

trafności różnicowej subiektywnego dobrostanu jest weryfikacja jego trzelementowej struktury, na którą składają się zadowolenie z życia (sfera kognitywna) oraz negatywne i pozytywne emocje (sfera afektywna). Trafność różnicowa elementów składających się na subiektywny dobrostan została wielokrotnie potwierdzona (przeгляд badań, Diener i in., 2013). W jednym z najczęściej cytowanych badań tego zagadnienia Robert Lucas i współpracownicy (Lucas, Diener i Suh, 1996), wykorzystując technikę macierzy wielu cech wielu metod²⁴ (*multitrait multimethod matrix*), wykazali odrębność komponentu kognitywnego i afektywnego. Dowiedli również, że pozytywne i negatywne stany afektywne nie są ekstremami tej samej skali, lecz niezależnymi konstruktami. Możliwe jest zatem jednoczesne doświadczanie pozytywnych i negatywnych stanów afektywnych. Ponadto Luhmann i współpracownicy (Luhmann, Hawkley, Eid i Cacioppo, 2012) wykazali, że trafność różnicowa miar kognitywnych i afektywnych nie wynika z różnych ram czasowych przedstawianych ankietowanym (często treść pytań o zadowolenie z życia odnosi się do szerszego horyzontu czasowego niż treść pytań dotyczących stanów emocjonalnych). W swoim badaniu Luhmann i współpracownicy wskazali kilka wariantów ram czasowych, w których respondenci oceniali swój subiektywny dobrostan w wymiarze afektywnym i kognitywnym. Mimo ujednoczenia zakresu czasowego odrębność składowych subiektywnego dobrostanu została potwierdzona.

Wreszcie szereg badań nad trafnością różnicową składowych subiektywnego dobrostanu wykazało ich odrębność od pokrewnych pojęć wykorzystywanych w naukach społecznych: od optymizmu, poczucia własnej wartości i różnych typów osobowości (Lucas i in., 1996).

1.5.2. Rzetelność i wrażliwość

Badanie rzetelności skal polega na analizie ich wewnętrznej spójności oraz weryfikacji, czy pomiar powtórzony w identycznych warunkach daje takie same wyniki. Pozycje skal mierzące określony konstrukt uznaje się za rzetelne (wewnętrznie spójne), jeśli są one dostatecznie silnie skorelowane ze sobą, a w przypadku skal wielowymiarowych – również słabo skorelowane z pozycjami mierzącymi odrębne konstrukty. Analizy czynnikowe dla najbardziej popularnych jednowymiarowych skal zadowolenia z życia wykazały, że są one rzetelne i faktycznie identyfikują jeden konstrukt (Slocum-Gori i in., 2009, za: Diener i in., 2013). W szczególności wartość współczynnika alfa Cronbacha

²⁴ Nazwa metody wynika z jej najważniejszych założeń: 1) należy zbadać przynajmniej dwie cechy (aby była możliwa do przeprowadzenia analiza trafności różnicowej), 2) każdą cechę należy zbadać przynajmniej na dwa różne sposoby (aby móc zidentyfikować wpływ wariacji właściwej dla metody).

dla Skali Zadowolenia z Życia (SWLS) zawiera się w przedziale 0,80–0,96, wykazując jej wysoki poziom rzetelności²⁵ (Diener i in., 2013).

Badanie przeprowadzone powtórnie na tej samej próbie z użyciem rzetelnej skali pomiarowej powinno dać podobne wyniki. Wraz z długością czasu dzielącego pomiary korelacja dla testów powtórzonych może się zmniejszać ze względu na zmieniające się warunki. Dotychczasowe badania nad stabilnością miary zadowolenia z życia (SWLS), prowadzone metodą testu powtórzonego²⁶, wskazywały na dużą stabilność tego wskaźnika w krótkim okresie (do 2 miesięcy). Korelacja ta wprawdzie spadała wraz z długością czasu dzielącego pomiary, pozostała jednak na stosunkowo wysokim poziomie ($r = 0,54$), nawet gdy okres ten wynosił 4 lata (Magnus, Diener, Fujita i Pavot, 1993, za: Pavot i Diener, 2009, s. 107). Relatywnie wysokim poziomem rzetelności cechują się również wskaźniki zadowolenia z życia agregowane na wyższym poziomie. Porównanie średniego zadowolenia z życia z roku na rok w krajach uczestniczących w badaniu Gallupa wykazało bardzo silną korelację ($r = 0,93$). Siła związku malała wraz z długością okresu dzielącego pomiary, pozostawała jednak relatywnie duża, nawet gdy pomiarów dokonywano w odstępach 16 lat ($r = 0,78$ w grupie 72 krajów uczestniczących w Światowym Sondażu Wartości) (Diener i in., 2013, s. 499).

