



Henryk Domański 

Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk

Bogdan W. Mach 

Instytut Studiów Politycznych Polskiej Akademii Nauk

Dariusz Przybysz 

Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk

OTWARTOŚĆ POLSKIEJ STRUKTURY SPOŁECZNEJ: 1982–2016

Konceptualną ramą badań nad ruchliwością jest teoria modernizacji. Stwierdza się w niej, że wzrost otwartości jest dominującą tendencją, która wynika z postępującej liberalizacji i rozwoju gospodarki rynkowej. Wbrew tym oczekiwaniom bariery ruchliwości okazują się na ogół stabilne. Ustalenia te dotyczyły głównie zachodnich demokracji. Nasza analiza jest kontynuacją tego podejścia w odniesieniu do Polski. Opierając się na danych z lat 1982–2016 wskazujemy, że po pierwsze, dokonuje się systematyczne obniżenie wpływu wykształcenia na pozycję zawodową, co przeciwdziała zwiększaniu się ruchliwości międzypokoleniowej. Po drugie, tendencja ta nie obniżyła jednak tzw. względnych szans ruchliwości, chociaż mogło to być bardziej związane z przekształceniami struktury zawodowej niż ze wzrostem otwartości barier społecznych. Po trzecie, za stabilnym charakterem wzorów ruchliwości przemawia utrzymywanie się nierówności edukacyjnych. Po czwarte, okazuje się, że w odróżnieniu od badań w innych krajach, w przypadku Polski, wyższe wykształcenie nie osłabia, ale raczej wzmacnia znaczenie dziedziczenia pozycji rodziców.

Słowa kluczowe: ruchliwość; stratyfikacja; dziedziczenie

The Openness of Social Structure in Poland: 1982–2016

Abstract

This paper deals with changes in the “openness” of Polish society over a 35-year period, focusing primarily on relative mobility, with some attention to changes in absolute mobility. We disentangle intergenerational occupational association into four interrelated parts: (i) relative mobility defined by the effect of social origin on destination, (ii) the relationship between social origin and education, (iii) the net effect of education on destination, and (iv) the compositional effect of education reflected in the rising share of more educated categories in the social structure. We show that changes in social fluidity were neither systematic nor easily interpretable. While our results reveal a consistently declining association between education and occupational position, unidirectional change could not be identified in the social origin-education link and in relative mobility in terms

Henryk Domański, Instytut Filozofii i Socjologii PAN, e-mail: hdomanski@ifispan.waw.pl, ORCID 0000-0001-5078-5027; Bogdan W. Mach, Instytut Studiów Politycznych PAN, e-mail: bmach@isppan.waw.pl, ORCID 0000-0003-3440-7899; Dariusz Przybysz, Instytut Filozofii i Socjologii PAN, e-mail: przybysz@ifispan.waw.pl, ORCID 0000-0001-9872-3140.

of the association between origin and destination. The origin-destination association generally increased at higher (rather than lower) educational levels.

Keywords: mobility; stratification; inheritance

Wprowadzenie

Głównym celem badań nad ruchliwością społeczną jest ustalenie kierunkowych zmian w otwartości struktury społecznej utożsamianej z siłą oddziaływania pozycji rodziców na pozycję ich dzieci. We współczesnej socjologii pojęcie otwartości odnosi się do ruchliwości względnej (relatywnej), której miernikiem jest stopień równości szans dzieci o różnym pochodzeniu społecznym na pokonywanie barier klasowych i lokowanie się ich w każdym z poszczególnych segmentów struktury społecznej (Featherman i Hauser 1978; Erikson i Goldthorpe 1992). Gdyby szanse te były równe, ruchliwość względna (zwana też „płynnością społeczną” [*social fluidity*]) byłaby największa, a struktura społeczna doskonale „otwarta”.

Ruchliwość względna jest zasadniczo odmienna od ruchliwości „absolutnej”, dominującej w badaniach socjologicznych od lat sześćdziesiątych XX wieku. Ta ostatnia jest sumą wszystkich przepływów międzypokoleniowych, w tym również tych, które nie wynikają z wyrównywania się, w obrębie struktury społecznej, szans, zasobów i preferencji, czy z osłabiania się barier międzyklasowych. Ruchliwość absolutna obejmuje, na przykład, przesunięcia, które są rezultatem zmian liczebności klas społecznych „wymuszających” zmiany pozycji. Przykładem przesunięć, które składają się na ruchliwość absolutną w Polsce, było masowe przechodzenie dzieci rolników do powiększającej się kategorii robotników i pracowników umysłowych. Dokonało się to po II wojnie światowej w wyniku skokowego obniżenia się udziału rolników w strukturze społecznej jako rezultat polityki uprzemysłowienia kierowanej przez państwo. Masowy napływ dzieci chłopskich i robotniczych na opuszczone w wyniku eksterminacji, emigracji i dyskryminacji, pozycje inteligentów, jest jeszcze innym przykładem przesunięć składających się na ruchliwość absolutną. W tym artykule przedstawiamy wyniki dotyczące zarówno ruchliwości względnej, jak i absolutnej.

Tradycyjnie konceptualną ramą badań nad ruchliwością była teoria modernizacji (Lipset i Zetterberg 1956; Blau i Duncan 1967; Treiman 1970). Stwierdza się w niej, że wzrost otwartości jest dominującą tendencją wynikającą z postępującej liberalizacji systemu politycznego i rozwoju gospodarki rynkowej. Logika tego procesu, modelując instytucjonalne zasady rekrutacji, prowadzi do obniżenia się wpływu pochodzenia społecznego, skłaniając pracodawców do obsadzania pozycji zawodowych przede wszystkim według kwalifikacji

i wykształcenia jednostek. Wbrew tym oczekiwaniom bariery ruchliwości okazują się dziś na ogół stabilne. Argumentuje się, że podłożem braku zmian w kierunku większej otwartości struktury społecznej są przede wszystkim: malejący wpływ wykształcenia, związany z przeedukowaniem społeczeństw, i przechodzenie do elastycznych form zatrudnienia, będących efektem długotrwałych recesji ekonomicznych. Uogólniając, we współczesnym świecie zmniejsza się rola formalnych kryteriów rekrutacji, utrzymuje się natomiast rola kompetencji wynikających z kapitału kulturowego związanego z pochodzeniem społecznym (Breen 2004; Paterson i Ianelli 2007; Li i Devine 2011; Grusky i in. 2011; Bukodi i in. 2014; Hout 2015; Sturgis i Buscha 2015; Goldthorpe 2016).

Wyniki tych badań dotyczyły głównie zachodnich demokracji. W naszej analizie chcemy odpowiedzieć na pytanie, w jakiej mierze odnoszą się one do Polski. W krajach Europy Środkowo-Wschodniej dokonały się na przestrzeni minionych dekad radykalne przekształcenia systemu politycznego i struktury społecznej. Przełomowe znaczenie dla zmian w ruchliwości miało kształtowanie się systemu komunistycznego w latach 1945–1956, jego upadek w latach 1989/90, a następnie – przechodzenie do stosunków rynkowych. Najbardziej obszernego materiału empirycznego dotyczącego dokonujących się w tej części Europy zmian w otwartości struktury społecznej dostarczają dane z badań prowadzonych na Węgrzech i w Polsce¹. Opierając się na danych pochodzących z różnych punktów czasowych i różnych podejściach metodologicznych próbowano w tych krajach uchwycić zmiany w otwartości struktury społecznej interpretując je między innymi pod kątem oddziaływania na efektywność systemu ekonomicznego, roli merytokracji i legitymizacji ustroju politycznego (Andorka i Zagórski 1979; Sawiński i Domański 1989; Pohoski i Styczeń 2000; Mach 2004; Nemeth 2007; Domański i in. 2008 i 2018). Wyniki dotychczasowych analiz nie wskazują na występowanie w Polsce jednokierunkowych tendencji. Były to raczej okresowe wahnięcia, jednak porównując stosunkowo krótkie przedziały czasowe trudno jest wnioskować o zmianach.

Analizy przedstawione poniżej opierają się na danych z badań prowadzonych w Polsce w latach 1982–2016. Pozwalają one na uchwycenie stanu otwartości struktury społecznej w końcowym okresie funkcjonowania systemu komunistycznego i na początkowym etapie gospodarki rynkowej. Na zmiany systemowe nałożyły się: przystąpienie do Unii Europejskiej (2004) i kryzys finansowy zapoczątkowany w 2008 roku przez załamanie się rynku kredytów hipotecznych

¹ Pierwsze badania realizowane na próbie ogólnokrajowej przeprowadziły w obu tych krajach Główne Urzędy Statystyczne. Na Węgrzech miało to miejsce w 1963, a w Polsce w 1972 roku (Andorka 1971; Zagórski 1978). W 1972 roku ogólnopolskie badanie na reprezentacji dorosłych Polaków w wieku 30–39 lat przeprowadził też Michał Pohoski (Pohoski i Styczeń 2000).

i nieruchomości. O ile członkostwo w UE, i związane z tym wzrost przenikalności granic państwowych, mogą być traktowane jako zjawiska sprzyjające otwartości struktury społecznej, o tyle kryzys ekonomiczny i jego konsekwencje były raczej przeciwwagą tego procesu.

Cztery ogniwa międzypokoleniowej ruchliwości społecznej

Uwzględniając fakt, że zależność między pochodzeniem społecznym a osiąganą pozycją społeczną jest wypadkową różnych procesów, zdekomponujemy ją na cztery współzależne ogniwa. Pierwszym, które z perspektywy cyklu życiowego jednostek stanowi punkt wyjścia, jest wpływ pochodzenia społecznego na osiągnięcia edukacyjne. Kariera edukacyjna jest dziś głównym czynnikiem międzypokoleniowej transmisji „kapitałów” rodzinnych w możliwości obsadzenia pozycji społecznych, a uzyskanie wysokiego wykształcenia otwiera możliwości awansu. Drugim ogniwem jest wpływ wykształcenia na osiąganą pozycję społeczną. Jego ważnym aspektem jest wpływ czysty – „uwolniony” od związków wykształcenia z innymi czynnikami, w szczególności z pochodzeniem społecznym. Siłą tej „czystej” zależności jest najbardziej konserwatywnym miernikiem merytokracji (merytokracji), jako instytucjonalnej reguły rządzącej procesem osiągnięć społeczno-ekonomicznych. Z kolei całkowity wpływ wykształcenia na osiąganą pozycję jest generalnym wskaźnikiem „zwrotów” za wykształcenie („pozycyjnych” zysków). Trzecim ogniwem, centralnym z punktu widzenia otwartości, jest „czysty” wpływ pochodzenia na pozycję społeczną – w tym przypadku „uwolniony” od oczywistych związków tej pozycji z wykształceniem (i z innymi, mniej oczywistymi, czynnikami). Jest on najbardziej konserwatywną miarą znaczenia askrypcji – to znaczy autonomicznej roli, jaką statusy przypisane jednostce, przede wszystkim jej pochodzenie społeczne, odgrywają w szansach osiągnięcia pozycji społecznych. Oczywiście, w analizach tego ogniwa ważne znaczenie ma również (niespecyfikująca roli wykształcenia) całkowita zależność między pochodzeniem a osiąganą pozycją – jest ona we międzykrajowych analizach ruchliwości względnej najbardziej ogólnym miernikiem otwartości społecznej.

