

Anna Kiersztyn

Rozdział 2

Zatrudnienie na czas określony a struktura społeczna: nowe tendencje

W ciągu ostatnich dziesięcioleci w wielu krajach toczy się ożywiona debata dotycząca społeczno-ekonomicznych konsekwencji wzrostu częstości występowania tzw. niestandardowych form zatrudnienia, do których zalicza się m.in.: umowy o pracę na czas określony, umowy cywilnoprawne, bądź wynajem pracowników od tymczasowych agencji zatrudnienia (Kalleberg 2000; Komisja Europejska 2010; OECD 2014). Zjawisko to często interpretowano jako symptom zmierzchu modelu stabilnego zatrudnienia charakterystycznego dla epoki fordyzmu, na podstawie umowy o pracę na pełny etat i na czas nieokreślony, zapewniającego bezpieczeństwo ekonomiczne pracownikom i ich rodzinom (Kalleberg 2009; Neumark 2000; Thurow 1999). Już w latach 80. Ulrich Beck w *Spółeczeństwie ryzyka* pisał o dokonującym się przejściu „od jednorodnego systemu społeczeństwa przemysłowego ze zorganizowanym w zakładzie pracy dożywotnim zatrudnieniem w pełnym wymiarze (...) do ryzykownego systemu zmiennego, pluralistycznego, niepełnego zatrudnienia”¹ (Beck 2002, s. 212). W kolejnej dekadzie podobne obawy znalazły wyraz w dyskursie prasowym (Fevre 2007). W amerykańskich gazetach pojawiły się dramatycznie brzmiące tezy, według których pracownicy powinni „zapomnieć o idei wiązania całej kariery z jedną dużą firmą”, jako że stabilna praca na całe życie stała się „tak niemożliwa jak samochodowe pletwy”². We wstępie do niedawno wydanej książki *Non-Standard Employment in Europe. Paradigms, Prevalence and Policy Responses*, Richard Hyman wręcz kwestionuje zasadność mówienia o niestandardowym zatrudnieniu, skoro „obecnie jednak to, co dawniej było atypowe staje się coraz bardziej typowe, niestandardowe staje się coraz bardziej standardem...” (Hyman 2013).

¹ W anglojęzycznym tłumaczeniu książki zastosowano określenie *underemployment*. Określenie „niepełne zatrudnienie” nie oddaje w pełni negatywnej konotacji tego terminu (zob. Kiersztyn 2007).

² Pierwszy cytat pochodzi z artykułu: Church G. J., Praca w epoce niepewności, *Time*, 22 listopada 1993. Drugi zaczerpnięto z: Kolbert E., Clymer A., The Politics of Layoffs: In Search of a Message, *New York Times*, 8 marca 1996, s. A22. Oba fragmenty cytuję za: Neumark, Polsky, Hansen 1999. Więcej informacji na ten temat [w:] Kiersztyn 2012a.

Powyższe stwierdzenie ma zastosowanie zwłaszcza dla współczesnej Polski. Z danych Eurostatu wynika, że odsetek pracowników zatrudnionych na czas określony w Polsce oscylował w ostatnich latach w granicach około 27%, co stanowi niemal dwukrotność średniej dla krajów UE (EUROSTAT 2013).

Co wiadomo z wcześniejszych badań: wyniki i kontrowersje

W akademickiej debacie wokół niestandardowego zatrudnienia wyróżnić można trzy zasadnicze wątki. Pierwszy dotyczy bieżącej sytuacji pracowników i zmierza do odpowiedzi na pytanie, czy osoby zatrudnione na czas określony bądź na podstawie umowy cywilnoprawnej mają się lepiej czy gorzej niż inni o porównywalnych cechach zatrudnieni na podstawie umowy o pracę na czas nieokreślony. Drugi wątek analizuje rozkład zatrudnienia na czas określony pod względem społeczno-demograficznych charakterystyk jednostek, aby ustalić, w jakiej mierze typ kontraktu zatrudnienia uwarunkowany jest strukturalnie. Trzeci, szczególnie istotny z punktu widzenia polityki rynku pracy, dotyczy perspektyw zawodowych tej grupy pracowników i poszukuje odpowiedzi na pytanie, czy niestandardowe zatrudnienie na dłuższą metę poprawia szanse jednostek na stabilizację zawodową, czy – przeciwnie – utrudnia znalezienie stałej pracy. Każdy z tych wątków został dokładniej omówiony poniżej.

W przypadku pierwszego wątku można czasem napotkać w literaturze ekonomicznej tezę, zgodnie z którą w warunkach tzw. gospodarki opartej na wiedzy niestandardowe zatrudnienie może stanowić atrakcyjną alternatywę wobec tradycyjnych umów na czas nieokreślony dla coraz większej grupy pracowników (Guest 2004). W ostatnich latach specjaliści z zakresu zarządzania częściej jednak zwracają uwagę na zróżnicowania populacji zatrudnionych na czas określony (De Cuyper i in. 2007). W tym kontekście pojawia się argumentacja, że nie wszyscy tymczasowi pracownicy doświadczają niepewności ekonomicznej. Istnieje pewna grupa tzw. pracowników „bez granic” (*boundaryless*), do której należą wysoko wykwalifikowani specjaliści, którzy preferują tymczasowe zatrudnienie jako dające większą niezależność, ochronę przed monotonią i możliwość łączenia pracy zawodowej z innymi dziedzinami życia. Tacy pracownicy, mimo braku stałej umowy, są w stanie wynegocjować korzystne warunki zatrudnienia: uzyskują wysokie zarobki i zajmują najważniejsze pozycje w korporacjach (Gracia i in. 2011; Guest 2004; Marler i in. 2002).

Niezależnie od tych – skądinąd raczej idyllicznych – wizji sytuacji elastycznych pracowników wiedzy (zob. Vallas, Prener 2012), międzynarodowe badania empiryczne konsekwentnie wykazują, iż ogół pracowników zatrudnio-

nych na czas określony ma się pod wieloma względami gorzej niż osoby zatrudnione bezterminowo. Po pierwsze, pensje pracowników tymczasowych są znacząco niższe niż te uzyskiwane przez osoby mające stałe zatrudnienie, również wówczas, gdy w modelach regresji kontrolowane są inne ważne wyznaczniki poziomu wynagrodzeń: wiek, płeć, poziom wykształcenia, pozycja zawodowa, staż pracy czy sektor własności miejsca zatrudnienia pracownika (Comi, Grasseni 2012; Komisja Europejska 2010; OECD 2014). Przykładowo, niedawne wyniki analiz OECD wskazują, że niestandardowe zatrudnienie samo w sobie przekłada się na istotnie niższe zarobki aż w 10 spośród 15 badanych krajów, w tym w Polsce (OECD 2014). Analizy danych z europejskiego Badania Struktury Wynagrodzeń z roku 2006 wykazały, że średnia „kara finansowa” (*wage penalty*), jaką ponoszą pracownicy jedynie z racji tymczasowego zatrudnienia, to o 14% niższa pensja (Komisja Europejska 2010). Analizy danych EU-SILC dla Polski wskazują na podobne tendencje: gdy w modelu regresji kontroluje się najważniejsze determinanty wynagrodzeń³, okazuje się, iż pracownik zatrudniony w pełnym wymiarze na czas określony w 2008 roku uzyskiwałby zarobki średnio aż o 14% niższe niż porównywalny pracownik posiadający bezterminową umowę o pracę (Kiersztyn 2012b). Po drugie, istnieją analizy sugerujące, że niestandardowe zatrudnienie wiąże się z gorszym dostępem do różnego rodzaju świadczeń i przywilejów pracowniczych (Kalleberg, Reskin, Hudson 2000; McGovern, Smeaton, Hill 2004). Po trzecie, w licznych badaniach wykazano, że tymczasowi pracownicy mają relatywnie gorszy dostęp do szkoleń i programów podnoszenia kwalifikacji zawodowych finansowanych przez pracodawców (Albert, Serrano, Hernanz 2005; Arulampalam, Booth 1998; Forrier, Sels 2003; O’Connell, Byrne 2012). To ostatnie, w połączeniu z pracą w niejednokrotnie gorszych warunkach, niesie też ze sobą większe ryzyko wypadków przy pracy i negatywne konsekwencje zdrowotne (Bentolila, Dolado, Jimeno 2008; Virtanen i in. 2005).

Powyższe rezultaty nie są zaskakujące w świetle wyników analiz wpisujących się w drugi z wątków wymienionych we wstępie niniejszego podrozdziału, wskazujących na nierównomierny rozkład niestandardowych form zatrudnienia w populacji pracowników, zarówno w Polsce, jak i innych krajach. Wiele wskazuje na to, iż wysoko wykwalifikowani pracownicy „bez granic”, zatrudnieni na tymczasowych kontraktach, to kategoria dość nieliczna. Przeciwnie, niestandardowe zatrudnienie jest zdecydowanie częstsze w przypadku osób o najsłabszej pozycji na rynku pracy: młodych absolwentów, osób gorzej wykształconych, w zawodach o niższym statusie (np. Amuedo-Dorantes 2000; Booth i in. 2002; Dolado, García-Serrano, Jimeno 2002; Giesecke, Groß 2003; OECD 2014).

³ Kontrolowane zmienne to: płeć, wiek, wykształcenie, zawód i stanowisko, gałąź przemysłu, wielkość firmy, bezrobocie w miejscu zamieszkania, krótki staż pracy oraz wymiar czasu pracy.

Analizy danych EU-SILC 2005–2008 dla Polski dały analogiczne wyniki: zatrudnienie na czas określony jest bardziej skupione w zawodach o niższym statusie, w branżach oferujących gorsze warunki pracy (hotele i restauracje, handel i naprawy) i w małych zakładach pracy. Bardziej prawdopodobne jest ono w przypadku osób młodych, z krótkim stażem pracy i o niskich kwalifikacjach – a więc pracowników łatwo zastępowalnych (Kiersztyn, Dzierzgowski 2012). Analizy danych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (EU-LFS) wskazują, że w Polsce zależności między wykształceniem, pozycją zawodową a niestandardowym zatrudnieniem są jednymi z najsilniejszych wśród krajów UE (OECD 2014).

Z drugiej strony, zarówno w literaturze, jak i debacie publicznej formułowana jest teza, iż niestandardowe kontrakty i związana z nimi niepewność zaczynają rozprzestrzeniać się także na wyższe szczeble struktury społecznej i zawodowej (Hoque, Kirkpatrick 2003). Arne L. Kalleberg, gdy w 2008 roku przemawiał jako prezes Amerykańskiego Towarzystwa Socjologicznego podkreślał, że tym, co odróżnia dawną i współczesną prekaryzację zatrudnienia, jest fakt, iż ta ostatnia nie jest charakterystyczna wyłącznie dla wtórnego segmentu rynku pracy: „obecnie, prekaryjna praca rozprzestrzeniła się po wszystkich dziedzinach gospodarki i stała się znacznie bardziej powszechna: w dzisiejszych czasach stanowiska kierowników i specjalistów są również niepewne” (Kalleberg 2009, tłum. własne). Powyższą tendencję ilustrują również wyniki niedawnego badania pracowników w prowincji Ontario, w Kanadzie. Choć pracownicy zaliczeni do kategorii specjalistów i twórców (*knowledge workers*) byli nieco mniej narażeni na niepewne zatrudnienie w porównaniu z pozostałymi kategoriami zawodowymi, różnica ta nie była na tyle duża, by można było stwierdzić, że zawód o wysokim statusie gwarantuje bezpieczeństwo ekonomiczne (Lewchuk i in. 2013). W tym kontekście warto też zwrócić uwagę na badania ilościowe sugerujące, iż rozmaite ograniczenia i ryzyko związane z niestandardowym zatrudnieniem nie mają zastosowania jedynie do osób wykonujących zawody o niskim statusie, lecz mogą niejednokrotnie być udziałem wysoko wykwalifikowanych specjalistów (Hoque, Kirkpatrick 2003; McKeown 2005).