Niedoskonała korelacja dla testu powtórzonego nie jest oczywiście jednoznaczna z brakiem rzetelności wskaźników. Może ona wynikać z odmiennych warunków panujących podczas przeprowadzania pomiarów. Identyfikacja tych okoliczności i analiza sposobu ich oddziaływania nazywana jest zbiorczo analizą wrażliwości. Przegląd literatury przeprowadzony przez Williama Pavota i Eda Dienera doprowadził ich do konkluzji, że na ogólne zadowolenie z życia składają się trzy elementy: zadowolenie długookresowe wynikające z indywidualnych predyspozycji człowieka (na przykład z typu osobowości), zadowolenie średniookresowe, które jest już podatne na zmiany, ponieważ oddziałują na nie ważne wydarzenia życiowe, oraz – najbardziej zmienne – zadowolenie krótkookresowe odzwierciedlające chwilowe nastroje (Pavot i Diener, 2009, s. 107). W innym przeglądzie literatury Diener i współpracownicy zidentyfikowali wydarzenia życiowe oddziałujące na zadowolenie średnio- i krótkookresowe. Należą do nich między innymi: utrata zdrowia, zawarcie związku małżeńskiego, rozwód, wdowieństwo, bezrobocie, istotna zmiana sytuacji ekonomicznej, bycie ofiarą napaści. Po niektórych wydarzeniach, na przykład po zawarciu związku

²⁵ Współczynnik alfa Cronbacha przyjmuje wartości 0–1. Im wyższa wartość, tym wyższy poziom rzetelności skali. Według nieformalnej zasady wartości powyżej 0,70 oznaczają skalę dostatecznie rzetelną.

²⁶ Technika badań psychometrycznych, w ramach której w celu zbadania stabilności wskaźnika mierzy się go powtórnie po pewnym czasie w tej samej próbie badawczej. Im wyższa korelacja pomiędzy pomiarami, tym stabilniejszy wskaźnik.

małżeńskiego, poziom zadowolenia z życia stosunkowo szybko powraca do stanu wyjściowego. Inne wydarzenia, na przykład utrata pracy, pozostawiają po sobie wieloletnie ślady w postaci obniżonego poziomu satysfakcji z życia (Diener i in., 2013, s. 505-508).

Warto przy tym podkreślić, że zadowolenie z życia – jako element kognytywny – inaczej reaguje na zmiany okoliczności niż miary afektywne. Te ostatnie cechują się większą wrażliwością na wydarzenia życiowe, efekty przez nie wywołane mają jednak bardziej krótkotrwały charakter. Na komponent kognytywny wydarzenia życiowe wpływają raczej pośrednio – poprzez istotną zmianę warunków życia. Z tego względu afektywne miary dobrostanu są bardziej przydatne przy ewaluacjach interwencji na poziomie indywidualnym (na przykład przy badaniu efektów terapii). Miary kognytywne z kolei częściej znajdują zastosowanie przy interwencjach o szerszym zakresie, zmieniających istotnie warunki życia. Z tego powodu są częściej wykorzystywane w badaniach nad wpływem rozmaitych polityk publicznych (na przykład polityki rynku pracy) na zadowolenie z życia (Luhmann i in., 2012).

1.5.3. Właściwości jednopozycyjnych wskaźników zadowolenia z życia

W podrozdziale 1.3.6 zostały przedstawione najpopularniejsze wskaźniki jednopozycyjne, czyli takie, które mierzą poziom zadowolenia z życia za pomocą jednego pytania. Wskaźnik tego rodzaju zostanie wykorzystany w części empirycznej niniejszej pracy, dlatego omówieniu właściwości ekonometrycznych miar jednopozycyjnych poświęcono osobny podrozdział.

Z naturalnych względów analiza rzetelności wskaźników jednopozycyjnych nie może obejmować testowania wewnętrznej spójności (potrzebne są do tego przynajmniej dwie pozycje, zmienne). Analiza rzetelności wskaźników jednopozycyjnych wykorzystuje najczęściej różne odmiany testu powtórnego, oparte na założeniu, że miary rzetelne to takie, które dają te same wyniki w tych samych warunkach. Wymaga to zastosowania danych o strukturze longitudinalnej. Dane o deklarowanym zadowoleniu z życia pozyskane od tych samych osób w różnych momentach umożliwiają wyodrębnienie wariancji sytuacyjnej (*occasion-specific variance*) z wariancji stabilnej lub systematycznie zmieniającej się w czasie. Te dwa ostatnie elementy całkowitej zmienności służą do szacowania wskaźnika rzetelności. Bardziej zaawansowane techniki pozwalają ponadto z wariancji sytuacyjnej wyodrębnić zmienność wynikającą z błędów pomiaru (Lucas i Donnellan, 2012). Analizy z wykorzystaniem dużych, reprezentatywnych i popularnych badań longitudinalnych (Household, Income, and Labour Dynamics in Australia – HILDA, German Socio-Economic Panel, British Household Panel