Jeśli ogniwa te ujmijemy łącznie, jako rodzaj łańcuchowo powiązanych zależności, to wyodrębnić trzeba i czwarte ogniwo, w którym kariera edukacyjna pośredniczy we wpływie pochodzenia na osiąganą pozycję społeczną i definiuje szczególnie mechanizm dochodzenia do pozycji w systemie stratyfikacji. W odniesieniu do tego ogniwa najczęściej przywoływane w literaturze pytanie jest następujące: w jakim stopniu, niezależnie od innych czynników, wykształcenie wzmacnia lub osłabia trendy w całkowitej zależności między pochodzeniem społecznym a osiąganą pozycją. Gdyby, przykładowo, dokonywał się wzrost

liczebności osób z wyższym wykształceniem, a w miarę wzrostu wykształcenia zmniejszał się wpływ pochodzenia na osiąganą pozycję, moglibyśmy zasadnie oczekiwać wzrastającego trendu w otwartości struktury społecznej (malejącej całkowitej zależności pomiędzy pochodzeniem a osiąganą pozycją). Takie przypuszczenie jest podstawą myślenia o „efekcie kompozycyjnym” (który wynika ze zmieniającej się kompozycji wykształcenia), w wyjaśnianiu zmian w otwartości społecznej w ramach krajów i między krajami. Wrócimy do tego zagadnienia później.

(i) Pochodzenie społeczne – wykształcenie

Zależność ta dochodzi do głosu w okresie wczesnej socjalizacji i po rozpoczęciu nauki. Ujmując rzecz z perspektywy teorii racjonalnego wyboru, strategie edukacyjne oceniane są pod kątem dokonywania bilansu korzyści i kosztów. Korzyścią jest awans lub utrzymanie przez dzieci statusu rodziców, kosztem – ponoszone wydatki, przy czym inaczej oceniają to kategorie uprzywilejowane, a inaczej robotnicy i chłopi. Rodzicom z wyższej klasy średniej znacznie bardziej zależy na inwestowaniu w wykształcenie dzieci, ponieważ niepodjęcie tych działań jest równoznaczne z ryzykiem utraty wysokiej pozycji społecznej. Mają oni więcej do stracenia niż członkowie klas niższych. Ci ostatni wcześniej wychodzą z systemu szkolnego i podejmują pracę zawodową, która jest dla nich ważniejsza. Również zachowania i strategie życiowe ich rodziców słabiej są podporządkowane karierze edukacyjnej dzieci (Breen i Goldthorpe 2001; Reay i in. 2009; Glaesser i Cooper 2014).

Najczęściej stosowanym wskaźnikiem nierówności edukacyjnych jest wpływ pochodzenia społecznego na szanse przechodzenia do szkół średnich i wyższych. Za obniżaniem się roli tego czynnika przemawia kilka aspektów. Pierwszym z nich jest wzrost wykształcenia. Dokonuje się to w większości społeczeństw, obejmując również kategorie lokujące się na niższych szczeblach hierarchii społecznej. Efektem tego procesu jest wzrost liczebności studentów i absolwentów pochodzących z klas niższych, co powinno znaleźć odzwierciedlenie w zacieraniu się wpływu pozycji społecznej rodziców (Green i Zhu 2010). Drugim czynnikiem jest to, że uczniowie z klas niższych mają coraz więcej środków na finansowanie nauki – sprzyja temu wzrost zamożności rodziców i polityka proedukacyjna prowadzona przez państwo (stypendia i tanie kredyty). Po trzecie, na rzecz malejącej roli pochodzenia społecznego działają mechanizmy rekrutacji. Porównanie wyników badań prowadzonych w różnych punktach czasowych wskazuje, że przyjmowanie na studia w coraz większym stopniu zależy od zdolności, wyników egzaminów i testów, a mniej od czynników pochodzeniowych i rekomendacji nauczycieli faworyzujących uczniów z klas wyższych (Marks 2014).

Obniżenie się wpływu pochodzenia społecznego na osiągnięcia edukacyjne odnotowano we Francji (Vallet 2004), Niemczech (Becker i Siebern-Thomas 2001), Norwegii (Lindbeek 1998), we Włoszech (Shavit i Westerbeek 1998), a w największym stopniu w Holandii (Sieben i in. 2001) i Szwecji (Erikson i Jonnson 1998). W Stanach Zjednoczonych dominującą prawidłowością było utrzymywanie się zależności między dostępem do wykształcenia a pochodzeniem społecznym (Hout i Dohan 1996). Jeżeli chodzi o Anglię, to ustalenia płynące z badań dla lat 1980–90 wskazywały, że wpływ pochodzenia społecznego na wykształcenie maleje (Jonsson i Mills 1993), jednak wyniki innych analiz dla tego okresu dokumentują brak większych zmian w czasie (Goldthorpe 1996; Marshall i in. 1997). Mniej więcej stały wpływ pozycji zawodowej ojca na poziom wykształcenia jednostek utrzymywał się również w Izraelu (Shavit i Kraus 1993) i Irlandii (Whelan i Layte 2002), natomiast zwiększał się on w Rosji. Wprawdzie w Związku Radzieckim wpływ pochodzenia społecznego na kontynuację nauki po szkole podstawowej uległ pewnemu zmniejszeniu, jednak z drugiej strony – zaostrzyły się bariery pochodzenia społecznego w dostępie do szkół wyższych (Gerber i Hout 1995). Analizy prowadzone na danych dla postkomunistycznej Rosji wskazują na wzrost siły obu tych zależności w latach dziewięćdziesiątych (Gerber 2002).

Jak było w Polsce? Osłabieniu nierówności edukacyjnych najbardziej sprzyjały procesy masowego awansu społecznego w latach pięćdziesiątych. Państwo komunistyczne podjęło działania na rzecz egalitaryzacji przez upowszechnianie nauki w trybie przyspieszonego kształcenia, organizowanie dodatkowych kursów i stosowanie preferencji dla osób o pochodzeniu chłopskim i robotniczym przy przyjmowaniu na studia. Konsekwencją tego był masowy wzrost wykształcenia. Jednak podejmowane próby egalitaryzacji nie przyniosły znaczących efektów. Wyniki analiz zawierających porównanie roczników zaczynających naukę w latach pięćdziesiątych i na początku obecnego stulecia potwierdzają brak większych zmian w sile zależności między pochodzeniem społecznym a dostępem do szkół średnich i wyższych (Sawiński 2018).

Czynnikiem sprzyjającym obniżeniu się siły tej zależności po upadku systemu komunistycznego mógł być wzrost liczebności szkół wyższych. W latach 1990–2012 liczba ich zwiększyła się ze 162 do 460, a liczba ich absolwentów z 56 do 341 tysięcy (Mały Rocznik 2015: 162). Wykształcenie stało się dobrem powszechnie dostępnym, co powinno prowadzić do obniżenia się roli askrypcji. Zapewne w drugą stronę oddziaływał wzrost ceny rynkowej faktu ukończenia szkół wyższych. W latach dziewięćdziesiątych posiadanie dyplomu wyższej uczelni było znacznie silniej związane z uzyskiwaniem wyższych zarobków niż w systemie gospodarki planowej (Domański 2018). Z jednej strony mogło to silniej motywować reprezentantów inteligencji do inwestowania w edukację swych dzieci. Z drugiej strony, mogli sobie oni na to w większym stopniu pozwolić.

W świetle teorii „efektywnie podtrzymywanych nierówności” (*effectively maintained inequality*), nie mniej ważny od przechodzenia na wyższe szczeble systemu edukacyjnego staje się wybór toru kształcenia (Lucas 2001; Aylon i Shavit 2004). W Polsce głównymi torami na poziomie szkół średnich są licea ogólnokształcące, technika i zasadnicze szkoły zawodowe. Nakładają się na to ścieżki edukacyjne związane z podziałami na szkoły publiczne i szkoły prywatne, stacjonarne i niestacjonarne oraz bezpłatne i pobierające opłaty. Za trafnością hipotezy EMI przemawiają wyniki badania przeprowadzonego na próbie ogólnopolskiej wśród osób urodzonych w latach 1992–1993. Uczniowie pochodzący z kategorii o wyższym statusie wybierali szkoły licealne, uznawane za „lepsze”, a kategorie o niższym statusie – szkoły „gorsze”, co w dalszej kolejności rzutuje na szanse przejścia drugiego progu selekcji i na wybór wyższych uczelni. Absolwenci liceów najczęściej podejmują naukę w uczelniach bezpłatnych, podczas gdy studia prowadzone w trybie niestacjonarnym, przyjmujące kandydatów ze słabszymi wynikami i pobierające opłaty, relatywnie częściej przyciągają absolwentów techników (Domański i in. 2016). W dalszej części artykułu zweryfikujemy hipotezę (H1), że nowe zjawiska, które wystąpiły w latach dziewięćdziesiątych nie naruszyły mechanizmu kształtowania się nierówności edukacyjnych. Przypuszczamy, że nie wystąpiły tu jednokierunkowe tendencje, a siła zależności między wykształceniem i pochodzeniem społecznym była raczej ogniwem stabilizującym strukturę społeczną.

(ii) Wykształcenie – pozycja zawodowa

Drugim ogniwem jest oddziaływanie wykształcenia na pozycję społeczno-zawodową. W społeczeństwach rynkowych zależność ta wywiera decydujący wpływ na losy jednostek. Wykształcenie jest podstawowym kryterium obsadzania pozycji, ponieważ zasady rekrutacji opierają się zasadniczo na kwalifikacjach i wiedzy. Zgodnie z teorią modernizacji oznacza to wzrost ruchliwości społecznej – osoby wywodzące się z rodzin lokujących się na niższych pozycjach uzyskują coraz wyższe wykształcenie, otwierające im coraz szerszy dostęp do kategorii o wyższym statusie zawodowym. Dzieje się tak niezależnie od roli pochodzenia społecznego – niezależnie, bowiem od całkowitego wpływu wykształcenia rośnie jego „czysty” wpływ na osiąganą pozycję. Rola pochodzenia społecznego generalnie maleje, podczas gdy rola wykształcenia się zwiększa. Rosną zatem i znaczenie merytokratyzmu, i przenikalność barier społecznych (Treiman 1970).

Główną przesłanką tej tezy jest założenie o zwiększającym się zapotrzebowaniu na role zawodowe wymagające wysokich kwalifikacji. Siła zależności między osiąganą pozycją i wykształceniem powinna więc być wysoka. Współcześnie założenie to okazuje się jednak wątpliwe. Czysty wpływ formalnego wykształcenia na obsadzanie pozycji zawodowych nie zwiększa się bowiem,

a w niektórych społeczeństwach wręcz maleje. Przypisywane jest to efektowi przeedukowania (*over-qualification*), przewadze podaży wyższego wykształcenia nad popytem na siłę roboczą, inflacji dyplomów i coraz jaśniej wyrażanym przez pracodawców preferowaniu innych kryteriów rekrutacji i obsadzania stanowisk: poza formalnym wykształceniem nie mniej ważne są doświadczenie praktyczne, kończenie kursów zawodowych i posiadanie wyspecjalizowanych kwalifikacji przygotowujących do wykonywania określonego zawodu (Goldthorpe i Mills 2004; Jackson i in. 2005; Goldthorpe i Jackson 2007; Chevalier i Lindley 2009). Towarzyszy temu deregulacja rynku pracy i elastyczne formy zatrudnienia – role zawodowe zastępowane są przez krótkookresowe kontrakty i pracę w krótszym czasie (Gangl 2002; Mocanu i in. 2012). Dodatkowym czynnikiem jest zbyt wolne dostosowywanie się szkół do ekspansji edukacyjnej pod względem jakości kształcenia (Riley i in. 1994). Można stąd wysnuć wniosek, że formalne wykształcenie, niezależnie od pochodzenia społecznego ich posiadaczy, staje się mniej ważnym kryterium awansu zawodowego.