W ostatnich latach dwa zjawiska mogą dodatkowo pogłębiać powyższe tendencje. Po pierwsze, światowy kryzys ekonomiczny sprawił, że wiele osób, których z racji posiadanych kwalifikacji i wykonywanego zawodu nie zaliczono by do szczególnie zagrożonych niepewnością ekonomiczną, nagle utraciło stabilne zatrudnienie (zob. np. Deuze, Elefante, Steward 2010; Garson 2013; Standing 2011). Po drugie, na dłuższą metę stopniowe osłabianie zależności między tradycyjnymi wyznacznikami pozycji zawodowej a ryzykiem niestandardowego zatrudnienia może być uwarunkowane tzw. efektem kohorty, czyli sytuacją, w której główną determinantą niepewności ekonomicznej jest okres rozpoczęcia

kariery zawodowej. Innymi słowy, obserwowana w badaniach korelacja między młodym wiekiem a ryzykiem niestandardowego zatrudnienia niekoniecznie musi oznaczać, że dzisiejsza młodzież z czasem uzyska zawodową stabilizację. Jak utrzymuje Guy Standing (2011), dla młodych wchodzących na rynek pracy w ostatnich dziesięcioleciach podpisanie umowy na czas określony coraz częściej okazywało się nie tyle wstępem do stabilnego zatrudnienia, ile początkiem serii krótkotrwałych epizodów pracy w różnych firmach, przeplatanych okresami bezrobocia. Działo się tak niezależnie od poziomu wykształcenia i zawodu. Wobec braku dostatecznej liczby miejsc pracy wykorzystujących kwalifikacje coraz większej rzeszy młodych absolwentów wyższych uczelni duża część spośród nich zmuszona była do podjęcia jakiegokolwiek pracy, poniżej swoich aspiracji i kompetencji, bądź na skrajnie niekorzystnych warunkach (np. w postaci nisko opłacanych staży). Jeśli istotnie mamy do czynienia z taką długofalową zmianą, to można oczekiwać, iż w miarę upływu lat wzrośnie odsetek niestandardowo zatrudnionych wśród osób starszych, lepiej wykształconych i w zawodach o wyższym statusie.

W tym kontekście istotne staje się pytanie o perspektywy zawodowe osób w niestandardowym zatrudnieniu – trzeci spośród wymienionych wyżej wątków badawczych. Między badaczami od lat trwa spór o to, czy praca na czas określony stanowi wstęp do stabilnego zatrudnienia, czy też jest ona raczej ślepy m zaułkiem. W świetle teorii obie możliwości znajdują uzasadnienie. Z jednej strony przywołuje się argument, że umowy na czas określony umożliwiają pracownikom nabywanie doświadczenia zawodowego, zwiększającego ich szanse na późniejsze zatrudnienie, pracodawcy zaś przetestowanie nowego pracownika przed zatrudnieniem go na stałe (Boockmann, Hagen 2008; Baranowska, Gebel, Kotowska 2011). Z drugiej zaś strony brak długoterminowej więzi między pracodawcą a pracownikiem może sprawić, że pierwszemu z nich nie będzie się opłacało inwestować w doskonalenie zawodowe osób zatrudnionych na czas określony. W takiej sytuacji główną funkcją zatrudnienia na czas określony byłoby uzyskanie w firmach pewnej puli łatwo zastępowalnych pracowników, których liczbę można szybko i tanim kosztem dostosowywać do bieżących potrzeb wyznaczanych przez zmienny popyt na produkty i usługi danej firmy (Amuedo-Dorantes, Malo 2007; Barbieri, Scherer 2009; Pfeifer 2009).

W ostatnich latach opublikowano na ten temat wiele badań wykorzystujących dane z różnych krajów, panelowych bądź retrospektywnych, obejmujących zarówno próby ogółu pracujących, jak i próby osób rozpoczynających karierę zawodową. Wyniki tych badań okazały się niejednoznaczne, a ich interpretacja zróżnicowana. Owe zróżnicowania stają się bardziej zrozumiałe, gdy weźmie się pod uwagę złożoność zagadnienia i trudności wiążące się z właściwą operacjonalizacją pytania badawczego. Przykładowo, nie jest jasne, czy kategorią

odniesienia dla analiz perspektyw zawodowych pracowników tymczasowych powinny być osoby mające umowy o pracę na czas nieokreślony czy raczej osoby bezrobotne – to ostatnie przyjmowane często *implicite* na nie do końca oczywistym założeniu, że liberalizacja przepisów regulujących niestandardowe formy zatrudnienia ma konsekwencje przede wszystkim dla osób, które bez takiej zmiany miałyby kłopoty ze znalezieniem jakiegokolwiek pracy (Barbieri, Scherer 2009⁴; OECD 2014).

Dodatkowych komplikacji następują liczne zależności warunkowe: badania sugerują, że przejście z pracy na czas określony do bezterminowego zatrudnienia jest stosunkowo łatwiejsze dla osób młodych i lepiej wykształconych (OECD 2002, Baranowska i in. 2011; Komisja Europejska 2010) choć zdarzały się też odstępstwa od tych prawidłowości (Barbieri, Scherer 2009; Gash 2008; Gebel 2010). Powyższy wniosek daje się wyjaśnić faktem, iż w wielu krajach jakaś forma tymczasowego zatrudnienia stosowana jest rutynowo wobec nowo przyjętych pracowników w firmach, zwłaszcza na stanowiska wymagające wyższych kwalifikacji (Gash 2008; Gebel 2010); w Hiszpanii, Portugalii i Polsce zjawisko to jest niemal powszechne (OECD 2014). W tym kontekście nie zaskakuje też to, iż szereg badań analizujących indywidualne konsekwencje rozpoczęcia kariery zawodowej od umowy na czas określony nie ujawniło znaczących oznak, jakoby zatrudnienie tymczasowe stanowiło ślepy zaułek dla pracowników (np. Baranowska i in. 2011; Gebel 2010)⁵. Ponadto perspektywy zawodowe pracowników na czas określony są silnie zdeterminowane przez kontekst instytucjonalny poszczególnych krajów (Barbieri 2009). Liczne analizy wykazały, że są one wyraźnie gorsze w krajach charakteryzujących się wysokim poziomem prawnej ochrony konwencjonalnego stosunku pracy, któremu towarzyszą liberalne regulacje niestandardowych kontraktów zatrudnienia (w literaturze anglosaskiej taką sytuację określa się jako „elastyczność na marginesie” – *flexibility at the margin*), co sprzyja dualizacji rynku pracy (Komisja Europejska 2010; Barbieri 2009).

Niezależnie od tych zróżnicowań dane z różnych krajów sugerują, że w przypadku osób pracujących na czas określony szanse na uzyskanie stałego zatrudnienia są relatywnie niskie. Według danych EU-SILC za lata 2008–2011 opublikowanych w niedawnym raporcie OECD (2014), w 17 spośród 21 krajów

⁴ Wyniki przez nich uzyskane wskazują na istnienie efektu substytucji – deregulacja nie tyle zwiększyła liczbę miejsc pracy, ile spotęgowała udział niestandardowo zatrudnionych kosztem udziału posiadających umowy na czas nieokreślony.

⁵ W odniesieniu do Włoch Barbieri i Scherer (2009) zaobserwowali jednak, że osoby rozpoczynające karierę od niestandardowego zatrudnienia miały też znacznie mniejsze szanse na to, by ich kolejna praca miała charakter standardowy. Wraz z każdą kolejną umową na czas określony malały ich szanse na znalezienie stabilnego zatrudnienia. Ludzie ci mieli też istotnie mniejsze szanse na osiągnięcie zawodowej stabilizacji do 35. roku życia, nawet w porównaniu z tymi, którzy opóźniali moment podjęcia pierwszej pracy, aby uzyskać umowę na czas nieokreślony.

europejskich objętych analizą mniej niż co drugi pracownik tymczasowy po trzech latach posiadał pełnowymiarową pracę na czas nieokreślony. Przykładowo, we Francji i Hiszpanii taki awans stał się udziałem jedynie 20% pracowników, we Włoszech, Austrii i Belgii analogiczny odsetek pozostawał w granicach 27–31%, w Polsce – około 35%, w Wielkiej Brytanii – niemal 50% (OECD 2014, s. 182)⁶. Okazało się ponadto, że zatrudnienie na czas określony przekłada się na znacząco większe ryzyko późniejszego bezrobocia (Giesecke, Groß 2003; Giesecke 2009; OECD 2014).

Należy jednak zaznaczyć, że także i te wyniki mogą być źródłem pewnych kontrowersji. Po pierwsze, nie wiadomo, czy trzy lata to okres dostatecznie długi, by w pełni ocenić mobilność zawodową pracowników – jednak ze względu na trudności w dostępie do odpowiednich danych, analizy obejmujące większą liczbę lat są stosunkowo rzadkie⁷. Po drugie, przytoczone wyżej odsetki nie uwzględniają obserwowalnych i nieobserwowalnych charakterystyk pracowników, które mogłyby determinować ich szanse na znalezienie stabilnego zatrudnienia. Istnieją jednak bardziej szczegółowe badania, z których wynika, że praca na czas określony obniża szansę na zawodową stabilizację również wówczas, gdy w modelu kontrolowane są inne istotne zmienne (takie jak płeć, wiek, wykształcenie, zawód respondentów). Jako przykład przytoczyć można analizy niemieckich danych panelowych za lata 1984–1999, które wykazały, że ci, którzy pracowali na czas określony, byli znacznie bardziej narażeni na to, że ich kolejna praca będzie miała podobny charakter (Giesecke, Groß 2003). Po trzecie, prezentowane w badaniach odsetki mogą być dość mylące, ponieważ na ogół nie uwzględniają możliwości powrotu z zatrudnienia na czas nieokreślony do pracy na podstawie umów terminowych. Tymczasem istnieją podstawy, by przypuszczać, że dla wielu czasowo zatrudnionych awans do standardowego zatrudnienia sam w sobie może mieć charakter tymczasowy (zob. np. Kiersztyn 2012b). Dobrej ilustracji dostarczają tu opublikowane kilka lat temu analizy historii zdarzeń dla Niemiec, Wielkiej Brytanii, Francji i Danii, z których wynika, że w drugiej połowie lat 90. ponad 60% pracowników tymczasowych dokonało przejścia do zatrudnienia na czas nieokreślony w ciągu pięciu lat. Jeśli jakaś część z tych 60% przed końcem okresu objętego analizą ponownie zyskała status tymczasowy, to optymistyczna konkluzja autorki przytaczanych analiz, jakoby zatrudnienie na czas określony stanowiło dla większości „wstęp do stałej pracy”, wydaje się nieco przedwczesna (Gash 2008).