3.2. System edukacji

W badaniach nad systemami edukacyjnymi rozpoznano do tej pory kilka ich odrębnych atrybutów. Począwszy od słynnego badania Jutty Allmendinger (1989) identyfikuje się dwa wymiary – stopień standaryzacji i stratyfikacji systemu edukacyjnego. Pierwsze z tych pojęć dotyczy ustanowionych na danym terenie (głównie kraju) standardów jakości kształcenia. Standaryzacja może dotyczyć sfery nakładów (*standardisation of input*) i określa wówczas stopień swobody, jaki mają szkoły w odniesieniu do tego, jak i czego uczyć. W systemach edukacyjnych o wysokim poziomie standaryzacji nakładów treść kształcenia, materiały edukacyjne, w tym podręczniki, system oceniania itd., są takie same na terenie całego kraju i podlegają centralnej regulacji. Standaryzacja może dotyczyć także efektów (*standardisation of output*), określając sposób weryfikacji zdobytej wiedzy i umiejętności. W krajach o wysokim poziomie standaryzacji efektów kompetencje uczniów sprawdzane są podczas organizowanych centralnie i zunifikowanych egzaminów wyjściowych (na przykład maturalnych).

Drugie pojęcie charakteryzujące system edukacji – stopień stratyfikacji – odnosi się do selektywności i liczby ścieżek kształcenia. Wysoki poziom stratyfikacji cechuje te systemy edukacyjne, w których istnieje wiele ścieżek kształcenia różniących się programami nauczania (typowe rozróżnienie dotyczy ścieżki ogólnokształcącej i zawodowej), w których uczniowie muszą dokonywać wyborów edukacyjnych stosunkowo wcześniej i w których „przepuszczalność” pomiędzy poszczególnymi ścieżkami jest ograniczona.

Odrębnym atrybutem systemu edukacji jest jego orientacja zawodowa (Shavit i Muller, 2000). W krajach charakteryzujących się wysokim poziomem orientacji zawodowej szkolnictwa proporcja uczniów decydujących się na kształcenie zawodowe jest wysoka. Ponadto rozróżnia się, czy edukacja zawodowa ma przede wszystkim charakter teoretyczny (*school based*), czy też jest zorganizowana przy współpracy z sektorem prywatnym, gdzie odbywa się szkolenie praktyczne³¹ (*work based*). Tę cechę kształcenia zawodowego wyróżnia się dodatkowo jako odrębny atrybut systemu edukacji i określa mianem stopnia powiązań instytucjonalnych (*institutional linkages*) lub orientacji zawodowej w systemie dualnym (Levels, Velden i Stasio, 2014).

Wpływ cech systemu kształcenia na siłę związku między pracą a zadowoleniem z życia można wytłumaczyć, odwołując się do alokacyjnej i sortującej funkcji edukacji. Istnieje wiele badań dowodzących, że systemy edukacji

³¹ Typowym przykładem edukacji zawodowej zorientowanej praktycznie jest tak zwany system dualny (*dual apprenticeship system*) występujący w Niemczech i innych krajach niemieckojęzycznych, gdzie połowa zajęć odbywa się w szkole, a połowa w postaci praktyk zawodowych we współpracujących ze szkołami firmach.