Wiele wskazuje, że powyższe uwagi opisują stały element stosunków rynkowych, a nie tylko załamanie przejściowe (Goldthorpe 2013: 17). Konsekwencje tych zjawisk w postaci obniżenia się zależności między poziomem wykształcenia a pozycją zawodową stwierdzono w Anglii, Francji i Niemczech (Jackson i in. 2005; Büchel i Mertens 2004; Bouchet-Valat i in. 2016). Z kolei w Stanach Zjednoczonych zależności te utrzymują się bez większych zmian w czasie (Pfeffer i Hertel 2015). W Polsce za obniżaniem się związku wykształcenia z pozycją zawodową przemawia kilka czynników. W latach 1988–2013 dokonał się ponaddwukrotny wzrost liczby osób z wyższym wykształceniem: w populacji osób aktywnych zawodowo odsetek ten zwiększył się z 8,2% do 19,7%². Nie znalazło to jednak odzwierciedlenia w zwiększeniu się możliwości obsadzania pozycji, sytuujących się w górnych partiach hierarchii społeczno-zawodowej, wymagających wysokich kwalifikacji, których wskaźnikiem jest dyplom ukończenia studiów. W 1988 roku odsetek kierowników wyższego szczebla i specjalistów wynosił 7,2, w latach 1988–1992 zwiększył się on do 9,2, w 2005 roku wyniósł 10,6, a w 2013 roku – 9,7. Kategoria ta utrzymywała się więc na mniej więcej tym samym poziomie, było ich dwukrotnie mniej niż osób z wyższym wykształceniem, znamionując oznaki nadprodukcji w stosunku do potrzeb. Zwiększyło się raczej zapotrzebowanie na zawody wymagające niższych kwalifikacji i np. odsetek szeregowych pracowników w usługach i handlu zwiększył się z 7,8 do 13,7, a robotników niewykwalifikowanych z 12,9 do 18,7. Dla osób z wyższym wykształceniem nie były to zmiany korzystne, co znalazło odzwierciedlenie

² Ustalenia te pochodzą z danych surveyowych realizowanych na ogólnopolskich próbach dobieranych metodą losową. Ze względów porównywalności, analizy ograniczone są do osób w wieku 21–65, taki bowiem był przekrój wiekowy badania z 1988 roku.

w zmniejszeniu się jego wartości rynkowej. Wprawdzie uzyskanie wyższego wykształcenia w dalszym ciągu zapewniało najwyższe zarobki (Domański 2018), ale jego przewaga nad pozostałymi kategoriami była mniejsza.

Dodatkowym czynnikiem może być zmiana profilu kształcenia. W społeczeństwach komunistycznych dominował *qualificational system* (Maurice i Sellier 1979), opierający się na różnych torach kształcenia na poziomie szkół średnich. Podstawowymi torami były licea ogólnokształcące, technika i zasadnicze szkoły zawodowe. Wejście na określony tor wytyczało inne ścieżki kariery zawodowej i np. najczęściej absolwentami zasadniczych szkół zawodowych byli robotnicy wykwalifikowani. Od lat dziewięćdziesiątych upodabnia się to do *organizational system*, którego charakterystyczną cechą jest dostosowywanie kwalifikacji uzyskiwanych w systemie *on-the-job training* do profilu działalności firmy i wykonywanego zawodu. Konsekwencją przechodzenia na *organizational system* jest osłabienie zależności między formalnym wykształceniem a pozycjami zawodowymi. Jedną z oznak tego procesu jest malejący udział zasadniczych szkół zawodowych i zwiększanie się roli liceów ogólnokształcących. Liczba zasadniczych szkół zawodowych zmniejszyła się w latach 1995–2014 z 2625 do 1712, a liceów ogólnokształcących zwiększyła z 1705 do 2311 (Rocznik 2007: 341; Mały Rocznik 2015: 199). W tym samym czasie liczba absolwentów zasadniczych szkół zawodowych zmniejszyła się z 225,6 do 42,9 tys., a absolwentów liceów zwiększyła się z 141,2 do 183 tys.

Sądzymy, że wymienione zjawiska neutralizują efekt modernizacji procesów rynkowych. Wykształcenie uzyskiwane w systemie formalnym jest na obecnym etapie rozwoju słabiej dostosowane do wymaganych kwalifikacji, a jego wpływ na obsadzanie pozycji zawodowych będzie się zmniejszał (H2). Formułując tę hipotezę wskazujemy na ograniczenia ekonomicznego wariantu teorii modernizacji, odniesionego do czasów najnowszych (Goldin i Katz 2008). W wariacie tym podkreślany jest pozytywny wpływ rozwoju technologicznego na wzrost zależności między wykształceniem a pozycją zawodową, co w szczególności dotyczy wysokich kwalifikacji technicznych. Według tej koncepcji, rynki pracy tworzą zapotrzebowanie na wysokie kwalifikacje techniczne, wymuszając wzrost wynagrodzeń, zwłaszcza w odniesieniu do absolwentów szkół wyższych.

(iii) Pochodzenie społeczne – pozycja zawodowa

Siła tej zależności jest najczęściej analizowanym wskaźnikiem otwartości struktury społecznej. Chodzi tu przede wszystkim o wspomniany wpływ „czysty” – o wpływ pochodzenia społecznego po wyłączeniu innych czynników ruchliwości, co w praktyce badawczej sprowadza się do kontroli poziomu wykształcenia i innych cech „nabywanych” (osiąganych) w trakcie cyklu życiowego. Tak rozumiana otwartość informuje o sile bezpośredniej zależności między pochodzeniem społecznym a obsadzaniem pozycji – że np. pochodzenie

z rodzin o wyższej zamożności zapewnia większy dostęp do wysokich stanowisk, w porównaniu z pochodzeniem z klasy robotniczej, niezależnie od tego, że jedni i drudzy potomkowie są absolwentami szkół wyższych. Ustalenia płynące z analiz dotyczących zmian w czasie nie wskazują na występowanie wyraźnych tendencji w tym zakresie.

W niektórych krajach, np. w Holandii i Francji, czysty wpływ pochodzenia społecznego zmniejszył się w drugiej połowie XX wieku, jednak na ogół zależności te podlegają tylko okresowym wahnięciom (Breen i Luijx 2004; Breen i Jonsson 2005). Opierając się na wynikach badań prowadzonych w ciągu ostatnich lat w Anglii można zarówno wskazywać na zmniejszanie się dystansów w szansach ruchliwości (Li i Devine 2011; Bukodi i in. 2015), jak i utrzymywanie się ich na stałym poziomie (Goldthorpe i Mills 2004; Goldthorpe i Jackson 2007). W Stanach Zjednoczonych, gdzie analizami objęto najdłuższe przedziały czasowe, stwierdzono, że od XIX wieku dokonywał się tam liniowy, chociaż nieznaczny, wzrost otwartości (Pfeffer i Hertel 2015). Faktem zasługującym na uwagę jest to, że tendencja ta kształtowała się niezależnie od kryzysów ekonomicznych, konfliktów zbrojnych i innych zwrotnych punktów historii, jakby podążała torem wytyczonym przez logikę stratyfikacji społecznej. W przeciwnym kierunku zmieniała się ruchliwość w wymiarze dochodów. Wyniki dla Stanów Zjednoczonych i Anglii jednoznacznie wskazują na obniżenie się ruchliwości między kategoriami decyłowymi rodziców i respondentów oraz na wzrost roli dziedziczenia (Blenden i in. 2013).

W międzykrajowych porównaniach otwartości *via* ruchliwość względna (szczególnie, jeśli uwzględnia się większą liczbę krajów) ogniwo pochodzenie–pozycja jest najczęściej ujmowane jako zależność całkowita. Dzieje się tak po części dlatego, że dane o wykształceniu są w obejmujących wiele krajów próbach albo niedostępne albo z trudem porównywalne. Opierając się na wynikach takich międzykrajowych analiz porównawczych można wnioskować, że społeczeństwo polskie charakteryzuje się stosunkowo dużą otwartością (ruchliwością względną). W latach dziewięćdziesiątych ustępowaliśmy tylko Izraelowi, lokując się na poziomie Szwecji, a wyprzedzając między innymi Niemcy i Wielką Brytanię (Breen i Luijx 2004). Natomiast nie stwierdzono większych zmian w czasie (Mach 2004; Domański i in. 2008). Systematycznie zwiększała się tylko ruchliwość absolutna i np. w latach 1987–2006 odsetek osób ruchliwych wśród mężczyzn zwiększył się z 59,7 do 64,4, a dla kobiet z 68 do 77,1, co wynikało z przemieszczeń „wymuszonych” przez zmiany struktury zawodowej: zmniejszania się odsetka rolników i zwiększania się liczebności szeregowych pracowników handlu i usług³.

³ Są to odsetki przemieszczeń między kategoriami ojców i respondentów uzyskane w tabelach 6*6.

Jest kilka powodów, dla których nie należy oczekiwać obniżania się siły zależności między pochodzeniem społecznym a osiąganą pozycją. Pierwszym powodem jest spadek wartości wykształcenia. Sądzymy, że podobnie jak stwierdzono to w społeczeństwie brytyjskim (Breen i Goldthorpe 2001; Goldthorpe 2013), ważnym kryterium rekrutacji i awansu zawodowego staje się kapitał kulturowy związany z pochodzeniem społecznym. Chodzi o asertywność, umiejętność pracy zespołowej, poświęcenie dla firmy, styl komunikowania się z klientami i intelektualną rzetelność. Można to ująć w ten sposób, że wyższy kapitał kulturowy staje się substytutem zasady merytokracji – przejmuje rolę „zasług” uzyskiwanych z tytułu posiadania formalnego wykształcenia wyniesionego ze szkoły.

Drugim czynnikiem jest kapitał społeczny, czyli relacje i więzi przynoszące korzyści. Z wyższym kapitałem społecznym związane są ułatwienia w zakresie awansu zawodowego, obsadzania wysokich stanowisk i uzyskiwania wyższych zarobków (Granovetter 1974; Marsden i Hurlbert 1988; Fernandez i Weinberg 1997; Burt 1998; Lin 1999). Można zakładać, że na rynku pracy, który reinstaluje zasady rynkowe, czego przykładem są społeczeństwa postkomunistyczne, reguły zatrudnienia opierają się w dużym stopniu na nieformalnych kontaktach – rynek pracy jest tu bardziej spersonalizowany niż w krajach o ustabilizowanej gospodarce rynkowej (Rona-Tas i Guseva 2001). Osoby pochodzące z wyższych klas średnich mają wyższy kapitał społeczny niż osoby pochodzące z klas niższych. Rodzice zajmujący wyższe pozycje funkcjonują w szerszej sieci kontaktów, które przekazywane są dzieciom przez posyłanie ich do lepszych szkół, zapisywanie do różnych organizacji czy klubów i utrzymywanie bliskich relacji z rodzinami o podobnym statusie społecznym (McNamara i in. 2003: 327; Domański 2017). Jeśli wyższy kapitał kulturowy stał się substytutem zasady merytokracji, to wysoki kapitał społeczny jest źródłem informacji, redukuje poczucie niepewności i ryzyko związane z podejmowaniem nietrafnych decyzji. Analizując kapitał społeczny w Rosji postkomunistycznej stwierdzono, że nieformalne kontakty wywierały większy wpływ na szanse uzyskania pracy niż w Związku Radzieckim. Pracę uzyskiwano raczej przez odwoływanie się do osobistych rekomendacji niż korzystanie z agencji zatrudnienia, zwłaszcza w nowych firmach i w sektorze prywatnym (Yakubovich i Kozina 2000; Gerber i Mayorowa 2003).

Ustalenia te przemawiają za wysunięciem hipotezy (H3): wpływ pochodzenia społecznego na pozycję społeczno-zawodową nie słabnie – siła tej zależności okresowo zwiększa się lub obniża, jednak nie naruszając barier ruchliwości i dziedziczenia pozycji rodziców.

(iv) Interakcja pochodzenia społecznego i wykształcenia we wpływie na pozycję społeczną

W analizach nad stratyfikacją społeczną wykształcenie traktowane jest zarówno jako czynnik otwartości, jak i reprodukcji barier społecznych. Z jednej strony zakłada się, że kariera edukacyjna powinna zmniejszać wpływ pochodzenia społecznego, ponieważ system szkolny jest merytokratyczny i promuje zdolności, talent i inne „zasługi” niezależnie od pochodzenia jednostek. Z drugiej strony można przypuszczać, że kombinacja pochodzenia z rodzin o wyższym statusie społecznym i wysokiego wykształcenia będzie szczególnie silnie sprzyjać lokowaniu się na wyższych pozycjach – albo dlatego, że wykształcenie „liczy się” bardziej na rynku pracy, gdy jego „nosicielem” są dzieci z „dobrych” rodzin, albo dlatego, że pochodzenie szczególnie „liczy się” na nim wtedy, gdy łączy się z wysokim wykształceniem.