⁶ Na niską mobilność od tymczasowego do stałego zatrudnienia wskazują też dane spoza Europy: dla Australii (zob. np. Mitchell, Welters 2008) oraz Japonii (Houseman, Ōsawa 2003).

⁷ Należą do nich prace następujących autorów: Booth, Francesconi, Frank (2000), Cebrián i in. (2003), Gash (2008); pojedyncze nowsze analizy, głównie danych dla Hiszpanii, zostały też opisane w raporcie OECD *Employment Outlook* (2014).

Analiza danych POLPAN 2008–2013

Analizy empiryczne przedstawione w niniejszym rozdziale wpisują się w drugi i trzeci spośród wymienionych wątków. Ich cel jest dwojaki. Po pierwsze, ustalenie, czy i w jakiej mierze społeczno-demograficzne charakterystyki osób mających niestandardowe zatrudnienie w Polsce uległy zmianom w ostatnich pięciu latach. Innymi słowy: czy aktualnie daje się zaobserwować oznaki hipotetycznego procesu rozprzestrzeniania się zjawiska pracy na niestandardowych umowach na coraz wyższe szczeble struktury społecznej? Drugim celem jest charakterystyka dalszych losów zawodowych tych osób, które pięć lat temu pracowały bez umowy o pracę na czas nieokreślony. Czy, patrząc z perspektywy czasu, niestandardowe zatrudnienie okazało się dla nich krótkotrwałym wstępem do zawodowej stabilizacji czy raczej ślepą uliczką?

W analizach wykorzystano dane pochodzące z dwóch ostatnich fal Polskiego Badania Panelowego POLPAN, przeprowadzonych w roku 2008 i 2013. Pytanie o typ kontraktu, na podstawie którego zatrudniony jest respondent, po raz pierwszy pojawiło się w badaniach z 2008 roku. Początkowo pytanie to dotyczyło wyłącznie prac najemnych wykonywanych w momencie badania, trwających minimum 3 miesiące w wymiarze co najmniej 15 godzin tygodniowo: „Czy jest to praca na umowę: (1) na czas określony i na pełnym etacie; (2) na czas określony i na niepełnym etacie; (3) na czas nieokreślony i na pełnym etacie, czy (4) na czas nieokreślony i na niepełnym etacie?”, przy czym kategoria „na czas określony” obejmowała umowy zawierane „na dany okres”, „na okres próbny” i „na okres wykonania konkretnej pracy”. Osoby, które nie posiadały umowy o pracę, lecz pracowały na kontraktach cywilnoprawnych bądź wykonywały pracę nierejestrowaną, były zaliczane do osobnej kategorii (5) – inna sytuacja. Pięć lat później pytanie o kontrakt zatrudnienia było bardziej szczegółowe i objęło wszystkie prace najemne wykonywane przez respondentów w latach 2008–2013⁸. Charakteryzując posiadaną umowę o pracę, respondenci mogli wybierać spośród następujących opcji: (1) umowa na czas nieokreślony na pełnym etacie; (2) umowa na czas nieokreślony na niepełnym etacie; (3) umowa na czas określony na pełnym etacie; (4) umowa na czas określony na niepełnym etacie; (5) umowa zlecenia; (6) umowa o dzieło oraz (7) praca bez umowy pisemnej⁹. Tak sformułowane pytania o formę zatrudnienia, odnoszące się bezpośrednio do typu kontraktu, a nie do oceny respondenta dotyczącej charakteru zatrudnienia, jak ma to miejsce w Badaniach Aktywności Ekonomicznej Ludności czy

⁸ W przypadku najmłodszej kohorty respondentów wszystkie prace wykonywane do momentu badania.

⁹ Kompletne kwestionariusze dostępne są na stronie badania: www.polpan.org.

EU-SILC, są jednym z powodów, dla których POLPAN stanowi obecnie jedno z lepszych źródeł danych pozwalających analizować omawianą problematykę w Polsce¹⁰. Drugi, ważniejszy powód jest taki, że jedynie POLPAN pozwala na szczegółową analizę przebiegu karier zawodowych respondentów, obejmującą okres co najmniej pięciu lat – informacja dotycząca formy zatrudnienia dostępna jest bowiem dla wszystkich prac wykonywanych w okresie objętym badaniem, również tych zakończonych przed 2013. Jest to rzecz godna podkreślenia, ponieważ inne dostępne badania, choć oparte na większych próbach, nie umożliwiają równie długich analiz panelowych (maksymalna długość panelu to cztery lata w przypadku badania EU-SILC) i nie dostarczają równie bogatych informacji o przebiegu kariery zawodowej.

Analizy przeprowadzono na próbie respondentów w wieku produkcyjnym, którzy pracowali w momencie badania (w 2013 roku dane dotyczą również niepracujących respondentów, których ostatnia praca zakończyła się w roku badania). Z próby wyłączono rolników indywidualnych, jak również osoby samozatrudnione¹¹. Dla obu fal panelu zastosowano wagi korygujące nadreprezentację w próbie POLPAN osób do 25 roku życia (POLPAN 2008) i do 30 roku życia (POLPAN 2013)¹². Analizy panelowe przeprowadzone zostały na podpróbie osób, które wzięły udział w obu falach badania, do roku 2013 nie przekroczyły granicy wieku emerytalnego, i które w roku 2008 wykonywały pracę najemną.

Zmienną wyjaśnianą jest niestandardowe zatrudnienie w głównym miejscu pracy, gdzie za pracę główną uznaje się tę zajmującą najwięcej godzin w tygodniu¹³, zaś niestandardowe zatrudnienie definiowane jest według deklarowanego kontraktu stanowiącego podstawę stosunku pracy respondenta. W roku 2013 zmienna ta identyfikuje zatem wszystkich respondentów, którzy pracują

¹⁰ Badania wykazały, że uczestniczące w badaniach LFS osoby z umową na czas nieokreślony też czasem klasyfikowały się jako pracujące tymczasowo (Wielka Brytania), za: Fevre 2007.

¹¹ Należy jednak pamiętać o coraz częściej dyskutowanym w ostatnich latach zjawisku tzw. pozornego samozatrudnienia, czyli sytuacjach, w których firmy, zamiast bezpośrednio zatrudniać pracowników, zawierają kontrakty z samozatrudnionymi podwykonawcami. Pracownicy tego rodzaju, choć formalnie samozatrudnieni, niejednokrotnie wykonują podobne zadania i na podobnych zasadach jak osoby mające umowę o pracę, ale nie podlegają ochronie prawa pracy. Na podstawie danych statystycznych trudno jest rozróżnić pozornie samozatrudnionych od faktycznych przedsiębiorców (OECD 2014). Wymagałoby to osobnych, pogłębionych analiz.

¹² Dokładne informacje o strukturze próby w badaniach POLPAN odnaleźć można [w:] Kazimierz M. Słomczyński z zespołem, *POLPAN 1988–2013. Podstawowe informacje o Polskim Badaniu Panelowym*, Zespół Porównawczych Analiz Nierówności Społecznych, Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk, Warszawa 2014. Publikacja dostępna na stronie www.polpan.org

¹³ Teoretycznie możliwa jest sytuacja, w której respondent ma w pracy głównej niestandardową umowę, wykonuje też pracę dodatkową na podstawie umowy na czas nieokreślony; w takich przypadkach ta dodatkowa praca mogłaby stanowić podstawę bezpieczeństwa ekonomicznego. W toku analiz okazało się jednak, iż w badanej próbie takie sytuacje nie miały miejsca.

na podstawie umowy o pracę na czas określony, umowy zlecenia, umowy o dzieło, bądź bez pisemnej umowy. W roku 2008, w którym pytanie o rodzaj kontraktu nie pozwala bezpośrednio zidentyfikować osób pracujących na umowach cywilnoprawnych i wykonujących pracę nierejestrowaną, do niestandardowo zatrudnionych zaliczono wszystkich respondentów niemających umowy o pracę na czas nieokreślony lub wykonujących prace dorywcze, tj. w wymiarze do 15 godzin tygodniowo lub przez okres krótszy niż 3 miesiące¹⁴. Taka konceptualizacja niestandardowego zatrudnienia nie obejmuje wszystkich jego form wymienianych w literaturze, w szczególności: pracy w niepełnym wymiarze, w nietypowych i zmiennych godzinach czy telepracy – poza siedzibą firmy. Można powiedzieć, zgodnie z przyjętymi tu kryteriami, że niestandardowe formy zatrudnienia są w zasadzie tożsame z zatrudnieniem na czas określony (ale niekoniecznie z umową o pracę na czas określony); dlatego też oba terminy używane są dalej zamiennie. Pominięcie w analizach prac niestandardowych ze względu na miejsce i czas ich wykonywania ma uzasadnienie w świetle danych wskazujących, że prace tego typu występują w Polsce stosunkowo rzadko¹⁵, dotyczą odrębnych kategorii pracowników i na ogół oceniane są przez samych pracowników bardziej pozytywnie niż zatrudnienie na czas określony (Mazur 2008)¹⁶.

Zmienne wyjaśniające można podzielić na trzy grupy. Pierwsza obejmuje cechy społeczno-demograficzne respondentów. W tej grupie mieszczą się zmienne: płeć, wiek, w podziale na kategorie: 21–25, 26–30, 31–35, 36–40, 41–45, 46–50, 51–55 oraz 56–64, jak również poziom ukończonego wykształcenia, w podziale na pięć kategorii: podstawowe (w tym gimnazjalne), zasadnicze zawodowe (wliczając w to ukończenie technikum bez matury), średnie ogólnokształcące, średnie zawodowe oraz wyższe (w tym licencjackie, magisterskie i doktorskie). Druga grupa zmiennych dotyczy sytuacji respondenta na rynku pracy oraz charakterystyk pracy przez niego wykonywanej. Należy do nich kategoria zawodowa, zdefiniowana na podstawie jednocyfrowej klasyfikacji SKZ (Domański, Sawiński, Słomczyński 2007). Ze względu na niewielką liczebność niektórych kategorii, trzy spośród nich – kierownicy, specjaliści oraz technicy – zostały połączone w jedną kategorię referencyjną, zawodów charakteryzujących się najwyższym statusem. Kolejna zmienna identyfikuje osoby zajmujące

¹⁴ Analiza danych za 2013 rok ujawniła, że niemal wszystkie prace dorywcze wykonywane są na podstawie umów cywilnoprawnych lub „na czarno”, czyli bez umowy.

¹⁵ Przykładowo, według danych Eurostatu zatrudnienie w niepełnym wymiarze dotyczy niewiele ponad 7% pracujących (zob. też GUS 2012). Dla porównania, średnia dla krajów UE to ok. 20%. Według danych GUS za rok 2011, zatrudnienie w formie telepracy posiadało ok. 0,06% pracujących w firmach zatrudniających powyżej 9 osób (GUS 2012).