cechujące się wysokim poziomem stratyfikacji lub orientacji zawodowej (w szczególności dotyczy to kształcenia zawodowego w systemie dualnym) sprzyjają lepszemu dopasowaniu na rynku pracy (*labour market match*) (Scherer, 2005, s. 428-430). W literaturze rozróżnia się (nie)dopasowanie kompetencyjne (*skill mismatch*) i kwalifikacyjne (*educational mismatch*). Pierwszy typ dotyczy niedopasowania pomiędzy wymaganymi na danym stanowisku i posiadanymi przez pracowników faktycznymi kompetencjami. Drugi odnosi się do niedopasowania w zakresie formalnych wymagań co do wykształcenia. Niedopasowania mogą mieć charakter pionowy – wówczas mówimy o nadmiernych kwalifikacjach czy kompetencjach (*overqualification, overskilling*) lub o niedostatecznych kwalifikacjach czy niedobrze kompetencji (*underqualification, underskilling*). Niedopasowania mogą być również poziome. Dotyczy to wykształcenia (lub zestawu kompetencji) o profilu niezgodnym z wymaganiami danego stanowiska. Związek między cechami systemu edukacji a niedopasowaniem (łączy się to zwłaszcza z niedopasowaniem kwalifikacyjnym) zwykle uzasadnia się w odniesieniu do teorii sygnalizacji bądź teorii referencji (*credential theory*). W warunkach niedoskonałej informacji pracodawcy, oceniając potencjał kandydatów, wykorzystują łatwe do zaobserwowania sygnały (referencje) świadczące o ich produktywności. Typowym sygnałem jest wykształcenie. W takim schemacie teoretycznym edukacja zawodowa „wysyła” bardziej precyzyjne sygnały niż ogólna, ponieważ informuje o bardzo specyficznym zestawie kompetencji, który jest typowy dla danego zawodu. Dodatkowo sygnał ten będzie mocniejszy w systemie kształcenia dualnego, który nie tylko umożliwi nabycie umiejętności praktycznych, lecz także daje pracodawcom szansę bezpośredniej obserwacji kandydatów do pracy w okresie praktyk zawodowych. Podobnie lepszej jakości sygnały „wysyłają” systemy o silnej stratyfikacji, ponieważ tam wyraźna preselekcja odbywa się już w czasach szkolnych.

Analizy empiryczne potwierdzają przewidywany związek między stratyfikacją a dopasowaniem kwalifikacyjnym bądź kompetencyjnym (Andersen i van de Werfhorst, 2010; Bol i van de Werfhorst, 2013; Levels i in., 2014). Dowody na związek między orientacją zawodową a dopasowaniem są nieco mniej jednoznaczne, pokazując zarówno pozytywną (Andersen i von de Werfhorst, 2010), jak i negatywną (Wolbers, 2003) korelację. Są jednak zdecydowanie bardziej przekonujące, jeśli wziąć pod uwagę orientację zawodową w systemie dualnym (Levels i in., 2014). Kolejne dowody przedstawia literatura poświęcona determinantom stabilności zatrudnienia³² osób młodych, którą można również traktować jako pewien wskaźnik dopasowania. Analizy tego rodzaju wyraźnie wskazują na dobroczynny wpływ orientacji zawodowej (Lange, Gesthuizen i Wolbers, 2014;

³² W szczególności mierzoną takimi miarami jak ryzyko utraty pracy i długość zatrudnienia w tym samym miejscu pracy.

Shavit i Muller, 2000; Wolbers, 2003, 2007) oraz stratyfikacji (Bol i van de Werfhorst, 2013; Shavit i Muller, 2000).

Badania nad związkiem między niedopasowaniem a zadowoleniem z życia potwierdzają negatywny dla dobrostanu wpływ nadmiernych kwalifikacji czy kompetencji (Mavromaras, McGuinness, O’Leary, Sloane i Wei, 2013; Zhu i Chen, 2016). Podobny negatywny wpływ zaobserwowano również w odniesieniu do niedoboru kompetencji czy kwalifikacji (Badillo-Amador i Vila, 2013; Wu, Luksyte i Parker, 2015). Niektórzy badacze przekonują, że niedopasowania pomiędzy posiadanymi kompetencjami a tymi wymaganymi w pracy są główną przyczyną obniżenia subiektywnego dobrostanu na początku kariery zawodowej i odpowiadają za U-kształtny związek między wiekiem a zadowoleniem z życia (Ferrante, 2017, s. 761).

W warstwie teoretycznej negatywny wpływ niedopasowania na dobrostan uzasadnia się na dwa sposoby (Zhu i Chen, 2016, s. 2). Po pierwsze, efekt ten powstaje wskutek porównań z innymi pracownikami o podobnym poziomie kompetencji czy kwalifikacji, którzy są lepiej dopasowani do zajmowanych stanowisk pracy i w związku z tym wykonują pracę o wyższej jakości. Otrzymują przy tym wyższe wynagrodzenie³³. Warto przypomnieć, że w ekonomii szczęścia wpływ porównań na subiektywny dobrostan jest bardzo dobrze rozpoznany. Po drugie, praca na stanowisku niedopasowanym do kompetencji powoduje obniżenie dobrostanu wskutek niezaspokojonych aspiracji i zawiedzionych oczekiwań. Wreszcie związek między niedopasowaniem a zadowoleniem z życia można uzasadniać, odwołując się do pojęcia jakości pracy. Wysoki poziom dopasowania łączy się z pracą o wyższej jakości przynajmniej w trzech wymiarach – bezpieczeństwa pracy, możliwości wykorzystania kompetencji, samodzielności w pracy.