Z badań wynika, że zasada merytokracji jest w ramach tego ogniwa ważniejsza (patrz przegląd w pracy Marks 2014). Dobrym sposobem uchwycenia struktury tych zależności jest systematyczne porównywanie wpływu pochodzenia społecznego na pozycję jednostek dla kolejnych poziomów wykształcenia. Zweryfikujemy dwie hipotezy. Hipoteza o występowaniu efektu „kompozycyjnego” (H4) zakłada, że pochodzenie słabiej oddziałuje na pozycję zawodową w kategoriach charakteryzujących się wyższym poziomem wykształcenia, co w szczególności dotyczy absolwentów szkół wyższych (Hout 1988). Zjawisko to przypisywane jest mechanizmowi selekcji osób pokonujących kolejne progi kształcenia. Do najwyższych szczebli docierają najzdolniejsze i utalentowane jednostki, co neutralizuje oddziaływanie czynnika askrypcji. Biorąc pod uwagę stały wzrost ogólnego poziomu wykształcenia i generalnie niewzrastających nierówności edukacyjnych, należałoby oczekiwać, że występowanie efektu „kompozycyjnego” będzie czynnikiem sprzyjającym zwiększaniu się ogólnej otwartości struktury społecznej.

Potwierdzeniem obecności efektu „kompozycyjnego” są wyniki analiz dla Stanów Zjednoczonych, Szwecji i Niemiec i Hiszpanii. W kategoriach charakteryzujących się wyższym poziomem wykształcenia zależność między pochodzeniem społecznym i pozycją zawodową była najniższa, co interpretowano jako świadectwo rosnącej otwartości struktury społecznej (Hout 1988; Muller i Pollak 2004; Breen 2010; Gil-Hernandez i in. 2017). Dodatkowym argumentem na rzecz obecności efektu kompozycyjnego było wystąpienie tej prawidłowości w krajach, w których odsetek osób z wyższym wykształceniem jest, z wyjątkiem Hiszpanii, stosunkowo wysoki. Wynikałoby stąd, że ekspansja edukacyjna rzeczywiście powoduje wzrost otwartości barier społecznych (Beller i Hout 2006).

Alternatywą dla wyżej opisanej wersji modelu „kompozycyjnego” są mechanizmy związane z nadprodukcją wyższego wykształcenia i obniżeniem się jego

wartości rynkowej. Konsekwencją tych zjawisk może być wzrost roli czynników związanych z pochodzeniem społecznym, takich jak wyższy kapitał kulturowy i koneksje rodzinne. Pracodawcy mogą coraz częściej zwracać się ku „dobremu pochodzeniu”, zarówno jako „sygnałowi” kompetencji, jak i jako „realnej” kompetencji rynkowej. Przykładem jest społeczeństwo brytyjskie: interpretując wyniki analiz stwierdza się tam, że inflacja dyplomów zwiększa szanse dostępu do lukratywnych stanowisk osób pochodzących z rodzin o wyższym statusie społecznym (Goldthorpe 2013). O występowaniu efektu kompozycyjnego w zmodyfikowanej postaci świadczą wyniki stosunkowo najnowszych analiz dla Francji i Stanów Zjednoczonych. Wskazują one, że wpływ pochodzenia jest tam krzywoliniowy (*U-shaped*): systematycznie maleje do poziomu licencjackiego, a na najwyższym poziomie hierarchii edukacyjnej się zwiększa. O ile obniżanie się wpływu pochodzenia do szczybla licencjatu potwierdzałoby, że wykształcenie jest czynnikiem przełamania dystansów społecznych, o tyle z kolei efekt *U-shaped* sygnalizuje utrzymywanie się znaczącej roli askrypcji (Torche 2011; Bouchet-Valat in. 2016).

Wynikałoby stąd, że efekt kompozycyjny podlega modyfikacjom, które są funkcją zmian rynku pracy, funkcjonowania systemu edukacyjnego, a być może mechanizmów związanych z kształtowaniem się nowych struktur społecznych. To ostatnie odnosimy do Polski. Analizy pochodzące z badań prowadzonych w latach 1982–2006 wskazują, że w Polsce – odwrotnie niż w krajach zachodnich – pochodzenie społeczne silniej oddziaływało na pozycję zawodową na wyższych niż na niższych poziomach wykształcenia (Domański i in. 2018). Można z tego wnioskować, że pośrednicząca rola wykształcenia w procesach ruchliwości, rozumiana jako zdolność do osłabiania siły związku między pochodzeniem społecznym a zajmowaną pozycją, raczej maleje – widoczne są za to tendencje kształtowania się „nowej askrypcji”. Skłania to do wysunięcia hipotezy o rekompozycji barier społecznych (H5). Opierając się na najnowszych danych sprawdzimy, czy procesy te utrzymują się nadal, czy też ekspansja edukacyjna prowadzi do obniżenia się roli pochodzenia społecznego na wyższym poziomie edukacji.

Uwzględnienie czwartego ze wspomnianych ogniów, w którym wykształcenie warunkuje siłę zależności pochodzenie – pozycja społeczna lub pochodzenie warunkuje zależność wykształcenie – osiągnięta pozycja, wymaga łącznej analizy tych trzech zmiennych, a analizy zmian w sile tego ogniwa wymagają uwzględnienia kolejnej zmiennej, jaką jest czas. Możliwość wystąpienia „efektu kompozycyjnego”, w tym i jego rozwoju lub zanikania, pojawia się bowiem w tych analizach zawsze wtedy, gdy mamy do czynienia ze znaczącą, potencjalnie zmienną w czasie interakcją pomiędzy pochodzeniem, wykształceniem i osiąganą pozycją. Na dynamikę tych zależności zwrócimy uwagę w analizach prezentowanych niżej.

Dodatkowym czynnikiem wymagającym uwzględnienia jest efekt płci. Biorąc pod uwagę różnice w strukturze zawodowej, odmienne rynki pracy i tory kariery, zależności te przeanalizujemy osobno dla mężczyzn i kobiet. Pozwoli to ustalić, czy w miarę upływu czasu wzory ruchliwości obu płci zbliżają się do siebie – czego oczekujemy ze względu na cywilizacyjny trend w kierunku emancypacji kobiet – czy też tak nie jest, co byłoby kolejnym świadectwem odporności tego aspektu struktury społecznej na zmiany.

Dane

Przedstawione powyżej hipotezy weryfikujemy na danych pochodzących z badań przeprowadzonych na ogólnopolskich próbach losowych realizowanych w latach 1982–2016. Pierwsze z nich to badanie „Warunki życia i potrzeby społeczeństwa polskiego 1982” zrealizowane na próbie gospodarstw domowych, obejmujące 5317 osób (Beskid 1984). Dane dla drugiego punktu czasowego (1988) pochodzą z badania „Struktura Społeczna II” – przeprowadzono je na imiennej próbie 5884 respondentów (Słomczyński i in. 1989). W celu uchwycenia wzorów ruchliwości w latach dziewięćdziesiątych, połączyliśmy dane z trzech edycji Polskiego Generalnego Sondażu Społecznego przeprowadzonych w latach 1992, 1993 i 1994 na próbach losowych gospodarstw domowych, które objęły odpowiednio 1647, 1649 i 1609 respondentów (Cichomski i in. 2003). Było to konieczne dla zapewnienia odpowiednio dużej liczebności próby przy zastosowaniu modeli logarytmiczno-liniowych. Z tych samych względów połączyliśmy dane z trzech pierwszych rund Europejskiego Sondażu Społecznego (2002–2006). Zrealizowano je na próbach imiennych obejmujących odpowiednio 2110, 1716 i 1721 wywiadów. Jeśli chodzi o ostatni z rozpatrywanych punktów czasowych, wykorzystaliśmy dane ESS z rund 6–8 przeprowadzonych w latach 2012–2016, w których udział wzięło odpowiednio 1898, 1615 i 1694 osób. Ponieważ badanie z 1988 roku realizowane było na próbie osób w wieku 21–65, lat ograniczenie to zastosowaliśmy do danych ze wszystkich badań.

Podstawą naszej analizy są rozkłady zależności między trzema zmiennymi, tj. przynależnością społeczno-zawodową respondenta i ojca (gdy respondent miał 14 lat) i wykształceniem respondenta. Biorąc pod uwagę konieczność uzyskania wystarczająco dużych liczebności dla poszczególnych komórek tego rozkładu, przynależność społeczno-zawodową ojców i respondentów sprawdziliśmy do podziału na 4 kategorie: (i) inteligencję i kierowników wyższego szczebla, (ii) właścicieli firm i pracowników umysłowych średniego i niższego szczebla, (iii) robotników wykwalifikowanych jak i niewykwalifikowanych, (iv)

właściciele gospodarstw rolnych i robotników rolnych⁴. Połączenie w jedną kategorię pracowników umysłowych i właściciele poza rolnictwem jest uproszczeniem podyktowanym względami metodologicznymi, chociaż ma pewne uzasadnienie w wynikach analiz wskazujących na podobne usytuowanie tych kategorii w hierarchii społecznej (Domański 2000). Z kolei wykształcenie respondentów dzielimy na: (i) podstawowe i nieukończone podstawowe, (ii) zasadnicze zawodowe i nieukończone średnie, (iii) ukończone średnie, (iv) powyżej średniego, tj. policealne i wyższe.

Metoda

Analizując ruchliwość absolutną odwołujemy się do rozkładów procentowych w tabelach: kategorie rodziców – odpowiadające im kategorie respondentów. Z kolei przechodząc do ruchliwości względnej posługujemy się modelami logarytmiczno-liniowymi i logarytmiczno-multiplikatywnymi⁵. Poszczególne modele reprezentują hipotezy statystyczne odnoszące się do rozkładu łącznego analizowanych zmiennych, które są weryfikowane na danych empirycznych. Hipotezy te formułuje się w terminach niezależności stochastycznej i stosunków szans (*odds ratios*). Model uzyskany w wyniku weryfikacji wyrażony jest za pomocą parametrów opisujących rozkłady poszczególnych zmiennych i interakcje, które między nimi zachodzą. Pozwala to na pomiar związku między zmiennymi przy kontroli rozkładów brzegowych, na co nie pozwalają analizy procentowe. Dzięki temu możliwe jest interpretowanie parametrów interakcji jako mierników siły ruchliwości względnej – oznacza to, że np. zmiany w czasie dotyczące wielkości tych mierników nie wynikają z ewentualnych zmian w strukturze zawodowej.

Modelowanie logarytmiczno-liniowe wykorzystamy do analizy każdego z analizowanych przez nas ogniw ruchliwości. Pierwszy model opisuje brak związku między kategoriami rodziców (O) a wykształceniem respondenta (E) w kolejnych punktach czasowych (T). Formalna postać tego modelu przedstawia się w sposób następujący:

⁴ Podstawą tego podziału jest Społeczna Klasyfikacja Zawodów, która stosunkowo najbardziej trafnie identyfikuje różne aspekty struktury społecznej (Pohoski i Słomczyński 1978; Domański i Przybysz 2007).