¹⁶ Analogiczną argumentację uzasadniającą pominięcie zatrudnienia w niepełnym wymiarze przedstawili Barbieri i Scherer (2009) w swoich analizach danych dla włoskich pracowników.

stanowiska kierownicze. W modelach porównujących dane za 2008 i 2013 rok uwzględniony został ponadto staż pracy, zdefiniowany jako łączna liczba lat przepracowanych przez respondenta u obecnego pracodawcy. Zmienna ta dzieli respondentów na trzy grupy: takich, którzy pracowali krócej niż rok, od roku do trzech lat oraz dłużej. Obok stażu pracy istotna jest też informacja o występowaniu okresów bezrobocia w biografii zawodowej jednostek: czy respondent był bezrobotny przez co najmniej trzy miesiące w okresie trzech lat przed badaniem. Ze względu na zmianę sposobu pomiaru bezrobocia w ostatniej fali badania POLPAN (w 2008 bezrobocie mierzono na podstawie deklaracji o braku pracy i jednoczesnym jej poszukiwaniu, zaś w 2013 roku na podstawie własnej definicji respondenta odnoszącej się do przyczyn przerwy w karierze zawodowej) i, co za tym idzie, brak porównywalności odpowiednich danych między 2008 a 2013 rokiem, zmienna ta została wyłączona z części analiz.

Trzecia grupa wskaźników to cechy pracodawcy: branża, sektor własności oraz wielkość przedsiębiorstwa. Branża to zmienna utworzona na podstawie informacji o rodzaju działalności firmy zatrudniającej respondenta według klasyfikacji PKD/NACE. Identyfikuje ona respondentów pracujących w branżach o dużym udziale zatrudnienia sezonowego oraz w dziedzinach produkcji, które – w świetle danych statystycznych – oferują na ogół niższą stabilność zatrudnienia i niższe zarobki (zob. np.: GUS 2013). Do pierwszej z grup zaliczane są: rolnictwo i leśnictwo, budownictwo oraz hotelarstwo i gastronomia, do drugiej zaś m.in.: produkcja artykułów spożywczych, wyrobów tekstylnych oraz skórzanym, wyrobów z drewna oraz mebli. Kolejna zmienna to wielkość firmy, w podziale na trzy kategorie: małe, czyli zatrudniające do 49 osób, średnie, zatrudniające od 50 do 199 osób i duże, zatrudniające 200 pracowników i powyżej. Ostatnia zmienna uwzględniona w analizach to sektor własności firmy zatrudniającej respondenta: publiczny bądź prywatny.

Korelaty niestandardowego zatrudnienia: analizy porównawcze

Rozkład odpowiedzi na pytanie o formę zatrudnienia w głównym miejscu pracy w czasie badania przedstawiono w tabeli 1. Choć zarówno w 2008 roku, jak i pięć lat później większość (69%) badanych była zatrudniona na podstawie umów o pracę na czas nieokreślony, to jednak istnieje liczna grupa pracowników w niestandardowych formach zatrudnienia. Obejmuje ona przede wszystkim osoby zatrudnione na umowę o pracę na czas określony (mniej więcej co piąty badany); osoby, które świadczyły pracę na podstawie umów cywilnoprawnych, wykonywały pracę dorywczą lub były zatrudnione bez pisemnej umowy (praca

nierejestrowana – „na czarno”) to łącznie co dziesiąty badany. Dokładniejsze dane z 2013 roku wykazują, że najliczniejszą grupę w tej ostatniej kategorii stanowią zatrudnieni z umowami cywilnoprawnymi: zlecenia i o dzieło (odpowiednio 37,6% i 11,6% wśród pracowników najemnych bez umowy o pracę, łącznie niemal połowa).

Tabela 1. Rozkład form zatrudnienia w 2008 i 2013 roku

Forma zatrudnienia	POLPAN 2008		POLPAN 2013	
	liczba	odsetek	liczba	odsetek
Umowa o pracę na czas nieokreślony	602	69,0	738	69,2
Umowa o pracę na czas określony	208	23,8	216	20,3
Bez umowy o pracę lub praca dorywcza	63	7,2	112	10,5
Razem (liczebność ważona)	872	100,0	1067	100,0

Źródło: dane POLPAN, 2008 i 2013 rok; pracownicy najemni w wieku produkcyjnym; próba ważona ze względu na wiek.

Do pracowników szczególnie narażonych na niestandardowe formy zatrudnienia od lat należą osoby młode, dopiero wchodzące na rynek pracy. Potwierdza to procentowy rozkład form zatrudnienia w podziale ze względu na grupy wiekowe, przedstawiony w tabeli 2. Pracownicy najemni w wieku od 21 do 25 lat stanowili jedyną kategorię, w której umowy o pracę na czas nieokreślony zdecydowanie należały do rzadkości: w 2008 roku taką umowę miało 37%, zaś w 2013 roku już tylko niespełna co trzeci pracownik z tej grupy wiekowej. Między 2008 a 2013 rokiem można z kolei zauważyć niemal dwukrotny wzrost odsetka młodych pracowników niemających umowy o pracę – z 15,3% do 29,5% (większość w tej kategorii stanowią osoby zatrudnione na podstawie umowy-zlecenia). Następną grupą badanych, obejmującą osoby w wieku od 26 do 30 lat, jest na ogół zatrudniana na podstawie umowy o pracę, ale dla co trzeciego respondenta z tej grupy jest to umowa na czas określony. Na tym tle znacznie lepiej wypadają starsi pracownicy – w sumie ponad trzy czwarte spośród nich ma bezterminowe umowy o pracę.

Jednocześnie, gdy porównuje się rozkład typów zatrudnienia według grupy wiekowej w 2008 i 2013, zaobserwować można interesujące zmiany: w ostatniej fali badania POLPAN wyraźnemu pogorszeniu uległa sytuacja tych kategorii, które w 2008 roku należały do najmniej zagrożonych niestandardowym zatrudnieniem. Chodzi tu o pracowników w wieku 36–40 oraz 41–45 lat (dokładniejsze analizy pokazały, że zmiana dotyczy przede wszystkim osób w wieku 40–45 lat). W latach 2008–2013 zaobserwowano też równie wyraźny spadek

Tabela 2. Rozkład form zatrudnienia w 2008 i 2013 roku według płci, kategorii wieku, wykształcenia i grupy zawodowej badanych (w procentach)

Forma zatrudnienia:	Umowa o pracę na czas nieokreślony		Umowa o pracę na czas określony		Umowa cywilnoprawna, bez umowy, prace dorywcze		
	Rok:	2008	2013	2008	2013	2008	2013
Mężczyzna		67,9	67,1	23,5	21,6	8,7	11,2
Kobieta		70,6	71,6	24,1	18,7	5,3	9,7
Wiek (w latach)							
21–25		36,9	31,3	47,7	39,3	15,3	29,5
26–30		59,4	57,4	35,0	33,7	5,6	8,9
31–35		73,1	74,4	24,6	19,8	2,3	5,8
36–40		88,5	79,3	8,0	12,0	3,4	8,7
41–45		82,3	77,0	14,6	15,1	3,1	7,9
46–50		77,3	78,9	19,1	14,7	3,6	6,4
51–55		78,7	79,3	13,9	13,5	7,4	7,2
56–64		64,8	74,6	14,1	11,0	21,1	14,4
Wykształcenie podstawowe/gimnazjalne		52,2	50,8	29,9	26,2	17,9	23,1
Wykształcenie zasadnicze zawodowe		65,6	61,8	25,4	20,1	9,0	18,1
Wykształcenie średnie ogólnokształcące		62,3	59,8	29,0	29,9	8,7	10,3
Wykształcenie średnie zawodowe		69,8	74,4	25,4	20,9	4,9	4,7
Wykształcenie wyższe		78,9	77,0	17,1	16,4	4,0	6,6
Kierownicy, specjaliści i technicy		85,1	81,0	11,4	15,1	3,5	3,9
Pracownicy biurowi		71,4	74,5	24,4	19,6	4,2	5,9
Pracownicy usług i sprzedawcy		57,3	59,1	37,9	28,5	4,9	12,4
Robotnicy wykwalifikowani		69,4	63,7	23,6	22,0	7,0	14,2
Robotnicy niewykwalifikowani		44,2	53,6	39,2	24,0	16,7	22,4

Źródło: dane POLPAN, 2008 i 2013 rok; pracownicy najemni w wieku produkcyjnym; próba ważona ze względu na wiek.

skali niestandardowego zatrudnienia wśród osób w wieku przedemerytalnym (od 55 do 64 lat), ta zmiana wydaje się jednak głównie efektem likwidacji wcześniejszych emerytur w 2009 roku. O ile w 2008 roku wiele osób z najstarszej kategorii wiekowej mogło łączyć prace dorywcze z wcześniejszą emeryturą, o tyle

pięć lat później większość 55–64-latków zmuszona była pozostawać w swoim dotychczasowym etatowym zatrudnieniu aż do osiągnięcia pełnego wieku emerytalnego¹⁷. W konsekwencji, choć prawdą pozostaje, że pracownicy, którzy przekroczyli 30 rok życia są znacznie mniej zagrożeni niestandardowym zatrudnieniem niż ich młodsi koledzy, różnice związane z wiekiem uległy w analizowanym okresie pewnemu osłabieniu.

Kolejne dane przedstawione w tabeli 2 pokazują, że niestandardowe formy zatrudnienia są w dalszym ciągu silnie skorelowane z poziomem wykształcenia pracowników. Zarówno w 2008 roku, jak i pięć lat później osoby gorzej wykształcone były stosunkowo bardziej narażone na niestandardowe zatrudnienie. Precyzując, niemal co drugi respondent, który ukończył co najwyżej szkołę podstawową (po 2000 roku – gimnazjum), nie miał umowy o pracę na czas nieokreślony, z kolei w 2013 roku więcej niż co piąty badany z tej kategorii w ogóle nie miał umowy o pracę. Dwukrotny wzrost procentowego udziału osób bez umowy o pracę wśród badanych z wykształceniem zasadniczym zawodowym (lub niepełnym średnim zawodowym, bez matury) sugeruje zaś, że sytuacja tej kategorii pracowników uległa pogorszeniu w badanym okresie. Tym bardziej może zaskakiwać, że wykształcenie średnie ogólnokształcące nie chroniło, jak się wydaje, przed ryzykiem niestandardowego zatrudnienia w stopniu większym niż wykształcenie zasadnicze zawodowe – ani w 2008 roku, ani w 2013 roku. Ten ostatni rezultat, w połączeniu z relatywnie korzystną – i poprawiającą się – sytuacją pracowników z wykształceniem średnim zawodowym lub policealnym, sugeruje, że czynnikiem chroniącym przed niepewnością zatrudnienia, obok poziomu wykształcenia, jest także posiadanie określonej specjalizacji zawodowej.

Podobnie jak wykształcenie, również przynależność do grupy zawodowej silnie różnicuje respondentów pod względem rozkładu form zatrudnienia. Zarówno w roku 2008, jak i pięć lat później najmniej zagrożeni pracą na czas określony okazali się kierownicy, specjaliści i technicy, a także pracownicy biurowi niższego szczebla. Niestandardowe zatrudnienie było natomiast zdecydowanie częstsze wśród robotników wykwalifikowanych oraz pracowników usług i sprzedawców. Interesujące jednak jest to, że między 2008 a 2013 rokiem i te różnice wydają się nieco tracić na znaczeniu. Sytuacja osób wykonujących zawody o najwyższym statusie uległa nieznacznemu pogorszeniu (spadek odsetka osób z umowami na czas nieokreślony o 4 punkty procentowe), osłabieniu uległa również pozycja robotników wykwalifikowanych (spadek o ponad 6 punktów

¹⁷ Niestety, bezpośrednio sprawdzenie zasadności powyższej interpretacji nie jest możliwe przy użyciu danych POLPAN, ponieważ w 2008 nie pytano osób pracujących o to, czy otrzymują świadczenia emerytalne.

procentowych). Towarzyszył temu wyraźny wzrost odsetka niewykwalifikowanych pracowników fizycznych mających bezterminową umowę o pracę. Jednocześnie należy pamiętać, że w większości grup zawodowych (z wyłączeniem kierowników, specjalistów, techników i pracowników biurowych) w tym samym czasie miało miejsce zwiększenie częstości zatrudniania bez umowy o pracę, co jest zjawiskiem dość niepokojącym.