Moderujący wpływ standaryzacji (nakładów i efektów) na siłę związku praca–zadowolenie z życia można wytłumaczyć, odnosząc się do sortującej funkcji systemu edukacji. Nazwa ta może wprowadzać w błąd, ponieważ istotą tej funkcji jest zapewnienie optymalnego poziomu kompetencji w społeczeństwie (Bol i van de Werfhorst, 2011, s. 11). Funkcja ta dotyczy zatem podaży usług edukacyjnych w wymiarze ilościowym i jakościowym. Najczęściej stosowaną miarą stopnia realizacji funkcji sortowania są wyniki edukacyjne uczniów. Wyższy poziom standaryzacji efektów w edukacji (w postaci ujednoliconych i centralnie organizowanych egzaminów wyjściowych) sprzyja nabywaniu kompetencji, ponieważ perspektywa centralnego egzaminu działa na uczniów motywująco. Ponadto w krajach, w których występuje standaryzacja efektów, jakość nauczania jest skrupulatniej kontrolowana. Istnieją liczne dowody empiryczne potwierdza-

³³ Negatywny wpływ niedopasowania na wysokość wynagrodzeń jest dobrze udokumentowany (Allen i van der Velden, 2001).

jące te hipotezy i wykazujące pozytywny związek między standaryzacją efektów a wynikami edukacyjnymi uczniów (na przykład Bishop, 1997; Hanushek i Woessmann, 2010; Woessmann, 2016). Hipotetyczny związek między standaryzacją nakładów a poziomem kompetencji jest negatywny, ponieważ autonomia szkół (odwrotność standaryzacji) sprzyja konkurencji, a w konsekwencji – jakości nauczania. Również ta relacja została wielokrotnie potwierdzona empirycznie w badaniach wykazujących negatywny związek między standaryzacją nakładów a wynikami uczniów (na przykład Fuchs i Woessmann, 2007; Horn, 2009; Woessmann, 2016). Brakujące ogniwo w łańcuchu powiązań między poziomem standaryzacji (nakładów i efektów) a siłą związku między pracą i zadowoleniem z życia można zbudować, powołując się na bardzo bogatą literaturę dotyczącą niematerialnego zwrotu z edukacji. Przegląd całego dorobku tego obszaru wiedzy wymagałby osobnego rozdziału. Wystarczy jednak wspomnieć, że wysokiej jakości badania tego zagadnienia prowadzono już w latach 60. i 70. ubiegłego stulecia. Analizy Grega Duncana (1976) czy Roberta Lucasa (1977) wykazały silny pozytywny wpływ wykształcenia (mierzonego latami nauki) na takie aspekty jakości pracy, jak autonomia w pracy, poczucie stabilności zatrudnienia, poziom wykorzystania kompetencji (przegląd innych badań z tamtego okresu, por. Havemann i Wolfe, 1984). Bardziej aktualne analizy tego zagadnienia, z wykorzystaniem lepszej jakości danych, potwierdzają te ustalenia (na przykład Gunderson i Oreopolous, 2020; Oreopolous i Salvanes, 2011). Skoro zatem wyższy poziom wykształcenia sprzyja jakości pracy (a ta umacnia związek praca–zadowolenie z życia), rozwiązania instytucjonalne wspierające proces nabywania kompetencji (wysoki poziom standaryzacji efektów i niski poziom standaryzacji nakładów) powinny zacieśniać związek między statusem na rynku pracy a zadowoleniem z życia (powiększać różnicę w zadowoleniu z życia pomiędzy pracującymi a bezrobotnymi).

3.3. Polityka zatrudnienia i rynku pracy

W sferze polityki zatrudnienia i rynku pracy można zidentyfikować trzy czynniki potencjalnie oddziałujące na siłę relacji praca–zadowolenie z życia – prawną ochronę zatrudnienia oraz pasywną i aktywną politykę rynku pracy.