⁵ Rozwój modelowania logarytmiczno-liniowego jest w dużej mierze zasługą badaczy ruchliwości społecznej (np. Goodman 1972; Xie 1992; Erikson i Golthorpe 1992), niemniej metoda ta ma szersze zastosowanie. Przedstawienie tej metody, omówienie jej założeń i kwestii szczegółowych można znaleźć np. w: Hout (1983), Lissowski (1984), Przybysz (2004), Agresti (2010).

$$(1) \quad F_{ijk}^{TOE} = \tau \cdot \tau_i^T \cdot \tau_j^O \cdot \tau_k^E \cdot \tau_{ij}^{TO} \cdot \tau_{ik}^{TE}$$

gdzie F_{ijk}^{TOE} , to liczebności oczekiwane rozkładu łącznego O, E i T, $\tau_i^T, \tau_j^O, \tau_k^E$ identyfikują efekty główne tych zmiennych, a parametry $\tau_{ij}^{TO}, \tau_{ik}^{TE}$ interakcję między zmiennymi. Parametry τ_{ij}^{TO} identyfikują ewentualne zmiany struktury zawodowej w pokoleniu rodziców a parametry τ_{ik}^{TE} wskazują, jak zmieniała się struktura wykształcenia respondentów.

Drugi model określany jest mianem stałego związku (*constant fluidity model*). Zakłada się w nim występowanie identycznego wzoru i siły zależności – mierzonego stosunkami szans – między rozpatrywanymi zmiennymi. W przypadku analizy nierówności edukacyjnych dotyczy to stałej zależności między pochodzeniem społecznym (O) a wykształceniem respondentów (E) w kolejnych punktach czasowych (T), mówiąc inaczej stosunki szans opisujące związek między pochodzeniem a wykształceniem nie zmieniają się w czasie. Formalna postać tego modelu przedstawia się w sposób następujący:

$$(2) \quad F_{ijk}^{TOE} = \tau \cdot \tau_i^T \cdot \tau_j^O \cdot \tau_k^E \cdot \tau_{ij}^{TO} \cdot \tau_{ik}^{TE} \cdot \tau_{jk}^{OE}$$

W modelu tym, w porównaniu do modelu niezależności, występują dodatkowo parametry τ_{jk}^{OE} . Odnoszą się one do zależności między pochodzeniem społecznym a wykształceniem respondenta, przy czym wielkości te nie zależą od wartości zmiennej T, tak więc parametry te są takie same we wszystkich rozpatrywanych punktach czasowych.

Założenie o braku zmian odrzucane jest w modelu *unidifference model* (Xie 1992):

$$(3) \quad F_{ijk}^{TOE} = \tau \cdot \tau_i^T \cdot \tau_j^O \cdot \tau_k^E \cdot \tau_{ij}^{TO} \cdot \tau_{ik}^{TE} \cdot (\tau_{jk}^{OE})^{\phi_i}$$

Zakłada się w nim występowanie identycznego wzoru zależności między pochodzeniem a wykształceniem respondenta (OE) w kolejnych punktach czasowych – co opisują parametry τ_{jk}^{OE} – dopuszczając jednak możliwość zmian w sile tej zależności, o czym informują wielkości parametru ϕ_i . Im wyższe wartości tego parametru, tym silniejszy związek między pochodzeniem społecznym a wykształceniem. Ujmując to inaczej: stosunki szans wyznaczone dla kategorii pochodzenia (O) i wykształcenia (E) w rozpatrywanym okresie mogą się zmieniać, ale wszystkie stosunki szans dla zmiennych O i E zmieniają się w taki sam sposób (każdy z nich jest modyfikowany przez ten sam parametr ϕ_i). W analogiczny sposób sformułowane są modele dotyczące wpływu wykształcenia na pozycję zawodową (ED) i pochodzenia na pozycję zawodową (OD).

Kolejny model dotyczy efektu kompozycyjnego – analizujemy w nim zróżnicowanie wpływu pochodzenia społecznego na pozycję zawodową w kategoriach wykształcenia. Uwzględnienie efektu kompozycyjnego wymaga modelu, w którym rozpatrywany jest rozkład wszystkich czterech zmiennych:

(4)

$$F_{ijkl}^{TOED} = \tau \cdot \tau_i^T \cdot \tau_j^O \cdot \tau_k^E \cdot \tau_l^D \cdot \tau_{ij}^{TO} \cdot \tau_{ik}^{TE} \cdot \tau_{il}^{TD} \cdot \tau_{jk}^{OE} \cdot \tau_{kl}^{ED} \cdot \tau_{ijk}^{TOE} \cdot \tau_{ikl}^{TED} \cdot (\tau_{jl}^{OD})^{\phi_k}$$

Jak widać, w porównaniu do poprzednich modeli, występują w nim parametry dotyczące interakcji między trzema zmiennymi – przykładowo parametry τ_{ijk}^{TOE} wskazują, jak wzór i siła związku między pochodzeniem (O) i wykształceniem (E) zmieniały się w czasie (T). Z naszego punktu widzenia najistotniejsze są wielkości parametrów $(\tau_{jl}^{OD})^{\phi_k}$. W modelu tym zakłada się występowanie tego samego wzoru zależności między pochodzeniem a pozycją respondenta (τ_{jl}^{OD}), przy czym siła tej zależności może być inna dla różnych kategorii wykształcenia, o czym informują parametry ϕ_k . Dodajmy, że w modelu tym zakłada się, że związek między pochodzeniem a pozycją respondenta nie zmienia się w czasie, tj. w modelu nie występują parametry τ_{ijl}^{TOD} .

Wyniki

Ruchliwość absolutna

Za ruchliwością absolutną kryje się nie tylko określony stopień otwartości barier społecznych (wyrażany przez ruchliwość relatywną), ale i zmiany struktury zawodowej, tempo wzrostu gospodarczego, czynniki demograficzne i procesy migracji – również te, które są wynikiem różnego rodzaju radykalnych przekształceń i rewolucji społecznych. O ile ruchliwość relatywna jest cechą makrosystemową – informuje o równości szans między grupami, czynnikach sprzyjających efektywności systemu gospodarczego, produktywności i realizacji zasad sprawiedliwości społecznej, to z perspektywy jednostek najważniejsza jest zmiana pozycji (Sturgis i Buscha 2015: 5–7). Liczy się wyjście z klasy robotniczej lub chłopskiej – awans (lub degradacja) – ludzie, którzy doświadczają ruchliwości, nie dociekają, w jakim stopniu był to awans zbiorowy. Najczęściej stosowanym miernikiem ruchliwości absolutnej są proporcje osób zajmujących inną pozycję w stosunku do kategorii pochodzenia społecznego. Proporcje te można traktować jako swego rodzaju warunki brzegowe, w ramach których realizuje się ruchliwość relatywna.

Wzrost ruchliwości absolutnej odnotowano w czasach współczesnych w większości społeczeństw rynkowych. Wynik ten można było interpretować

jako potwierdzenie teorii modernizacji, zgodnie z którą struktura zawodowa „przesuwa się w górę” hierarchii społecznej – polega to na zastępowaniu rolników, robotników i pracowników fizycznych przez specjalistów, menedżerów i inne kategorie lokujące się na wysokich pozycjach, co wymusza ruchliwość utożsamianą z awansem społecznym (Breen i Lujix 2004). Z jednej strony dokonywało się to niezależnie od ustroju politycznego, systemu gospodarczego i różnic kulturowych, w tym również i w Polsce (Pohoski i Mach 1986; Domański i Przybysz 2007). Z drugiej strony istotne jest to, że pojawiły się oznaki stabilizacji, a w niektórych krajach nawet zwrot w drugą stronę. Przykładem może być społeczeństwo brytyjskie, gdzie od lat siedemdziesiątych ruchliwość „w górę” ustępuje pod względem częstości przypadkom degradacji (Goldthorpe i Mills 2008; Sturgis i Buscha 2015).

Tabela 1. Rozkłady procentowe przynależności społeczno-zawodowej respondenta w latach 1982–2016

Mężczyźni							
Rok	Specjaliści i kierownicy	Pracownicy umysłowi	Właściciele	Robotnicy wykwalifikowani	Robotnicy niewykwalifikowani	Rolnicy	Razem
1982	9,6	16,4	2,6	43,7	6,6	21,0	100,0
1988	9,9	15,5	4,5	43,6	7,4	19,1	100,0
1992/1994	9,9	15,8	8,9	46,0	6,7	12,7	100,0
2002/2006	8,6	20,4	10,7	42,3	8,4	9,6	100,0
2012/2016	10,5	22,7	11,8	35,8	8,8	10,4	100,0
Kobiety							
Rok	Specjaliści i kierownicy	Pracownicy umysłowi	Właściciele	Robotnicy wykwalifikowani	Robotnicy niewykwalifikowani	Rolnicy	Razem
1982	5,6	42,6	0,7	9,3	15,7	26,1	100,0
1988	5,2	44,5	1,6	11,1	18,5	19,1	100,0
1992/1994	5,0	47,7	3,7	13,9	17,2	12,5	100,0
2002/2006	6,5	52,0	5,5	11,1	15,0	9,9	100,0
2012/2016	12,7	48,3	7,7	7,5	14,9	8,9	100,0

Wejście Polski na tor gospodarki rynkowej było dodatkowym impulsem do „przesuwania się” struktury zawodowej w górę stratyfikacji społecznej. Potwierdzeniem tej prawidłowości są zmiany rozkładu podstawowych kategorii społeczno-zawodowych przedstawione w tabeli 1. Z jednej strony, w latach 1982–2016, prawie trzykrotnie wśród kobiet i ponaddwukrotnie wśród mężczyzn zmniejszyły się odsetki rolników. Wśród mężczyzn zmniejszył się

również udział robotników wykwalifikowanych – świadectwo odwrotu od polityki uprzemysłowienia forsowanej w systemie komunistycznym. Z drugiej strony dokonywał się wzrost liczebności kategorii usytuowanych na wyższych pozycjach. W największym stopniu dotyczyło to „starej klasy średniej” – właścicieli poza rolnictwem. W latach 1982–2016 kategoria ta zwiększyła się wśród kobiet z 0,7 do 7,7%, a wśród mężczyzn z 2,6 do 11,8%. Faktem zasługującym na uwagę jest to, że wśród kobiet dokonał się również największy wzrost liczebności wyższych kadr kierowniczych i specjalistów (z 5,6 do 12,7%), co wynikało z ekspansji edukacyjnej. Odsetek kobiet z wyższym wykształceniem zwiększył się w rozpatrywanym okresie z 12,7 do 36,1%, przewyższając odsetki dla mężczyzn, gdzie proporcje te wynosiły odpowiednio 12,2 i 24% (rozkłady dla kategorii wykształcenia zamieszczamy w tabeli A1). Równocześnie, zwiększył się odsetek pracowników umysłowych niższego szczebla, głównie wśród mężczyzn. Mężczyźni lokują się głównie na pozycjach techników, co nie zmienia faktu, że w kategorii pracowników umysłowych więcej jest kobiet – są one sekretarkami, urzędnikami biurowymi oraz szeregowymi pracownicami handlu i usług.

O tym, że przemieszczenia w strukturze zawodowej mogły znaleźć odzwierciedlenie w ruchliwości społecznej informują wyniki przedstawione w tabeli 2. Wskaźnikiem ruchliwości absolutnej są tu odsetki mężczyzn i kobiet lokujących się poza główną przekątną w tabelach 4 na 4. Dla wszystkich punktów czasowych ustaliliśmy je na podstawie ruchliwości między kategoriami: (i) wyższych kierowników i specjalistów, (ii) pracowników umysłowych niższego szczebla i właścicieli firm, (iii) robotników i (iv) rolników. W analizowanym okresie miał miejsce znaczący wzrost ruchliwości wśród kobiet (wzrost o 12,9 punktów procentowych) i tylko nieznaczny wśród mężczyzn (2 punkty procentowe), a równocześnie dokonywał się pewien spadek dziedziczenia pozycji rodziców. Potwierdziła się również prawidłowość, że kobiety są bardziej ruchliwe od mężczyzn, co można między innymi przypisać większej rozbieżności między strukturą zawodową ojców i córek w porównaniu z synami. Informują o tym wskaźniki rozbieżności zamieszczone w ostatniej kolumnie tabeli 2. Ich wartości były wyraźnie wyższe dla kobiet.