Wreszcie, inaczej niż w innych krajach, gdzie na tymczasowe zatrudnienie często bardziej są narażone kobiety (por. na przykład Komisja Europejska 2010), w Polsce nie obserwuje się silnej zależności między płcią a typem umowy, na podstawie której świadczona jest praca. Rozkład form zatrudnienia okazał się wręcz nieco korzystniejszy wśród kobiet niż mężczyzn, różnice te są jednak nieznaczne, bliskie granicy błędu statystycznego (tabela 2). Relatywnie korzystną sytuację kobiet w Polsce w zakresie form zatrudnienia można wyjaśnić ich nadreprezentacją w sektorze publicznym, oferującym z reguły dość stabilne posady.

Wstępne analizy zmian rozkładu niestandardowych form zatrudnienia ze względu na społeczno-demograficzne charakterystyki respondentów sugerują zatem, że w istocie możemy mieć w Polsce do czynienia ze stopniowym osłabieniem znaczenia strukturalnych wyznaczników formy zatrudnienia. Dokładniejszej informacji o tym procesie dostarcza analiza regresji logistycznej, przeprowadzona osobno dla danych z roku 2008 i 2013, w której, obok płci, wieku i grupy zawodowej badanych, uwzględniono również inne zmienne, jak staż pracy w danej firmie, pozycja w strukturze firmy, sektor i branża zatrudnienia. Zmienną wyjaśnianą jest niestandardowe zatrudnienie, grupujące pracowników z umową o pracę na czas określony oraz osoby zatrudnione bez umowy o pracę. Współczynniki równań regresji przedstawione zostały w tabeli 3 oraz 4. W tabeli 3 przedstawiono modele obliczone dla próby wszystkich pracowników, ale nieuwzględniające charakterystyk pracodawcy. Modele zaprezentowane w tabeli 4 zawierają pełen zestaw zmiennych wyjaśniających, ale obliczono je dla podpróby pracowników, z której wyłączono osoby wykonujące prace dorywcze (w wymiarze krótszym niż 15 godzin tygodniowo lub przez okres krótszy niż 3 miesiące) – tych ostatnich bowiem nie pytano w badaniu o wielkość i branżę firmy, w której pracują. Ze wszystkich równań wyłączono wykształcenie respondenta, ze względu na jego silną korelację z pozycją zawodową. Prezentowane poniżej modele nie uwzględniają również wielkości zakładu pracy, ponieważ analiza statystyczna nie ujawniła żadnych związków między tą zmienną a ryzykiem niestandardowego zatrudnienia, ani w 2008, ani pięć lat później.

Tabela 3. Wyniki analizy regresji logistycznej wyjaśniającej prawdopodobieństwo niestandardowego zatrudnienia, wszyscy pracownicy najemni

	Model 1 POLPAN 2008			Model 2 POLPAN 2013		
	B	błąd stand.	iloraz szans	B	błąd stand.	iloraz szans
Płeć: kobieta	0,013	0,205	1,013	0,032	0,18	1,033
Wiek (w latach)						
21–25	1,699	0,450***	5,471	1,383	0,32***	3,989
26–30	1,315	0,430**	3,725	0,702	0,29*	2,017
31–35	0,631	0,455	1,879	0,397	0,3	1,487
41–45	0,165	0,503	1,180	0,251	0,32	1,285
46–50	0,948	0,463*	2,582	0,122	0,34	1,130
51–55	0,537	0,481	1,712	0,103	0,34	1,108
56–64	1,518	0,494**	4,561	0,404	0,33	1,498
Pracownicy biurowi	0,734	0,322*	2,083	0,002	0,27	1,002
Pracownicy usług i sprzedawcy	1,195	0,327***	3,303	0,295	0,27	1,343
Robotnicy wykwalifikowani	0,938	0,287**	2,554	0,539	0,22*	1,715
Robotnicy niewykwalifikowani	2,218	0,318***	9,185	0,906	0,27***	2,474
Stanowisko kierownicze	0,237	0,299	1,268	-0,905	0,3**	0,405
Staż do roku	2,159	0,226***	8,666	1,713	0,21***	5,546
Staż od roku do 3 lat	1,356	0,232***	3,882	1,462	0,2***	4,313
Stała	-3,675	0,470	0,025	-2,129	0,29	0,119

Zmienna wyjaśniana: praca na podstawie niestandardowej umowy; kategorią referencyjną są pracownicy najemni z umową o pracę na czas nieokreślony. Kategorie referencyjne dla zmiennych niezależnych są następujące: dla kategorii wieku – osoby w wieku 36–40 lat; dla grupy zawodowej – kierownicy, specjaliści i technicy; dla stażu pracy – osoby z co najmniej trzyletnim stażem u aktualnego pracodawcy. Analizy na próbie pracowników najemnych w wieku produkcyjnym. Próba ważona ze względu na wiek, dla 2008 i 2013 N wynosi odpowiednio 864 i 1064. Model 1: $\chi^2 = 267,68$; logarytm wiarygodności = -396,52; R^2 Coxa i Snella = 0,266; R^2 Nagelkerkego = 0,377. Model 2: $\chi^2 = 258,27$; logarytm wiarygodności = -526,39; R^2 Coxa i Snella = 0,215; R^2 Nagelkerkego = 0,304. *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

Tabela 4. Wyniki analizy regresji logistycznej wyjaśniającej prawdopodobieństwo niestandardowego zatrudnienia, pracownicy najemni bez osób mających pracę dorywczą

	Model 1a POLPAN 2008			Model 2a POLPAN 2013		
	B	błąd stand.	iloraz szans	B	błąd stand.	iloraz szans
Płeć: kobieta	0,091	0,220	1,096	-0,066	0,183	0,936
Wiek (w latach)						
21–25	1,727	0,503***	5,626	1,394	0,334***	4,031
26–30	1,367	0,484**	3,923	0,801	0,293**	2,227
31–35	0,751	0,507	2,118	0,505	0,309	1,657
41–45	0,234	0,557	1,263	0,400	0,343	1,492
46–50	1,017	0,520°	2,766	0,263	0,362	1,301
51–55	0,350	0,553	1,419	0,331	0,361	1,393
56–64	1,404	0,567*	4,070	0,521	0,359	1,684
Pracownicy biurowi	0,682	0,343*	1,978	0,099	0,281	1,104
Pracownicy usług i sprzedawcy	1,234	0,353***	3,435	0,061	0,283	1,063
Robotnicy wykwalifikowani	0,737	0,323*	2,090	0,048	0,253	1,049
Robotnicy niewykwalifikowani	1,878	0,353***	6,542	0,431	0,302	1,540
Stanowisko kierownicze	0,154	0,329	1,166	-1,087	0,318***	0,337
Staż do roku	2,161	0,248***	8,683	1,625	0,217***	5,078
Staż od roku do 3 lat	1,497	0,248***	4,468	1,387	0,212***	4,001
Praca w sektorze publicznym	0,064	0,233	1,066	-0,739	0,195***	0,477
Branże sezonowe	0,611	0,284*	1,842	0,284	0,251	1,329
Branże nisko płatne	0,744	0,292*	2,104	0,613	0,271*	1,845
Stała	-4,025	0,550	0,018	-1,863	0,321	0,160

Zmienna wyjaśniana: praca na podstawie niestandardowej umowy; kategorią referencyjną są pracownicy najemni z umową o pracę na czas nieokreślony. Kategorie referencyjne dla zmiennych niezależnych są następujące: dla kategorii wieku – osoby w wieku 36–40 lat; dla grupy zawodowej – kierownicy, specjaliści i technicy; dla stażu pracy – osoby z co najmniej trzyletnim stażem u aktualnego pracodawcy; dla branży – pozostałe. Analizy na próbie pracowników najemnych w wieku produkcyjnym. Próba ważona ze względu na wiek, dla 2008 i 2013 N wynosi odpowiednio 820 i 1028. Model 1a: $\text{Chi}^2 = 246,47$; logarytm wiarygodności = $-354,31$; R^2 Coxa i Snella = $0,260$; R^2 Nagelkerkego = $0,377$. Model 2a: $\text{Chi}^2 = 251,09$; logarytm wiarygodności = $-487,26$; R^2 Coxa i Snella = $0,217$; R^2 Nagelkerkego = $0,311$. *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; ° $p < 0,1$.

Wyniki analizy regresji wskazują na uderzające zmiany społeczno-ekonomicznych korelatów niestandardowego zatrudnienia. Po pierwsze, potwierdziły obserwację, że pozycja zawodowa sama w sobie traci na znaczeniu jako wyznacznik ryzyka pracy na czas określony. O ile w 2008 roku robotnicy niewykwalifikowani byli kilkakrotnie bardziej narażeni na tego typu zatrudnienie w porównaniu z kierownikami, specjalistami i technikami, o tyle w 2013 zależność ta stała się niemal czterokrotnie słabsza (model 2), zaś po uwzględnieniu charakterystyk pracodawcy ulega dalszemu osłabieniu, stając się nieistotną statystycznie (model 2a). Podobnie rzecz się ma w przypadku pracowników usług i sprzedawców. Należy tu jednak zaznaczyć, iż zniknięcie obu wspomnianych zależności w modelu z pełnym zestawem zmiennych niezależnych mogło częściowo stanowić efekt wyłączenia z próby pracowników dorywczych. W przypadku pozostałych grup zawodowych widać analogiczną zmianę: o ile w 2008 roku pracownicy biurowi oraz robotnicy wykwalifikowani byli mniej więcej dwukrotnie bardziej narażeni na niestandardowe zatrudnienie w porównaniu z zawodami o wyższym statusie, o tyle pięć lat później nie zaobserwowano istotnej zależności.

W ostatniej fali badania POLPAN pojawiły się zarazem nowe korelaty niestandardowego zatrudnienia, wcześniej niewykazujące istotnych związków ze zmienną wyjaśnianą. Są nimi: zajmowanie stanowiska kierowniczego, które samo w sobie obniża ryzyko pracy na czas określony o blisko dwie trzecie, oraz zatrudnienie w sektorze publicznym wiążące się z o połowę niższym ryzykiem wykonywania tego typu pracy.