Przesłanki teoretyczne sugerują, że wysoki poziom ochrony zatrudnienia wzmacnia relację praca–zadowolenie z życia. Warunki te sprzyjają bowiem poczuciu pewności zatrudnienia³⁴ pracujących i zmniejszają prawdopodobieństwo

³⁴ W literaturze odczuwane (czy przewidywane) bezpieczeństwo zatrudnienia bywa wręcz traktowane jako wskaźnik subiektywnego dobrostanu (Ilmakunnas i Böckerman, 2006). Jednak częściej uznawane jest za jego determinantę (Carr i Chung, 2014).

znalezienia pracy wśród bezrobotnych. Hipoteza ta ma już pewne empiryczne wsparcie w odniesieniu do populacji osób w wieku produkcyjnym (Boarini i in., 2013; Vossemer i in., 2017). Niemniej można znaleźć również badania sugerujące, że wyższy poziom ochrony zatrudnienia obniża dobrostan pracowników (Böckerman, 2004; Clark i Postel-Vinay, 2009). Zrozumienie tej pozornie nieintuicyjnej zależności wymaga rozróżnienia między poczuciem pewności zatrudnienia w obecnej pracy (*cognitive job security*, bezpieczeństwo zatrudnienia) a postrzeganą trudnością ponownego zatrudnienia po ewentualnej utracie pracy (*perceived labour market security*, bezpieczeństwo na rynku pracy). Wysoki poziom ochrony zatrudnienia zwiększa wśród pracowników poczucie bezpieczeństwa zatrudnienia, ale zmniejsza poczucie bezpieczeństwa na rynku pracy (Hipp, 2016, s. 3). Całkowity wpływ ochrony zatrudnienia na subiektywny dobrostan pracowników może być więc pozytywny lub negatywny. Trudno się jednak spodziewać, by w warunkach wysokiego poziomu ochrony zatrudnienia dobrostan pracujących „cierpiał” bardziej niż bezrobotnych. Z tego względu w sformułowanej hipotezie badawczej spodziewany jest pozytywny związek między ochroną zatrudnienia a siłą relacji praca–zadowolenie z życia.

Dotychczasowy dorobek badawczy sugeruje, że pasywna i aktywna polityka rynku pracy pozytywnie wpływa na dobrostan zarówno bezrobotnych, jak i pracujących. W przypadku pierwszej grupy zależność tę można łatwo uzasadnić. Pasywna polityka rynku pracy, której najważniejszym instrumentem są zasiłki dla bezrobotnych, pozwala zredukować negatywny dochodowy efekt wywołany utratą pracy. Z kolei polityka aktywna związana z takimi instrumentami, jak programy stażowe, subsydiowane zatrudnienie czy szkolenia, pozwala bezrobotnym uczestniczyć w aktywnościach imitujących warunki pracy zawodowej, ma więc bezpośredni pozytywny wpływ na subiektywny dobrostan. Niektórzy badacze rozpoznają korzystny wpływ aktywnej i pasywnej polityki rynku pracy tylko w grupie bezrobotnych (Vossemer i in., 2017; Wulfgramm, 2014). Takie podejście każe oczekiwać, że związek między pracą a subiektywnym dobrostanem będzie słabszy w krajach o hojnej aktywnej lub pasywnej polityce rynku pracy. Istnieje jednak szereg empirycznych dowodów na to, że w krajach o takiej polityce również grupa pracujących deklaruje wyższy poziom zadowolenia z życia, nawet jeśli wykluczy się wpływ innych zmiennych na poziomie makro oddziałujących na jakość życia (na przykład PKB per capita) (Clark i Postel-Vinay, 2009; Di Tella, MacCulloch, i Oswald, 2001; Green, 2011; Hipp, 2016). Uzasadnienie tej relacji odwołuje się do omówionego już wcześniej zjawiska dopasowania kompetencyjnego lub kwalifikacyjnego. Zarówno instrumenty aktywnej polityki rynku pracy (umożliwiające bezrobotnym uzupełnienie brakujących kompetencji), jak i polityki pasywnej (dającej komfort poszukiwania pracy odpowiedniej dla profilu kompetencyjnego, a nie pracy jakiegokolwiek) przyczyniają się do zwiększenia stopnia dopasowania, a w konsekwencji – do wyższego poziomu subiek-

z nią pominiętych zmiennych). Z tego względu kolejnym krokiem postępowania analitycznego jest uwzględnienie par wskaźników charakteryzujących instytucje (wraz z odpowiednimi elementami interakcji).

Tabela 8. Determinanty zadowolenia z życia (2002–2014), dwa czynniki na poziomie makro z kontrolą PKB per capita i stopy bezrobocia. Oszacowania dla siedmiu niezależnych modeli

Zmienna	ZAW	ZAW.D	OCHR.O	OCHR.N	APRP	PPRP
model 1						
efekt makro	0,042				-0,081	
	0,054				0,051	
interakcja makro*pracuje	0,039				0,099***	
	0,026				0,033	
model 2						
efekt makro	0,037					-0,052
	0,053					0,054
interakcja makro*pracuje	0,045*					0,085***
	0,025					0,032
model 3						
efekt makro	0,003			0,072		
	0,054			0,055		
interakcja makro*pracuje	0,077***			-0,134***		
	0,026			0,026		
model 4						
efekt makro				0,058		-0,063
				0,055		0,054
interakcja makro*pracuje				-0,123***		0,098***
				0,026		0,032
model 5						
efekt makro		-0,219**	-0,03			
		0,09	0,062			
interakcja makro*pracuje		0,157***	0,018			
		0,033	0,031			
model 6						
efekt makro		-0,216**			0,008	
		0,09			0,052	
interakcja makro*pracuje		0,143***			0,026	
		0,033			0,037	
model 7						