Zgodnie z oczekiwaniami konsekwencją wzrostu liczebności kategorii o wyższym statusie społecznym był wzrost ruchliwości międzypokoleniowej utożsamianej z awansem społecznym. Zakładamy, że w przypadku Polski w miarę jednoznacznym kryterium awansu lub degradacji jest ruchliwość między kategoriami: (i) kierowników wyższego szczebla i specjalistów, (ii) pracowników umysłowych i właścicieli, oraz (iii) robotników i rolników. Podziałem tym posłużyliśmy się w celu ustalenia częstości przypadków awansu i degradacji społecznej.

Tabela 2. Ruchliwość dla mężczyzn i kobiet w latach 1982–2016 (w %)

Mężczyźni					
Rok	Ruchliwość „w górę” ^a	Ruchliwość „w dół” ^a	Ruchliwość ogółem ^b	Odsetki dziedziczenia ^b	Indeksy rozbieżności ^b
1982	20,7	9,3	52,7	69,9	26,8
1988	21,1	10,7	52,1	68,2	22,4
1992/1994	24,3	12,2	54,7	63,5	21,5
2002/2006	24,6	13,5	53,6	61,9	16,0
2012/2016	27,9	10,1	54,7	62,0	17,7
Kobiety					
Rok	Ruchliwość „w górę” ^a	Ruchliwość „w dół” ^a	Ruchliwość ogółem ^b	Odsetki dziedziczenia	Indeksy rozbieżności ^b
1982	34,5	6,2	53,9	59,3	29,8
1988	35,8	8,5	58,8	55,6	29,7
1992/1994	40,3	8,1	62,1	51,7	33,9
2002/2006	46,3	11,2	67,9	42,5	40,5
2012/2016	51,5	6,7	66,8	41,8	42,4

^a Odsetki te ustalone zostały w tabelach 3 na 3 w ramach podziału przynależności klasowej ojców i respondentów na: 1. Specjalistów i kierowników, 2. Pracowników umysłowych i właścicieli, 3. Robotników i rolników.

^b Odsetki te ustalone zostały w tabelach 6 na 6 w ramach podziału przynależności klasowej ojców i respondentów na kategorie podane w tabeli 1.

Z porównania dla kolejnych punktów czasowych wynika, że przeważającą tendencją są przemieszczenia z „klas niższych” do kategorii zajmujących odpowiednio wyższą pozycję społeczną (tabela 2). I w tym przypadku kobiety częściej awansowały od mężczyzn. W latach 1982–2016 ruchliwość „w górę” hierarchii społecznej zwiększyła się wśród kobiet z 34,5 do 51,5%, podczas gdy wśród mężczyzn odsetki te wynoszą 20,7 i 27,9. Oznacza to, że pewien wzrost ruchliwości międzypokoleniowej znacznie częściej polegał na przechodzeniu na wyższe piętra stratyfikacji społecznej. Wynikało to z tworzenia się coraz większej liczby miejsc i pozycji w kategoriach o wyższym statusie społecznym – przy równoczesnym obniżeniu się liczebności rolników i robotników wykwalifikowanych. Obiektywnie rzecz biorąc, coraz większa część społeczeństwa doświadczała awansu w hierarchii społecznej, chociaż tendencje te mogły być bardziej związane z różnie historycznie warunkowanymi zmianami struktury zawodowej niż ze wzrostem otwartości barier społecznych, oznaczającej wrastającą symetrię w dystrybucji dóbr i zasobów oraz związanych z nimi preferencji i indywidualnych strategii.

Ruchliwość względna

Stwierdzony wyżej wzrost absolutnej ruchliwości międzypokoleniowej nie musi oznaczać zwiększenia się otwartości struktury społecznej wyrażanej poziomem ruchliwości względnej. O ruchliwości względnej informują wskaźniki nierówności szans, które uzyskuje się w modelach logarytmiczno-liniowych. Standardowa tabela ruchliwości reprezentowana jest przez zestaw stosunków szans (*odds ratios*) – dla każdego z dwu kategorii pochodzenia społecznego respondentów wyrażają one szanse na znalezienie się ich w jednej z każdego z dwu kategorii pozycji społecznej ustalonej w momencie badania. Posługując się tą metodą zaczniemy od przeanalizowania trendów (T) w sile zależności między parami zmiennymi: pochodzeniem społecznym a wykształceniem respondentów (OE), wykształceniem i przynależnością zawodową (ED) oraz pochodzeniem społecznym a zajmowaną pozycją (OD).

Punktem wyjścia jest model niezależności stochastycznej. Dla analiz dotyczących ogniwa „pochodzenie-edukacja”, został on oznaczony w tabeli 3 jako [TO][TE]⁶. Traktujemy go jako model referencyjny względem dwóch kolejnych modeli⁷. Pierwszy z nich – model względnej ruchliwości stałej, nazywany modelem stałej „płynności” (*constant fluidity model*), oznaczony jako [TO][TE][OE] – zakłada występowanie identycznego wzoru zależności (w sensie identycznych stosunków szans) dla kolejnych punktów czasowych. Parametry dopasowania uzyskane dla tego modelu porównamy z wynikami uzyskanymi dla *unidifference model* oznaczonego w tabeli 3 jako ([TO][TE][OE]_{unidT}) – dopuszcza się w nim, że wielkości parametrów OE, DE i OD zmieniają się w czasie, przy czym wszystkie stosunki szans zmieniają się w taki sam sposób⁸.

⁶ Jak widać w oznaczeniu tym nie ma pary [OE], co wskazuje, że obydwie te zmienne są niezależne.

⁷ Wybraliśmy najczęściej wykorzystywane mierniki dopasowania stosowane do testowania hipotez związanych z modelowaniem logarytmiczno-liniowym. Statystyka L^2 odwołuje się do rozkładu chi-kwadrat, w nawiasach podany jest minimalny poziom istotności, przy jakim daną hipotezę należałoby odrzucić (p-value). Ponieważ przy dużych próbach – jak w naszym przypadku – posługiwanie się tą statystyką L^2 prowadzi na ogół do odrzucenia hipotez prostszych (o mniejszej liczbie parametrów), nawet jeśli relatywnie dobrze odzwierciedlają one rzeczywistość, badacze posługują się dodatkowo innymi miernikami. Wielkość BIC uwzględnia liczebność próby i liczbę parametrów modelu: spośród kilku modeli konkurencyjnych zaleca się wybór tego o niższej wartości wskaźnika BIC. Z kolei wartość indeksu rozbieżności wskazuje, jaki odsetek osób z tabeli opisującej rozkład empiryczny (z próby) powinien być zaklasyfikowany do innych komórek, aby rozkład ten był zgodny z testowaną hipotezą.

⁸ Przypomnijmy, że dopuszczając w *unidifference model* możliwość zmian w czasie, zakłada się występowanie identycznego wzoru zależności między poszczególnymi kategoriami zawodowymi ojców i poziomami wykształcenia respondentów (zestawów stosunków szans) dla kolejnych punktów czasowych. Natomiast zmieniać się może siła tej zależności (dotycząca wszystkich stosunków szans), o czym informuje parametr ϕ_t .

Tabela 3. Mierniki dopasowania modeli dotyczących zależności między kategoriami społeczno-zawodowymi ojców i synów (lub córek) i poziomem wykształcenia

Mężczyźni

Model	df	L ²	Δ	BIC
A. Rok badania – kategoria społeczno-zawodowa ojca – wykształcenie syna (TOE)				
A1. [TO][TE]	45	1878,0 (0,0000)	17,7	1467,7
A2. [TO][TE][OE]	36	85,8 (0,0000)	3,3	-242,5
A3. [TO][TE][OE _{unidt}]	32	78,1 (0,0000)	3,2	-213,7
A2 vs A3	4	7,7 (0,1032)	-	-
B. Rok badania – wykształcenie syna – kategoria społeczno-zawodowa syna (TED)				
B1. [TE][TD]	45	5218,8 (0,0000)	28,9	4808,5
B2. [TE][TD][ED]	36	87,9 (0,0000)	2,8	-240,4
B3. [TE][TD][ED _{unidt}]	32	60,6 (0,0017)	2,2	-231,2
B2 vs B3	4	17,3 (0,0017)	-	-
C. Rok badania – kategoria społeczno-zawodowa ojca – kategoria społeczno-zawodowa syna (TOD)				
C1. [TO][TD]	45	2117,1 (0,0000)	18,3	1706,7
C2. [TO][TD][OD]	36	56,4 (0,0163)	2,3	-271,8
C3. [TO][TD][OD _{unidt}]	32	51,5 (0,0158)	2,3	-240,3
C2 vs C3	4	4,9 (0,2977)	-	-

Kobiety

Model	df	L ²	Δ	BIC
A. Rok badania – kategoria społeczno-zawodowa ojca – wykształcenie córki (TOE)				
A1. [TO][TE]	45	1654,1 (0,0000)	17,0	1242,9
A2. [TO][TE][OE]	36	68,9 (0,0008)	3,3	-260,1
A3. [TO][TE][OE _{unidt}]	32	61,3 (0,0014)	2,9	-231,1
A2 vs A3	4	7,6 (0,1074)	-	-
B. Rok badania – wykształcenie córki – kategoria społeczno-zawodowa córki (TED)				
B1. [TE][TD]	45	5677,5 (0,0000)	31,7	5266,4
B2. [TE][TD][ED]	36	118,8 (0,0000)	3,1	-210,1
B3. [TE][TD][ED _{unidt}]	32	76,7 (0,0000)	2,2	-215,7
B2 vs B3	4	42,1 (0,0000)	-	-
C. Rok badania – kategoria społeczno-zawodowa ojca – kategoria społeczno-zawodowa córki (TOD)				
C1. [TO][TD]	45	2031,7 (0,0000)	17,2	1620,5
C2. [TO][TD][OD]	36	46,1 (0,1213)	2,1	-282,9
C3. [TO][TD][OD _{unidt}]	32	35,7 (0,299)	1,6	-256,7
C2 vs C3	4	10,4 (0,0342)	-	-

Oznaczenia: T– rok badania ; O – kategoria społeczno-zawodowa ojca; E – wykształcenie syna (córki); D – kategoria społeczno-zawodowa syna (córki)

Przedstawione w tabeli 3 wyniki testów statystycznych wskazują, że oba modele dostarczają porównywalnych wskaźników dopasowania do danych. Z wyjątkiem modeli dla tabeli TED dla kobiet wartości BIC dla *constant fluidity model* są nieco bardziej satysfakcjonujące (niższe o 10–30 punktów) w porównaniu z *unidifference model*. W *unidifference model*, z kolei, w niewielkim stopniu mniejszy jest odsetek błędnie zaklasyfikowanych przypadków w stosunku do rozkładów obserwowanych – różnica między wartościami Δ dla *unidifference* i *constant fluidity model* jest mniejsza od 1 punktu procentowego. Należy też przypomnieć, że przy dużej liczbie próby wartości p na ogół są bardzo niskie, nawet jeżeli testowane modele są trafnym odtworzeniem rzeczywistości społecznej. Porównanie statystyki L^2 dla obu modeli sugeruje, że kierunkowych zmian w sile zależności należy się spodziewać przede wszystkim w odniesieniu do związku wykształcenia z pozycją zawodową (ED)⁹, czyli „pozycyjnych” zysków związanych z wykształceniem i (dla kobiet) w odniesieniu do zależności między pozycjami zawodowymi ojców i córek (OD) – wskaźnik ogólnej otwartości struktury społecznej utożsamianej z nierównościami szans. W tabeli 4 przedstawiamy parametry *unidifference model* dla wszystkich trzech zależności. Pozwalają one na ocenę, czy siła rozpatrywanych tu związków systematycznie zwiększała się, zmniejszała, czy też mieliśmy do czynienia z przypadkowymi wahnięciami. Wartości wyższe od 1 wskazują na silniejszą, a wartości mniejsze od 1 – na słabszą zależność w porównaniu do 1982 roku, który jest punktem referencyjnym.