Podobnie jak w 2008, tak i w 2013 roku najsilniejszymi determinantami niestandardowego zatrudnienia okazały się młody wiek oraz krótki staż pracy. Widać jednak również osłabienie związku obu tych zmiennych ze zmienną wyjaśnianą, zwłaszcza w przypadku osób o najkrótszym stażu pracy. Niestandardowe zatrudnienie jest nadal znacznie częstsze wśród osób do 25 roku życia, i – w mniejszym stopniu – do 30 roku życia, w porównaniu z osobami starszymi, jednak różnice dzielące młodszych i starszych są nieco mniejsze niż istniejące pięć lat temu. Tymczasowe zatrudnienie nadal wiąże się z krótszym stażem u pracodawcy, ale już nie jest skoncentrowane wśród osób o stażu krótszym niż rok w takim stopniu, jak było dawniej. Warto też zwrócić uwagę, że w przypadku tej ostatniej korelacji zależność przyczynowa może iść w obie strony: niestandardowe umowy są zazwyczaj oferowane nowo zatrudnianym pracownikom, ale też praca na czas określony może powodować większą rotację pracowników, co przekłada się na krótszy staż pracy obserwowany w momencie badania wśród osób w niestandardowym zatrudnieniu. Obserwowane w modelu 2a osłabienie zależności może zatem oznaczać, że brak umowy na czas nieokreślony w nieco mniejszym stopniu przekłada się na faktyczną niestabilność zatrudnienia, przy

jednoczesnym osłabieniu zjawiska przechodzenia z pracy tymczasowej do stałej wśród pracowników o dłuższym stażu.

Bardziej szczegółowe analizy modeli regresji, niezamieszczone w niniejszym rozdziale, sugerują, że formą zatrudnienia, w przypadku której możemy mówić o największym osłabieniu strukturalnych różnicowań, jest umowa o pracę na czas określony. W roku 2008 analizy regresji dawały zbliżone wyniki niezależnie od tego, czy zmienną wyjaśnianą było jakiegokolwiek niestandardowe zatrudnienie, czy tylko zatrudnienie na podstawie umowy o pracę na czas określony (w tym przypadku próbę ograniczono do osób z umową o pracę, a kategorią odniesienia było posiadanie umowy na czas nieokreślony). Natomiast pięć lat później w modelu wyjaśniającym zatrudnienie na czas określony wśród osób mających umowy o pracę nie obserwowano praktycznie żadnych istotnych zależności, model zaś był bardzo słabo dopasowany do danych. Istnieją zatem podstawy, by przypuszczać, że obecnie osiłą społecznych podziałów na rynku pracy nie jest już standardowy czy niestandardowy charakter zatrudnienia, lecz samo posiadanie umowy o pracę. O ile dawniej wyróżnikiem niższego statusu była umowa na czas określony, o tyle obecnie może być nim przede wszystkim brak jakiegokolwiek umowy o pracę.

Konsekwencje niestandardowego zatrudnienia: analizy panelowe

W poszukiwaniu odpowiedzi na pytanie o to, w jakim stopniu rodzaj umowy, na podstawie której świadczona jest praca, przekłada się na rzeczywistą niepewność zatrudnienia, szczególne znaczenie mają analizy panelowe. Dopiero one pozwalają ustalić, jakie są dalsze losy na rynku pracy osób wykonujących dorywcze prace lub pracowników na czas określony. Analizy danych POLPAN przeprowadzono dla wszystkich respondentów, którzy wzięli udział w obu ostatnich falach badania, do roku 2013 pozostawali w wieku produkcyjnym, a w 2008 roku byli pracownikami najemnymi. Liczebność tak zdefiniowanej próby wyniosła 525 osób, w tym 319 osób (60,8%) w 2008 roku miało umowę o pracę na czas nieokreślony, pozostali zaś pracowali na podstawie niestandardowych form zatrudnienia (umowy na czas określony, umowy cywilnoprawne, prace dorywcze i zatrudnienie nierejestrowane)¹⁸.

Aby sprawdzić, jakie są szanse niestandardowo zatrudnionych pracowników na uzyskanie stabilnego zatrudnienia, dla respondentów z próby panelowej

¹⁸ Są to dane nieważone – wysoki odsetek pracujących w niestandardowych formach zatrudnienia wynika z nadreprezentacji respondentów, którzy w roku 2008 mieścili się w kategorii wiekowej 21–25-latków.

ustalono, w zależności od formy zatrudnienia w czasie poprzedniej fali badania, jaka była ich sytuacja pracy w 2013 roku – czy byli zatrudnieni na umowę o pracę na czas nieokreślony lub założyli własną firmę, mieli niestandardowe zatrudnienie, czy też pozostawali bez pracy. Wyniki przedstawiono w tabeli 5. Spośród osób, które w 2008 roku miały niestandardową formę zatrudnienia, pięć lat później jedynie niespełna 37% pracowało na podstawie umowy na czas nieokreślony, dodatkowo 5% prowadziło własną działalność gospodarczą. Pozostali, czyli niemal 60%, nadal wykonywali prace dorywcze, nierejestrowane lub na czas określony albo pozostawali bez pracy. Jest to wysoki odsetek, biorąc pod uwagę fakt, że mowa jest o sytuacji respondentów po aż pięciu latach. Choć w przypadku tego typu analiz niewielki rozmiar próby nie umożliwia kontroli indywidualnych determinant pracy na czas określony, powyższy wynik sugeruje, że niestandardowe zatrudnienie jest dla wielu pracowników raczej ślepym zaułkiem niż przejściowym epizodem na drodze do uzyskania stałej pracy – pięć lat wydaje się bowiem okresem wystarczająco długim na to, by pracodawca mógł dokładnie przetestować kompetencje pracownika przed ewentualnym zatrudnieniem go na stałe.

Tabela 5. Sytuacja pracy w 2013 roku według kategorii wieku i charakteru zatrudnienia pięć lat wcześniej (w %)

Praca w 2008:	Młodzi 21–25 w 2008		Starsi w wieku 26+ w 2008		Ogółem	
	na czas nieokreślony	niestandard. zatrudnienie	na czas nieokreślony	niestandard. zatrudnienie	na czas nieokreślony	niestandard. zatrudnienie
Sytuacja pracy w 2013:						
Umowa na czas nieokreślony	73,2	36,2	73,8	36,0	73,7	36,1
Niestandardowe zatrudnienie	15,5	41,4	10,5	33,7	11,6	38,0
Samozatrudnienie	5,6	4,3	2,0	5,6	2,8	4,9
Brak pracy	5,6	18,1	13,7	24,7	11,9	21,0
Razem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
N	71	116	248	89	319	205

Źródło: dane POLPAN, 2008 i 2013 rok; pracownicy najemni w wieku produkcyjnym, dane nieważone.

Jeśli byłoby prawdą, że niestandardowe zatrudnienie stanowi przede wszystkim sposób na sprawdzenie młodych, mniej doświadczonych kandydatów do pracy przed zaoferowaniem im umowy na czas nieokreślony, należałoby oczekiwać, że mobilność z pracy tymczasowej do stałej powinna być znacznie

wyższa w najmłodszych kategoriach wiekowych w porównaniu ze starszymi kategoriami. Tymczasem z danych POLPAN nie wypływa wniosek o istnieniu statystycznie istotnej zależności między wiekiem a tendencją do przechodzenia z pracy tymczasowej do stałej. Odsetek, jaki wśród pracowników bez umowy o pracę na czas nieokreślony stanowiły osoby, które pięć lat później miały taką umowę, wyniósł wśród badanych w wieku 21–25 lat 36,2%, a wśród pozostałych pracowników – 36%. Jedyna różnica między młodszymi i starszymi polega na tym, że o ile pierwsi mają większą szansę na dalsze pozostawanie w niestandardowym zatrudnieniu (41,4%), o tyle drudzy są bardziej narażeni na późniejszy brak pracy (24,7%).

Ten ostatni rezultat wpisuje się w wyniki badań zagranicznych, zgodnie z którymi niestandardowe zatrudnienie samo w sobie oznacza większe ryzyko bezrobocia. Dane z tabeli 5 również wskazują na taką tendencję, zarówno w młodszej, jak i starszej grupie wiekowej. Dokładniejszych informacji na ten temat dostarczyły analizy danych panelowych, uwzględniających wszystkie epizody bezrobocia trwającego co najmniej 3 miesiące, jakich badani doświadczyli w okresie między 2008 a 2013 rokiem. Wyniki analizy regresji logistycznej, w której zmienną wyjaśnianą jest wskaźnik identyfikujący osoby, które doświadczyły co najmniej jednego takiego epizodu, przedstawiono w tabeli 6. W modelach uwzględniono podstawowy zestaw zmiennych kontrolnych, które okazały się najsilniejszymi predyktorami zmiennej zależnej (konieczność takiego ograniczenia liczby zmiennych w modelu związana jest z niewielką liczebnością próby). Okazuje się, iż na późniejsze bezrobocie najbardziej narażone są osoby, które w 2008 roku pracowały w handlu i usługach, a także jako pracownicy fizyczni. Widać też, że epizody bezrobocia cechują się pewną powtarzalnością: doświadczenie bezrobocia w ciągu trzech lat przed badaniem z roku 2008 niemal podwajało szansę na powtórzenie tego doświadczenia po roku 2008 (model 3). Niezależnie jednak od pozycji zawodowej i wcześniejszego bezrobocia, a także wieku, niestandardowe zatrudnienie również okazało się istotnie związane z ryzykiem bezrobocia, zwiększając je prawie dwukrotnie.

Poniższe wyniki należy traktować z pewną dozą ostrożności, ponieważ są one oparte na dość nielicznej próbie. Potencjalnym źródłem zniekształceń może być w szczególności wypadanie respondentów z panelu, które w tym przypadku miało miejsce na znaczącą skalę: niemal co trzeci spośród 779 respondentów (a dokładniej, 32,7%), którzy w 2008 roku byli pracownikami najemnymi i spełniali kryterium wieku przyjęte dla analiz panelowych, w 2013 nie wziął udziału w badaniu. Inaczej, niż można było oczekiwać w świetle literatury przedmiotu¹⁹,

¹⁹ Z badań wynika, że z badań panelowych częściej wypadają osoby o niższym statusie społecznym i o niższym poziomie uczestnictwa w rynku pracy, zob. Cappellari 2007.