Zmienna	ZAW	ZAW.D	OCHR.O	OCHR.N	APRP	PPRP
efekt makro		-0,206**				-0,003
		0,088				0,055
interakcja makro*pracuje		0,139***				0,055
		0,032				0,035

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Oszacowania parametrów trzypoziomowego modelu regresji liniowej z losowym wyrazem wolnym (*three-level random intercept model*). W dolnym wierszu błędy standardowe, zmienne nieprzedstawione w tabeli: PKB, stopa bezrobocia, rok oraz determinanty zadowolenia z życia na poziomie mikro, jak w modelu 1. W modelach ze wskaźnikami orientacji zawodowej w systemie dualnym: $N = 32\ 299$, w pozostałych modelach: $N = 39\ 665$.

Źródło: Opracowanie własne.

W modelowaniu nie zostały uwzględnione wszystkie kombinacje par, ale te najmocniej ze sobą skorelowane (relacje pogrubione w tabeli 7). Nie zbudowano modeli dla następujących par zmiennych (mimo ich wysokiej korelacji): ochrona zatrudnienia względem umów na czas nieokreślony i określony (zmienne OCHR.O i OCHR.N), orientacja zawodowa i orientacja zawodowa w systemie dualnym (zmienne ZAW i ZAW.D), pasywna i aktywna polityka rynku pracy (zmienne APRP i PPRP). Wymienione pary zmiennych są raczej wariantami wskaźników tych samych instytucji niż miarami instytucji odrębnych.

Oszacowania parametrów 7 modeli z różnymi kombinacjami par zmiennych instytucjonalnych przedstawia tabela 8. Zmienną, która ma najstabilniejszy wpływ na siłę związku praca–zadowolenie z życia, jest orientacja zawodowa w systemie dualnym (ZAW.D). Niezależnie od specyfikacji modelu wraz ze zwiększeniem orientacji zawodowej wzmocnieniu ulega związek między pracą a zadowoleniem z życia (istotnie statystyczny pozytywny współczynnik przy elemencie interakcji zmiennej ZAW.D w modelach 5, 6 i 7). Co interesujące, wyniki sugerują, że wyższy poziom uzawodowienia generalnie obniża zadowolenie z życia (negatywny i istotny statystycznie efekt główny w modelach 5, 6 i 7), choć nie dotyczy to osób pracujących (pozytywny efekt interakcji ze zmienną „pracuje”). Wynik ten jest zgodny ze stanem wiedzy na temat systemów przejścia między edukacją a pracą. W krajach, gdzie kształcenie zawodowe jest zorganizowane w systemie dualnym, absolwenci często znajdują zatrudnienie, nie wchodząc nawet na rynek pracy – wiele firm oferuje pracę swoim stażystom, którzy są zatrudniani bezpośrednio po ukończeniu szkoły zawodowej. Utrudnia to podjęcie pracy bezrobotnym absolwentom, którzy szukają zatrudnienia poprzez rynek pracy. Trudności te mogą obniżać ich dobrostan (Rosenbaum, Kariya, Settersten i Maier, 1990). Warto zauważyć, że w zestawieniu ze wskaźnikiem orientacji zawodowej w systemie dualnym istotność tracą wskaźniki pasywnej i aktywnej polityki rynku pracy (modele 6 i 7). Efekt ten nie wynika ze

specyfikacji próby badawczej dla wskaźnika uzawodowienia w systemie dualnym (jest ona mniej liczna). Szacowanie modelu na tej samej próbie, ale z alternatywnym wskaźnikiem uzawodowienia (ZAW), sprawia, że elementy interakcji dla wskaźników pasywnej i aktywnej polityki rynku pracy „odzyskują” istotność. Mniej stabilny jest efekt dla drugiego wariantu wskaźnika orientacji zawodowej (zmienna ZAW), który traci istotność w zestawieniu ze zmiennymi charakteryzującymi aktywną i pasywną politykę rynku pracy (modele 1 i 2). Efekt ochrony zatrudnienia względem umów na czas nieokreślony pozostaje negatywny wśród pracujących (istotnie statystycznie oszacowanie parametrów dla elementu interakcji w modelach 3 i 4), co nie potwierdza hipotezy H2.