Jeżeli chodzi o nierówności edukacyjne (OE), to z danych przedstawionych w tabeli 4 wynika, że Polska należy do krajów o stabilnej zależności między wykształceniem i pochodzeniem społecznym. Do połowy lat dziewięćdziesiątych dokonywał się pewien spadek siły OE (wśród mężczyzn i kobiet parametr ϕ , obniżył się z 1 do 0,888), jednak później dokonuje się zwrot w drugą stronę i wpływ pochodzenia się zwiększa. Można przypuszczać, że nowe zjawiska, które wystąpiły w latach dziewięćdziesiątych, takie jak kilkakrotny wzrost liczby wyższych uczelni, obniżenie się roli zasadniczych szkół zawodowych i reforma systemu szkolnego nie naruszyły mechanizmu odtwarzania się nierówności edukacyjnych. Nie wystąpiły tu jednokierunkowe tendencje – jeżeli zmiany były, to były raczej umiarkowane¹⁰. Zależność między pochodzeniem społecznym a wykształceniem pozostała ogniwem stabilizującym hierarchię społeczną.

Podobnie rysowało się to w odniesieniu do otwartości ujmowanej w aspekcie OD. Na początku lat dziewięćdziesiątych ruchliwość wśród mężczyzn zwiększa

⁹ W przypadku mężczyzn redukcja statystyki L^2 jest największa i istotna statystycznie ($p=0,0017$) właśnie dla ogniwa ED, co pokazuje, że model uwzględniający zmiany w sile zależności (*unidifference*) jest dopasowany do danych lepiej niż model zakładający brak zmian (*constant fluidity*).

¹⁰ Testy statystyczne (A2 vs A3) podają w wątpliwość istotność statystyczną tych zmian.

się, w następnym okresie nie zmienia się, ale w latach 2012–2016 maleje. Również i w tym przypadku zmiany przybierają kształt odwróconego U, tak jakby wzrost przenikalności barier społecznych był zjawiskiem przejściowym, będącym naturalną konsekwencją naruszenia ich w początkowym okresie wchodzenia na tory stosunków rynkowych. Pewne wahnięcie w kierunku zwiększenia się otwartości struktury społecznej wystąpiło również wśród kobiet. W latach 2002–2006 miał miejsce wzrost ruchliwości – z charakterystycznym dla kobiet opóźnieniem w stosunku do mężczyzn – ale w późniejszym okresie dokonuje się zwrot w drugą stronę. W przypadku kobiet zmiany w otwartości struktury są bardziej wyraźne.

Tabela 4. Parametry dotyczące siły zależności między kategoriami społeczno-zawodowymi ojców a wykształceniem respondentów (OE), między wykształceniem a kategoriami społeczno-zawodowymi (ED) i między kategoriami społeczno-zawodowymi ojców i respondentów (OD) – w latach 1982–2016

Rok badania	1982	1988	1992/1994	2002/2006	2012/2016
Mężczyźni					
OE _{unidT}	1,000	0,988	0,888	0,931	1,124
ED _{unidT}	1,000	0,937	0,948	0,804	0,755
OD _{unidT}	1,000	0,968	0,913	0,918	1,065
Kobiety					
OE _{unidT}	1,000	0,850	0,888	0,810	0,965
ED _{unidT}	1,000	0,924	0,910	0,731	0,723
OD _{unidT}	1,000	0,845	0,893	0,765	0,900

Zgola inaczej kształtowało się to w przypadku związku wykształcenia z pozycją społeczno-zawodową. Zgodnie z oczekiwaniami, pierwsze dekadę przechodzenia na system rynkowy stały pod znakiem obniżania się siły tej zależności. Parametry ϕ_i dla ED wskazują, że najsilniejsza zależność (1,00) występowała w 1982 roku. W pierwszej połowie lat dziewięćdziesiątych zmniejszyła się ona (odpowiednio do 0,948 dla mężczyzn i 0,910 dla kobiet) i sukcesywnie malała kształtując się w 2016 roku na poziomie odpowiednio 0,755 i 0,723. W latach 1982–2016 wykształcenie stało się więc słabszym wyznacznikiem pozycji zawodowej. Zjawisko to można interpretować jako efekt przeedukowania społeczeństwa polskiego, czego odzwierciedleniem jest nadprodukcja absolwentów szkół wyższych w stosunku do możliwości obsadzania „przysługujących” im wysokich pozycji społecznych. Drugim powodem może być obniżenie się roli szkolnictwa zawodowego. Kolejnym czynnikiem jest przechodzenie na elastyczne formy zatrudnienia, w postaci prekariatu, pracy na części

etatu i krótkookresowych kontraktów, występujące w większości społeczeństw rynkowych. Osłabieniu roli formalnego wykształcenia sprzyja też promowanie przez pracodawców doświadczeń praktycznych i specjalistycznych kwalifikacji przygotowujących do wykonywania określonego zawodu.

Efekt kompozycyjny i „czyste” wpływy wykształcenia i pochodzenia społecznego

Można argumentować, jak wykazują między innymi Michael Hout (1988), Louis-Andre Vallet (2004) czy Patrick Sturgis i Franz Buscha (2015), że im wyższy jest poziom wykształcenia, tym pochodzenie społeczne słabiej oddziałuje na alokację do ról zawodowych. Efekt zmian w kompozycji struktury edukacyjnej, które polegają na zwiększaniu się kategorii osób z wyższym wykształceniem (ekspansja edukacyjna) powinien więc, biorąc pod uwagę generalnie malejące (niewzrastające) nierówności edukacyjne, obniżać alokacyjną siłę pochodzenia społecznego. Tyle teoria, która zakłada, że pracodawcom zawsze będzie bardziej zależeć na wykorzystaniu kompetencji i wiedzy ubiegających się o pracę niż na wykorzystaniu innych ich cech – w szczególności, innych niż wykształcenie, korelatów pochodzenia społecznego. Tak więc, wzrost poziomu wykształcenia z konieczności ma osłabiać znaczenie askrypcji.

Wyniki późniejszych analiz wskazują, że efekt kompozycyjny tego rodzaju nie jest uniwersalnym zjawiskiem. Pochodzenie nie tylko wpływa na obsadzenie pozycji zawodowych przez lokowanie dzieci na lepszych (lub gorszych) torach kształcenia, ale zapewnia (lub ogranicza) również dostęp do innych korzyści, które rzutują na szanse awansu zawodowego, jak te związane z kapitałem kulturowym i znajomościami rodziców (Breen i Goldthorpe 2001; Goldthorpe i Jackson 2008). W Polsce, jak dokumentują wyniki analiz wykorzystujących dane sięgające pod koniec poprzedniej dekady, pochodzenie społeczne silniej oddziałuje na pozycję zawodową na wyższych niż na niższych poziomach wykształcenia – a w kolejnych punktach czasowych zależność ta stawała się coraz silniejsza (Domański i in. 2008). Nie wykluczamy jednak, że dziś jest inaczej. Cytowane analizy dotyczyły wczesnych, z punktu widzenia transferów międzygeneracyjnych, lat transformacji, w których rodzice mogli być szczególnie motywowani do inwestowania w karierę zawodową swych dzieci. Pytania, na które należy dziś odpowiedzieć, są następujące: (1) czy w dalszym ciągu znaczenie pochodzenia społecznego zwiększa się na wyższych szczeblach kształcenia, czy też (2) rysuje się teraz szansa na wystąpienie klasycznego efektu kompozycyjnego, czego świadectwem byłoby obniżenie się zależności OD na wyższych poziomach wykształcenia?

Tabela 5. Mierniki dopasowania modeli dotyczących zależności między kategoriami społeczno-zawodowymi ojców i synów (lub córek) ze względu na wpływ wykształcenia i zmiany w czasie

Model	df	L ²	Δ	BIC
Mężczyźni				
1. [TOE][TED][OD]	171	192,2 (0,1278)	3,7	-1367,1
2. [TOE][TED][TOD]	135	147,1 (0,2253)	3,2	-1084,0
3. [TOE][TED][OD _{unidT}]	167	190,6 (0,1019)	3,7	-1332,2
4. [TOE][TED][EOD]	144	168,6 (0,0786)	3,5	-1144,5
5. [TOE][TED][OD _{unidE}]	168	190,5 (0,1130)	3,7	-1341,5
6. [TOE][TED][OD _{unidTE}]	152	153,0 (0,4611)	3,1	-1233,0
Kobiety				
Model	df	L ²	Δ	BIC
1. [TOE][TED][OD]	171	176,9 (0,3617)	2,9	-1385,6
2. [TOE][TED][TOD]	135	144,3 (0,2761)	2,3	-1089,2
3. [TOE][TED][OD _{unidT}]	167	170,5 (0,4103)	2,8	-1355,5
4. [TOE][TED][EOD]	144	138,5 (0,6135)	2,7	-1177,3
5. [TOE][TED][OD _{unidE}]	168	175,7 (0,3262)	2,9	-1359,4
6. [TOE][TED][OD _{unidTE}]	152	163,7 (0,2437)	2,6	-1225,2

W celu rozstrzygnięcia tej kwestii odwołamy się do parametrów uzyskanych w modelach TOE TED OD_{unidE} i TOE TED OD_{unidTE}. Pierwszy z nich, który można określić mianem prostego modelu kompozycyjnego, polega na wyspecyfikowaniu zależności między pochodzeniem społecznym i pozycją zawodową dla kolejnych poziomów wykształcenia – zakłada się w nim również brak zmian w czasie w sile zależności OD dla poszczególnych poziomów wykształcenia. W drugim modelu dopuszcza się możliwość występowania zmian w czasie. Wyniki testów statystycznych, zamieszczonych w tabeli 5 wskazują, że oba modele są stosunkowo dobrze dopasowane do danych. W tabeli 6 przedstawione są wartości parametrów. Prześledzenie ich dla modelu TOE TED OD_{unidE} skłania do odrzucania hipotezy o występowaniu efektu kompozycyjnego. Widać, że przechodzenie na wyższe szczeble hierarchii edukacyjnej nie osłabia, ale raczej wzmacnia wpływ czynników pochodzeniowych. Wartość parametru OD_{unidE} zwiększała się w rozpatrywanym okresie dla kolejnych poziomów wykształcenia wśród mężczyzn z 1,00 do 1,236, a wśród kobiet – do 1,204. Można rzec, że dla osób z wyższym wykształceniem dodatkowym atutem pod względem alokacji do pozycji zawodowych jest pochodzenie z rodzin o wyższym statusie społecznym.

Tabela 6. Parametry dotyczące siły zależności między kategoriami społeczno-zawodowymi ojców a synów/córek (TOE TED OD_{unidE}) ze względu na poziom wykształcenia i zmiany w czasie (TOE TED OD_{unidTE})

Mężczyźni

Parametry	Wykształcenie			
	Podstawowe	Nieukończone średnie	Ukończone średnie	Wyższe
OD _{unidE}	1,000	1,069	1,082	1,236
OD _{unidTE}				
1982	1,000	1,196	1,323	0,450
1988	1,176	0,899	0,799	1,012
1992/1994	0,989	1,022	0,929	0,749
2002/2006	0,652	0,854	1,323	1,676
2012/2016	0,345	1,292	0,882	1,473

Kobiety

Parametry	Wykształcenie			
	Podstawowe	Nieukończone średnie	Ukończone średnie	Wyższe
OD _{unidE}	1,000	0,999	0,985	1,204
OD _{unidTE}				
1982	1,000	1,137	0,844	1,093
1988	0,816	0,892	0,720	0,856
1992/1994	0,831	0,836	1,005	1,251
2002/2006	0,807	0,780	0,700	0,937
2012/2016	1,185	0,811	1,122	1,180

Parametry OD_{unidTE} informują, jak kształtowała się struktura tej zależności w przekroju czasowym. Ich analiza nakazuje dużą ostrożność wobec tezy o wyłanianiu się w Polsce efektu kompozycyjnego w wyniku konsolidacji gospodarki rynkowej. Przechodzenie na wyższe szczeble wykształcenia raczej zwiększa i stabilizuje wpływ pochodzenia społecznego na osiągnięcia zawodowe. Przykładowo, w kategorii z wyższym wykształceniem wśród mężczyzn, wartość parametru OD_{unidTE} zwiększyła się w latach 1982–2006 z 0,450 do 1,676, chociaż w następnym okresie zmniejszyła do 1,473. Podobnie, chociaż słabiej, rysowały się te prawidłowości wśród kobiet: w latach 1982–1994 wartość OD_{unidTE} w tej kategorii zwiększyła się z 1,093 do 1,251, a w latach 2012–16 wyniosła 1,180, przy czym towarzyszyły temu okresowe załamania i wzloty. W sumie, nie ma dowodów, by zwiększanie się w Polsce kategorii osób z wyższym wykształceniem, zmieniając kompozycję populacji pod względem wykształcenia, prowadziło do większej

otwartości struktury społecznej. Kariery edukacyjne są nie tylko warunkiem umożliwiającym merytokrację, ale w dalszym ciągu utrwalają bariery ruchliwości związane z pozycją rodziców.