Tabela 6. Wyniki analizy regresji logistycznej wyjaśniającej prawdopodobieństwo doświadczenia bezrobocia, próba panelowa POLPAN 2008–2013

	Model 3			Model 3a		
	B	błąd stand.	iloraz szans	B	błąd stand.	iloraz szans
Niestandardowe zatrudnienie w 2008				0,635	0,266*	1,888
Płeć: kobieta	-0,132	0,287	0,876	-0,150	0,289	0,861
Wiek: 21–25 lat	0,456	0,260°	1,578	0,285	0,270	1,330
Pracownicy biurowi	0,598	0,551	1,818	0,523	0,554	1,687
Pracownicy usług i sprzedawcy	1,419	0,490**	4,132	1,282	0,494**	3,603
Robotnicy wykwalifikowani	1,630	0,446***	5,105	1,550	0,450***	4,713
Robotnicy niewykwalifikowani	1,531	0,479**	4,625	1,332	0,487**	3,790
Bezrobocie w okresie 3 lat przed badaniem z 2008	0,690	0,312*	1,993	0,611	0,316°	1,842
Stała	-3,046	0,422***	0,048	-3,158	0,429***	0,043

Zmienna wyjaśniana: doświadczenie co najmniej jednego epizodu bezrobocia trwającego nie krócej niż 3 miesiące w okresie 2008–2013; kategorią referencyjną są osoby, które nie doświadczyły bezrobocia. Kategorie referencyjne dla zmiennych niezależnych są następujące: dla kategorii wieku – osoby w wieku 26–59 lat; dla grupy zawodowej – kierownicy, specjaliści i technicy. Analizy na próbie respondentów panelowych 2008–2013, którzy byli pracownikami najemnymi w 2008 i pozostawali w wieku produkcyjnym w 2013. Próba nieważona, N = 523. Model 3: $\chi^2 = 38,13$; logarytm wiarygodności = -216,31; R^2 Coxa i Snella = 0,070; R^2 Nagelkerkego = 0,118. Model 3a: $\chi^2 = 43,88$; logarytm wiarygodności = -213,43; R^2 Coxa i Snella = 0,080; R^2 Nagelkerkego = 0,136. *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; ° p < 0,1.

nie zaobserwowano przy tym, jakoby zjawisko to dotyczyło w większej mierze osób posiadających niestandardowe zatrudnienie w 2008 – różnica między odsetkiem zatrudnionych na czas nieokreślony obliczonym dla całej próby z 2008 i analogicznym dla próby panelowej wyniosła zaledwie 2 punkty procentowe. Nie można jednak wykluczyć, że niezależnie od statusu zatrudnienia wśród osób, które wypadły z próby w roku 2013, mogą być nadreprezentowani ci, którzy dzięki mobilności przestrzennej mają większe szanse na poprawę swojej pozycji na rynku pracy i – co za tym idzie – prezentowane wyżej wyniki mogą przeszacowywać skalę negatywnych skutków niestandardowego zatrudnienia dla pracowników. Inny mankament powyższych analiz ma związek z faktem, iż nie biorą one pod uwagę możliwości powrotu respondentów do niestandardowego zatrudnienia; inaczej mówiąc, porównuje się tu sytuację badanych w dwóch momentach w czasie, zamiast całościowo analizować przebieg ich kariery za-

wodowej i zmieniający się charakter zatrudnienia w kolejno podejmowanych pracach. Podobnie epizod bezrobocia ma mniejsze znaczenie wówczas, jeśli wystąpił na początku pięcioletniego okresu obserwacji i poprzedza uzyskanie stabilnej pracy, większe zaś, jeśli stanowi element trwającego dłuższy czas cyklu powtarzalnych epizodów krótkotrwałego zatrudnienia²⁰.

Dzięki szczegółowym informacjom o kontraktach zatrudnienia we wszystkich pracach zakończonych w latach 2008–2013 POLPAN jako jeden z nielicznych zbiorów danych umożliwia oszacowanie alternatywnego wskaźnika utrwalania się niestandardowego zatrudnienia, pozwalającego przynajmniej częściowo ominąć opisane powyżej problemy. Wskaźnik ten informuje, jak liczna jest grupa osób, dla których sytuacja braku umowy o pracę na czas nieokreślony, zaobserwowana w ostatniej fali badania, nie jest stanem przejściowym. Grupa ta obejmuje, po pierwsze, wszystkich respondentów, którzy pracę wykonywaną w 2013 roku rozpoczęli nie później niż 3 lata przed badaniem, po drugie zaś wszystkich, którzy w okresie 2008–2013 ani razu nie byli zatrudnieni na czas nieokreślony²¹. Z tej grupy wyłączeni są ponadto ci, którzy dopiero wchodzą na rynek pracy, tj. podjęli swoją pierwszą pracę w ciągu trzech lat przed badaniem. Innymi słowy, proponowany wskaźnik identyfikuje zarówno tych, którzy mimo stosunkowo długiego stażu w danej pracy nadal posiadają status tymczasowych pracowników, jak i tych, których kariery od dłuższego czasu to zbiór powtarzających się sytuacji pracy na czas określony. Wyniki nie napawają optymizmem: okazuje się mianowicie, że aż 17,1% wszystkich pracowników (wliczając w to samozatrudnionych, ale nie licząc osób do 30 roku życia kontynuujących naukę oraz osób pobierających emeryturę; N = 947) to zarazem osoby, w przypadku których można mówić o utrwalaniu się niestandardowego zatrudnienia.

Wnioski dla badaczy struktury społecznej

Charakter zatrudnienia na współczesnym rynku pracy podlega dynamicznym przemianom, których zasięg i konsekwencje są trudne do przewidzenia. Dlatego w przypadku analiz tej problematyki istotne jest uważne przyglądanie się

²⁰ Bardziej szczegółowe analizy sekwencji karier zawodowych są przedmiotem rozdziału 4 niniejszego tomu.

²¹ W przypadku 11 respondentów, którzy nie byli zatrudnieni na czas nieokreślony między 2008 a 2013, ale doświadczali w tym czasie okresów samozatrudnienia, oceny stabilności pracy dokonano na podstawie szczegółowych informacji charakteryzujących owo samozatrudnienie. Za stabilne uznawano samozatrudnienie, które charakteryzowało się relatywną trwałością, któremu nie towarzyszyły liczne dodatkowe zajęcia zarobkowe, i którego zakończenie stanowiło dobrowolną decyzję respondenta.

badanym procesom na bieżąco, z wykorzystaniem możliwie aktualnych danych. Chodzi o to, by jak najwcześniej uchwycić pierwsze oznaki dokonujących się zmian, zanim jeszcze ich skutki staną się w pełni widoczne. Analizy tego typu ułatwiają naukowcom niejako nadążanie za owymi zmianami, stanowiąc potencjalne źródło hipotez i pomysłów ukierunkowujących sposób zbierania danych oraz dalsze, bardziej systematyczne badania. Taki też był główny cel analiz danych POLPAN zaprezentowanych w niniejszym rozdziale. Ów cel wpływa zarazem na sposób sformułowania wniosków z tych analiz: mianowicie akcent położono nie tyle na to, co jednoznacznie wykazały przeprowadzone obliczenia, ile na szersze, społeczno-ekonomiczne tendencje i przemiany struktury społecznej, których zaobserwowane zmiany mogą być pierwszą oznaką. Widoczne dziś tendencje nie zawsze są wyraźne i jednoznaczne, niemniej mogą one wyznaczać kierunek dalszych studiów.

Zarówno w roku 2008, jak i 2013 odsetek pracowników mających niestandardowe zatrudnienie pozostaje w Polsce na wysokim poziomie – w ciągu ostatnich pięciu lat powyższa sytuacja nie uległa większym zmianom. Podobnie jak pięć lat temu, również obecnie niestandardowe zatrudnienie dotyczy najczęściej pracowników z najmłodszych grup wiekowych, a także – choć w mniejszym stopniu – osób gorzej wykształconych, bez określonej specjalizacji zawodowej. Wyniki analiz wskazują zarazem na wyrównywanie się rozkładu niestandardowego zatrudnienia, do pewnego stopnia potwierdzając tezy badaczy piszących o wkraczaniu niepewności ekonomicznej na coraz wyższe szczeble struktury społecznej. Choć nie są to jeszcze zmiany na dużą skalę, to jednak powoli przestaje być tak, że wyższe wykształcenie czy pozycja zawodowa chronią przed niestandardowym zatrudnieniem – a przynajmniej nie chronią bezpośrednio i w takim stopniu, jak jeszcze pięć lat temu. Modele statystyczne zaprezentowane w niniejszym rozdziale sugerują, że pozycja w strukturze zawodowej staje się obecnie czynnikiem mniej ważnym niż pozycja w strukturze organizacyjnej firmy (stanowisko kierownicze) czy sektor własności zakładu zatrudniającego respondenta (większa stabilność w sektorze publicznym).

Niewykluczone, że w ostatnich latach mamy też do czynienia z dalszym stopniowym pogarszaniem się sytuacji osób najbardziej narażonych na niestandardowe zatrudnienie, czego przejawem jest rosnący udział respondentów zatrudnionych na umowach cywilnoprawnych (zlecenia lub o dzieło) lub bez jakiegokolwiek formalnego kontraktu (praca nierejestrowana). Owa niekorzystna zmiana dotyczy przede wszystkim kategorii pracowników o najniższej sile przetargowej: młodych oraz robotników niewykwalifikowanych. Patrząc zatem z szerszej perspektywy na powyższe zmiany, można postawić hipotezę, że obecnie dawny podział na pracowników z zatrudnieniem bezterminowym i na czas określony traci na ostrości jako czynnik segmentacji rynku pracy, ustępując

miejsce podziałowi na tych, którzy mają jakąkolwiek umowę o pracę, i wszystkich pozostałych, pracujących bez takiej umowy. Nie musi to oczywiście oznaczać, że różnice np. w poziomie wynagrodzeń czy dostępie do szkoleń między pracownikami z umowami na czas określony i nieokreślony uległy zatarciu (ta kwestia wymaga osobnych analiz). Oznacza to jednak, że w miarę upowszechniania się zjawiska zatrudnienia na czas określony na wyższych szczeblach struktury społeczno-zawodowej, zakres ochrony prawnej oferowany pracownikom o najsłabszej pozycji na rynku pracy mógł stać się jeszcze bardziej ograniczony, niż był do tej pory. Powyższe wnioski wskazują również na konieczność prowadzenia dokładniejszych analiz sytuacji i charakterystyk ludzi pracujących na kontraktach cywilnoprawnych, stanowiących najliczniejszą kategorię pracowników nieobjętych ochroną Kodeksu Pracy. Niestety, próba w badaniach POLPAN jest zbyt mała, aby możliwe było przeprowadzenie osobnych analiz dla tej grupy pracowników.

Kolejnym niepokojącym sygnałem jest osłabienie związku między krótkim stażem pracy a niestandardowym zatrudnieniem. Związek ten jest nadal wyraźny, odzwierciedlając w dużej mierze zarówno fakt, iż pierwszym kontraktem rutynowo oferowanym nowo przyjmowanym pracownikom jest w Polsce zatrudnienie tymczasowe (na okres próbny), jak i większą rotację niestandardowo zatrudnionych pracowników. Osłabienie tego związku może jednak stanowić przejaw postępującej, swoistej „stabilizacji niepewności”: pewna grupa pracowników nie przechodzi z zatrudnienia na czas określony do stałego, mimo stosunkowo długiego stażu w danej firmie. Obserwowana w modelach zmiana jest dość nieznaczna, jednak teza o utrwalaniu niepewności została potwierdzona również w analizach danych panelowych, wskazujących, że większości niestandardowo zatrudnionych pracowników nie udaje się uzyskać umowy na czas nieokreślony nawet po kilku latach. Mówiąc ogólniej, niestandardowe zatrudnienie, choć samo w sobie mniej zdeterminowane strukturalnie (nie licząc wspomnianych wyżej podziałów w obrębie samej kategorii niestandardowo zatrudnionych pracowników według tego, czy mają umowę o pracę), stanowi zarazem istotny czynnik strukturyzacji determinujący późniejsze szanse jednostek na rynku pracy. Zjawisko utrwalania się niestandardowego zatrudnienia, w połączeniu z wysokim odsetkiem pracowników tymczasowych w najmłodszych grupach wiekowych, może dodatkowo pogłębiać powyższe tendencje zgodnie z logiką efektu kohorty, którego długoterminowe skutki będą widoczne dopiero za kilka lat. Prowadzi to do – istotnego dla badaczy struktury społecznej – pytania o to, w jakiej mierze poprzez efekty kohorty dawne czynniki statusu zaczynają tracić na znaczeniu, ustępując miejsca nowym, związanym z formą zatrudnienia.

