that self-regulation of well-being could be mediated by patterns of resource expenditure in the processes of coping. Implications for possibilities of lasting change in psychological well-being are discussed.

*Keywords:* reciprocal causality, structural modeling, well-being