Model z większą liczbą zmiennych na poziomie makro

Dopełnieniem przedstawionych powyżej analiz są specyfikacje modelu uwzględniające większą liczbę zmiennych na poziomie makro jednocześnie. Ponieważ niektóre zmienne są wysoce ze sobą skorelowanymi wariantami tego samego wskaźnika, specyfikacje modelu zostały dobrane następująco. Przedstawione w tabeli 9 modele 3 i 4 dotyczą specyfikacji ze wskaźnikiem orientacji zawodowej w systemie dualnym (ZAW.D), a modele 1 i 2 z ogólnym wskaźnikiem uzawodowienia (ZAW). Z kolei w ramach tych dwóch par specyfikacje różnią się tylko pod względem wskaźników polityki rynku pracy, które naprzemiennie dotyczą polityki aktywnej (APRP) bądź pasywnej (PPRP). W specyfikacjach pominięto wskaźnik ochrony zatrudnienia dla umów na czas określony, ponieważ wcześniejsze wyniki nie wykazały jego istotnego związku z zadowoleniem z życia.

Tabela 9. Determinanty zadowolenia z życia (2002–2014), modele z większą liczbą zmiennych na poziomie makro oraz z kontrolą PKB per capita i stopy bezrobocia

Zmienna	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
ZAW	0,013	0,008		
	0,054	0,054		
ZAW*PRACUJE	0,064**	0,070***		
	0,026	0,026		
ZAW.D			-0,231**	-0,219**
			0,09	0,088
ZAW.D*PRACUJE			0,154***	0,152***
			0,034	0,033
OCHR.N	0,075	0,078	0,097	0,089
	0,055	0,055	0,094	0,093
OCHR.N*PRACUJE	-0,135***	-0,136***	-0,073*	-0,071*
	0,026	0,026	0,042	0,042

Zmienna	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
APRP	-0,090*		0,01	
	-0,051		-0,053	
APRP*PRACUJE	0,102***		0,027	
	0,033		0,037	
PPRP		-0,059		0,002
		0,054		0,055
PPRP*PRACUJE		0,089***		0,052
		0,032		0,035
<i>N</i> (ind)	39665	39665	32299	32299
<i>N</i> (kraj–rok)	132	132	107	107
<i>N</i> (kraj)	27	27	20	20

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Oszacowania parametrów trzypoziomowego modelu regresji liniowej z losowym wyrazem wolnym (*three-level random intercept model*). W dolnym wierszu błędy standardowe, zmienne nieprzedstawione w tabeli: PKB, stopa bezrobocia, rok oraz determinanty zadowolenia z życia na poziomie mikro (jak w modelu 1).

Źródło: Opracowanie własne.

Przedstawione w tabeli 9 wyniki potwierdzają ustalenie z poprzedniej sekcji, ale tym razem orientacja zawodowa okazuje się zwiększać siłę związku praca–zadowolenie z życia dla obu wariantów tego wskaźnika. W podobny sposób na związek między pracą a subiektywnym dobrostanem oddziałują wydatki na aktywną bądź pasywną politykę rynku pracy. W zestawieniu ze wskaźnikiem orientacji zawodowej w systemie dualnym wskaźniki te tracą jednak istotność statystyczną (modele 3 i 4). Zmiany tej nie można przypisywać efektowi próby (w modelach 3 i 4 liczba obserwacji jest mniejsza). W regresji przeprowadzonej na próbie z modeli 3 i 4, gdzie wskaźnik uzawodowienia w systemie dualnym (ZAW.D) został zastąpiony ogólną miarą orientacji zawodowej (ZAW), efekt pasywnej i aktywnej polityki rynku pracy jest taki sam jak w modelach 1 i 2 (pozytywny i istotny statystycznie efekt interakcji odpowiadający tym zmiennym). Wyniki niezmiennie wskazują na to, że wzrost ochrony zatrudnienia dla umów na czas nieokreślony negatywnie wpływa na dobrostan pracujących.

Model o specyfikacji przedstawionej w tabeli 9 stanowi przede wszystkim formę sprawdzenia stabilności wyników (*robustness check*). Liczba zmiennych na poziomie makro jest w nim duża, zatem istnieje ryzyko obciążenia szacowanych współczynników i niedoszacowania błędów standardowych (Bryan i Jenkins, 2016), co może skutkować wyższym ryzykiem popełnienia błędu I rodzaju – oszacowania efektu istotnego statystycznie, który w rzeczywistości istotny statystycznie nie jest. Oszacowania parametrów nie różnią się jednak znacznie od