Bibliografia

- Albert, Cecilia, Carlos García-Serrano, Virginia Hernanz. 2005. Firm-provided training and temporary contracts. *Spanish Economic Review* 7(1): 67–88.
- Amuedo-Dorantes, Catalina. 2000. Work Transitions into and out of Involuntary Temporary Employment in a Segmented Market: Evidence from Spain. *Industrial and Labor Relations Review* 53(2): 309–325.
- Amuedo-Dorantes, Catalina, Miguel. Á. Malo. 2007. How Are Fixed-term Contracts Used by Firms? An Analysis Using Gross Job and Worker Flows. *Working Papers 0026*. San Diego State University, Department of Economics.
- Arulampalam, Wiji, Alison L. Booth. 1998. Training and labour market flexibility: is there a trade-off? *British Journal of Industrial Relations* 36(4): 521–536.
- Baranowska, Anna, Michael Gebel, Irena E. Kotowska. 2011. The role of fixed-term contracts at labour market entry in Poland: Stepping stones, screening devices, traps or search subsidies? *Work, Employment and Society* 25(4): 777–793.
- Barbieri, Paolo. 2009. Flexible Employment and Inequality in Europe. *European Sociological Review* 25(6): 621–628.
- Barbieri, Paolo, Stefani Scherer. 2009. Labour Market Flexibilization and its Consequences in Italy. *European Sociological Review* 25(6): 677–692.
- Beck, Ulrich. 2002. *Spoleczeństwo ryzyka. W drodze do innej nowoczesności*. Warszawa: Scholar.
- Bentolila, Samuel, Juan J. Dolado, Juan F. Jimeno. 2008. Two-tier Employment Protection Reforms: The Spanish Experience. CESifo DICE Report 4/2008.
- Boockmann, Bernard, Tobias Hagen. 2008. Fixed-term contracts as sorting mechanisms: evidence from job durations in West Germany. *Labour Economics* 15(5): 984–1005.
- Booth, Alison L., Marco Francesconi, Jeff Frank. 2002. Temporary jobs: stepping stones or dead ends? *Economic Journal* 112(480): F189–F213.
- Cappellari, Lorenzo. 2007. Earnings mobility among Italian low-paid workers. *Journal of Population Economics* 20(3): 465–482.
- Cebrián, Inmaculada, Gloria Moreno, Manuela Samek, Renata Semenza, Luis Toharia. 2003. Nonstandard Work in Italy and Spain, [w:] Susan N. Houseman, Machiko Ōsawa (red.), *Nonstandard work in developed economies: causes and consequences*, s. 89–129. Michigan, W.E.: Upjoin Institute for Employment Research.
- Comi, Simona, Mara Grasseni. 2012. Are Temporary Workers Discriminated Against? Evidence from Europe. *The Manchester School* 80(1): 28–50.
- De Cuyper, Nele, Jeroen de Jong, Hans De Witte, Kerstin Isaksson, Thomas Rigotti, René Schalk. 2007. Literature review of theory and research on the psychological impact of temporary employment: Towards a conceptual model. *International Journal of Management Reviews* 9(4): 25–51.
- de Jong, Jeroen, Nele De Cuyper, Hans De Witte, Inmaculada Silla, Claudia Bernhard-Oettel. 2009. Motives for accepting temporary employment: a typology. *International Journal of Manpower* 30(3): 237–252.

- Deuze, Mark, Phoebe Elefante, Brian Steward. 2010. Media work and the recession. *Popular Communication: The International Journal of Media and Culture* 8(3). Special Issue: Media and the Global Recession: 226–231.
- Dolado, Juan J., Carlos García-Serrano, Juan F. Jimeno. 2002. Drawing lessons from the boom of temporary jobs in Spain. *Economic Journal* 112(480): F270-F295.
- Domański, Henryk, Zbigniew Sawiński, Kazimierz M. Słomczyński (red.). 2007. *Nowa klasyfikacja i skale zawodów. Socjologiczne wskaźniki pozycji społecznej w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.
- EUROSTAT. 2013. *European social statistics*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Fevre, Ralph. 2007. Employment insecurity and social theory: the power of nightmares. *Work, Employment and Society* 21(3): 517–535.
- Forrier, Anneleen, Luc Sels. 2003. Temporary employment and employability: training opportunities and efforts of temporary and permanent employees in Belgium. *Work, Employment and Society* 17(4): 641–666.
- Garson, Barbara. 2013. *Down the Up Escalator: How the 99 Percent Live in the Great Recession*. New York: Doubleday.
- Gash, Vanessa. 2008. Bridge or trap? Temporary workers' transitions to unemployment and to the standard employment contract. *European Sociological Review* 24(5): 651–668.
- Gebel, Michael. 2010. Early career consequences of temporary employment in Germany and the UK. *Work, Employment and Society* 24(4): 641–660.
- Giesecke, Johannes, Martin Groß. 2003. Temporary Employment: Chance or Risk? *European Sociological Review* 19(2): 161–177.
- Główny Urząd Statystyczny. 2012. *Rocznik Statystyczny Pracy*. Warszawa: GUS.
- Główny Urząd Statystyczny. 2013. *Rocznik Statystyczny Przemysłu*. Warszawa: GUS.
- Gracia, Francisco J., José Ramos, José M. Peiró, Amparo Caballer, Beatriz Sora. 2011. Job attitudes, behaviours and well-being among different types of temporary workers in Europe and Israel. *International Labour Review* 150(3–4): 235–254.
- Guest, David. 2004. Flexible employment contracts, the psychological contract and employee outcomes: an analysis and review of the evidence. *International Journal of Management Reviews* 5/6(1): 1–19.
- Hoque, Kim, Ian Kirkpatrick. 2003. Non-standard employment in the management and professional workforce: training, consultation and gender implications. *Work, Employment and Society* 17(4): 667–689.
- Houseman, Susan N., Machiko Ōsawa. 2003. Introduction, [w:] Susan N. Houseman, Machiko Ōsawa (red.), *Nonstandard work in developed economies: causes and consequences*, s. 1–14. Michigan, W.E.: Upjohn Institute for Employment Research.
- Hyman, Richard. 2013. Foreword, [w:] Max Koch, Martin Fritz (red.), *Non-Standard Employment in Europe. Paradigms, Prevalence and Policy Responses*, s. xiii–xvii. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Kalleberg, Arne L. 2000. Nonstandard Employment Relations: Part-time, Temporary and Contract Work. *Annual Review of Sociology* 26: 341–365.

- Kalleberg, Arne L. 2009. Precarious work, insecure workers: employment relations in transition. *American Sociological Review* 74(1): 1–22.
- Kalleberg, Arne L., Barbara F. Reskin, Ken Hudson. 2000. Bad jobs in America: standard and nonstandard employment relations and job quality in the United States. *American Sociological Review* 65(2): 256–278.
- Kiersztyn, Anna. 2007. Underemployment: nowe zjawisko czy nowy termin? *Polityka Społeczna* 34(10): 17–26.
- Kiersztyn, Anna. 2012a. Employment Instability: A Dynamic Perspective. *International Journal of Sociology* 21(1): 6–30.
- Kiersztyn, Anna. 2012b. Analiza ekonomicznych konsekwencji zatrudnienia na czas określony dla jednostek i gospodarstw domowych, [w:] Marek Bednarski, Kazimierz Frieske (red.), *Zatrudnienie na czas określony w polskiej gospodarce. Społeczne i ekonomiczne konsekwencje zjawiska*, s. 93–121. Warszawa: Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Kiersztyn Anna, Jan Dzierzgowski. 2012. Portret zatrudnionego na czas określony. Wyniki analiz ilościowych, [w:] Marek Bednarski, Kazimierz Frieske (red.), *Zatrudnienie na czas określony w polskiej gospodarce. Społeczne i ekonomiczne konsekwencje zjawiska*, s. 67–92. Warszawa, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Kiersztyn, Anna. 2017. Voice and Insecurity. Political Participation Among Members of the Precariat, [w:] Kerstin Jacobsson, Elżbieta Korolczuk (red.), *Civil Society Revisited: Lessons from Poland*, s. 200–228. New York: Berghahn Books.
- Komisja Europejska. 2010. *Employment in Europe 2010*. Luksemburg: Publications Office of the European Union.
- Lewchuk, Wayne, Michelynn Lafleche, Diane Dyson, Luin Goldring, Alan Meisner, Stephanie Procyk, Dan Rosen, John Shields, Peter Viducis, Sam Vrankulj. 2013. It's More Than Poverty: Employment Precarity and Household Well-being. Research report. Poverty and Employment Precarity in Southern Ontario (PEPSO). <http://www.unitedwaytoronto.com/document.doc?id=91> (dostęp 07.11.2014).
- Marler, Janet H., Meliss W. Barringer, George T. Milkovich. 2002. Boundaryless and traditional contingent employees: Worlds apart. *Journal of Organizational Behavior* 23(4): 425–453.
- Mazur, Anna. 2008. Wykorzystanie niestandardowych form zatrudnienia w opinii pracowników, [w:] Zbigniew Dziubiński, Marian Kowalewski (red.), *Badanie czynników warunkujących wykorzystanie niestandardowych form zatrudnienia w Polsce*, s. 105–164. Warszawa: Wyższa Szkoła Zarządzania Personelem, Wydawnictwo Adam Marszałek.
- McGovern, Patrick, Deborah Smeaton, Stephen Hill. 2004. Bad Jobs in Britain. Non-standard Employment and Job Quality. *Work and Occupations* 31(2): 225–249
- McKeown, Tui. 2005. Non-Standard Employment: When Even the Elite are Precarious. *The Journal of Industrial Relations* 47(3): 276–293.
- Mitchell, William, Riccardo Welters. 2008. Does casual employment provide a 'stepping stone' to better work prospects? *Working paper 08–11*. Centre of Full Employment and Equity, University of Newcastle, Australia.
- Neumark, David. 2000. Changes in Job Stability and Job Security: A Collective Effort to Untangle, Reconcile, and Interpret the Evidence, [w:] David Neumark (red.), *On the*

- job: is long-term employment a thing of the past?*, s. 1–27. New York: Russell Sage Foundation.
- Neumark, David, Daniel Polsky, Daniel Hansen. 1999. Has Job Stability Declined Yet? New Evidence for the 1990s. *Journal of Labor Economics* 17(4), Part 2: Changes in Job Stability and Job Security: S29–S64.
- O’Connell, Philip J., Delma Byrne. 2012. The determinants and effects of training at work: bringing the work-place back in. *European Sociological Review* 28(3): 283–300.
- OECD. 2002. *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- OECD. 2013. *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- OECD. 2014. *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- Pfeifer, Christian. 2009. Fixed-term Contracts and Employment Adjustment: An Empirical Test of the Core–Periphery Hypothesis Using German Establishment Data. *The Economic Record* 85(268): 92–107.
- Standing, Guy. 2011. *Precariat. The New Dangerous Class*. London: Bloomsbury Academic.
- Thurow, Lester. 1999. *Przyszłość kapitalizmu. Jak dzisiejsze siły ekonomiczne kształtują świat jutra*. Wydawnictwo Dolnośląskie: Wrocław.
- Vallas, Steven, Christopher Prener. 2012. Dualism, Job Polarization, and the Social Construction of Precarious Work. *Work and Occupations* 39(4): 331–353.
- Virtanen, Marianna, Mika Kivimäki, Matti Joensuu, Pekka Virtanen, Marko Elovainio, Jussi Vahtera. 2005. Temporary employment and health: a review. *International Journal of Epidemiology* 34(3): 610–622.