Analiza przedstawionego modelu kompozycyjnego jest zarazem analizą czystego wpływu pochodzenia na osiąganą pozycję. Przedstawione w tabeli 6 parametry są miernikami tego wpływu ustalonymi na podstawie dwu modeli wybranych z tabeli 5, a zmienność tych parametrów odpowiada dynamice tego wpływu w wymiarze czasowym. W tabeli 5 przedstawiamy kilka innych modeli, które – również przez porównania – pozwalają oceniać istotność i znaczenie czystego związku między pochodzeniem społecznym a pozycją zawodową respondenta. Porównanie modelu 6 z modelami 5, 3 i 1 za pomocą testu warunkowego daje trzy różne testy na istotność zmian w sile czystego związku OD¹¹ – (i) ze względu na kategorię wykształcenia przy kontroli czasu, (ii) ze względu na czas przy kontroli wykształcenia, i (iii) ze względu na kombinację czasu i wykształcenia. Dla mężczyzn wszystkie te testy wskazują, że różnice między modelami są statystycznie istotne. Wzmacnia to zarazem wniosek, że przedstawione w tabeli 6 parametry dobrze ilustrują trendy w askrypcji charakteryzującej system stratyfikacyjny w Polsce. W przypadku kobiet, choć wszystkie modele są nieco lepiej dopasowane do danych, porównania między nimi nie dają istotnych wyników. Zmiany w czystym wpływie pochodzenia na osiąganą pozycję są generalnie słabiej ustrukturalizowane (w odniesieniu do czasu i kategorii wykształcenia) w porównaniu do mężczyzn.

Analizowany tu wpływ pochodzenia może być neutralizowany przez wystąpienie innego efektu kompozycyjnego. Chodzi o wpływ wykształcenia na pozycję zawodową ze względu na pochodzenie społeczne. Występowanie słabszej zależności ED wśród osób pochodzących z kategorii specjalistów niż wśród robotników czy rolników sprzyjałoby zacieraniu się barier społecznych. Oznaczałoby, że pochodzenie z rodzin o wyższym statusie nie wzmacnia zależności między uzyskiwaniem wyższego wykształcenia a obsadzaniem wysokich pozycji. Drugie pytanie dotyczy zmian w czasie. Ustaliliśmy, że w latach 1982–2016 siła zależności ED uległa zmniejszeniu – czy słabszemu wśród osób pochodzących z rodzin specjalistów (inteligencji), czy w kategoriach wywodzących się z klas niższych? Jeżeli to pierwsze, byłby to dodatkowy czynnik zwiększania się otwartości struktury społecznej.

W tabeli 7 zamieszczamy wyniki testów zastosowanych do weryfikacji hipotezy o występowaniu efektu kompozycyjnego ED ze względu na różnice pochodzeniowe i z perspektywy zmian w czasie¹². Potwierdzenie uzyskuje tylko

¹¹ Redukcja statystyki L^2 jest istotna statystycznie dla mężczyzn.

¹² W modelach tych koncentrujemy się na modelowaniu zależności między wykształceniem i pozycją zawodową (zmiennymi E i D). Z tego względu większość z tych modeli nie jest bez-

fakt występowania silnych zmian w zależności ED – model [TOE][TOD][TED] okazuje się najlepiej dopasowany do danych – natomiast nic nie wskazuje na występowanie efektu kompozycyjnego. Ani uwzględnienie interakcji OED między pochodzeniem, wykształceniem i pozycją zawodową (w modelu 4), ani parametru ED_{unidO} (w modelu 5) nie poprawia w znaczącym stopniu dopasowania obu tych modeli do danych.

Tabela 7. Mierniki dopasowania modeli dotyczących zależności między wykształceniem i kategoriami społeczno-zawodowymi synów (lub córek) ze względu na wpływ pochodzenia społecznego i zmiany w czasie

Mężczyźni				
Model	df	L ²	Δ	BIC
1. [TOE][TOD][ED]	171	243,0 (0,0002)	4,3	-1316,3
2. [TOE][TOD][TED]	135	147,1 (0,2253)	3,2	-1084,0
3. [TOE][TOD][ED _{unidT}]	167	208,9 (0,0154)	3,9	-1314,0
4. [TOE][TOD][OED]	144	216,9 (0,0001)	4,1	-1096,2
5. [TOE][TOD][ED _{unidO}]	168	242,5 (0,0001)	4,3	-1289,4
6. [TOE][TOD][ED _{unidOT}]	152	196,8 (0,0084)	3,6	-1189,2

Kobiety				
Model	df	L ²	Δ	BIC
1. [TOE][TOD][ED]	171	257,0 (0,0000)	4,0	-1305,5
2. [TOE][TOD][TED]	135	144,3 (0,2761)	2,3	-1089,2
3. [TOE][TOD][ED _{unidT}]	167	220,1 (0,0037)	3,5	-1305,8
4. [TOE][TOD][OED]	144	219,6 (0,0001)	3,9	-1096,2
5. [TOE][TOD][ED _{unidO}]	168	255,3 (0,0000)	4,0	-1279,8
6. [TOE][TOD][ED _{unidOT}]	152	192,7 (0,0143)	3,2	-1196,2

Szczegółowo informują o tym parametry uzyskane w modelach TOE TOD ED_{unidO} i TOE TOD ED_{unidOT} przedstawione w tabeli 8. Pochodzenie społeczne nie różnicuje znacząco wpływu wykształcenia na pozycję zawodową (ED_{unidO}). Między kategoriami ojców nie występują również znaczące różnice pod względem zmian w czasie – siła zależności ED_{unidOT} sukcesywnie maleje, niezależnie od pochodzenia z rodzin specjalistów, pracowników umysłowych czy kategorii o niższym statusie.

Analogicznie do wyników z tabeli 5, w tabeli 7 przedstawiamy modele, które pozwalają całościowo ocenić znaczenie czystego związku między

pośrednio porównywalna z modelami przedstawionymi w tabeli 5, gdzie hipotezy odnosiły się do związku między pozycją ojca i respondenta (zmiennymi O i D).

wykształceniem a zajmowaną pozycją – związku, który abstrahuje od roli pochodzenia społecznego i jest najbardziej konserwatywną miarą merytokracji w alokacji do pozycji zawodowych. Porównanie modeli 1 i 2 (tabela 7) pozwala na odrzucenie hipotezy o braku zmian w czasie w sile tego związku zarówno dla mężczyzn i kobiet. Jeśli za podstawę uznamy model 6, to jego porównanie z modelami 1, 3, 5 daje trzy różne testy na istotność zmian w sile czystego związku ED – zmian ze względu na: kategorię pochodzenia społecznego, czas i kombinację ich obu. Wszystkie te testy charakteryzują się wysoką istotnością. Fakt ten wzmacnia wnioski o malejącej sile merytokracji (czystego wpływu wykształcenia na pozycję społeczną) w systemie stratyfikacyjnym.

Tabela 8. Parametry dotyczące siły zależności między wykształceniem i kategoriami społeczno-zawodowymi respondentów (ED) ze względu na wpływ pochodzenia społecznego (model TOE TOD ED_{unidO}) i zmiany w czasie (TOE TOD ED_{unidOT})

Mężczyźni

Parametry	Wykształcenie			
	Wyżsi rangą kierownicy i specjaliści	Pracownicy umysłowi niższego szczebla i właściciele	Robotnicy	Rolnicy
ED _{unidO}	1,000	0,972	0,950	0,969
ED _{unidOT}				
1982	1,000	1,314	1,106	1,007
1988	1,128	0,899	1,000	1,081
1992/1994	1,000	1,008	0,974	1,071
2002/2006	0,920	0,928	0,855	0,707
2012/2016	0,768	0,772	0,743	0,765

Kobiety

Parametry	Wykształcenie			
	Wyżsi rangą kierownicy i specjaliści	Pracownicy umysłowi niższego szczebla i właściciele	Robotnicy	Rolnicy
ED _{unidO}	1,000	1,127	1,081	1,113
ED _{unidOT}				
1982	1,000	0,871	0,780	0,911
1988	0,900	0,705	0,778	0,899
1992/1994	0,567	1,024	0,849	0,696
2002/2006	0,536	0,681	0,642	0,616
2012/2016	0,425	0,686	0,663	0,576

Wnioski

Wyniki tej analizy są przyczynkiem do polskiej i światowej debaty dotyczącej zmian w otwartości struktury społecznej. W niektórych krajach odnotowano wzrost otwartości, jednak dominują krótkookresowe wahnięcia, które trudno byłoby przypisać prawidłowościom wynikającym np. z demokratyzacji, zmian rynku pracy czy systemu szkolnego (Breen 2004; Grusky i in. 2011; Bouchet-Valat i in. 2016; Goldthorpe 2016). Wzrost otwartości byłby zgodny z logiką gospodarki rynkowej, jednak zderza się on z mechanizmami odtwarzania się podziałów społecznych, wynikających z trwałego znaczenia pochodzenia społecznego (askrypcji).

W celu uchwycenia struktury tych zależności zdekomponowaliśmy je na kilka mechanizmów i ogniw. Wkład naszego artykułu można ująć w trzech punktach. Pierwszy z nich dotyczy zmian w czasie. Wyniki dla Polski potwierdzają tendencję do obniżania się wpływu wykształcenia na pozycję zawodową (hipoteza H2), uchwyconą dla Francji, Niemiec i Wielkiej Brytanii (Blossfeld 2008; Goldthorpe 2016; Bouchet-Valat i in. 2016). Sądzimy, że zjawisko to przeciwdziała zwiększaniu się ruchliwości, jeżeli wziąć pod uwagę decydujące znaczenie wykształcenia dla awansu zawodowego. Jednak w sumie, tendencja ta nie obniżyła szans ruchliwości międzypokoleniowej. W latach 1982–2016, odsetek osób przechodzących na wyższe pozycje zawodowe nieco się zwiększył, chociaż mogło to być bardziej związane z przekształceniami struktury zawodowej – zwiększaniem się liczebności kategorii o wyższym statusie – niż ze wzrostem otwartości barier społecznych. Za stabilnym charakterem wzorów ruchliwości względnej przemawia utrzymywanie się nierówności edukacyjnych – potwierdzając hipotezę H1 – i brak większych zmian w oddziaływaniu pochodzenia społecznego na osiąganą pozycję społeczną (hipoteza H3).

Po drugie, nasze ustalenia dają wgląd w strukturę efektu kompozycyjnego. Wiadomo, że wpływ pochodzenia społecznego na osiągnięcia zawodowe dokonuje się za pośrednictwem systemu kształcenia, jednak zgodnie z hipotezą o występowaniu efektu kompozycyjnego (H4) zależność ta powinna być słabsza w kategoriach charakteryzujących się wyższym wykształceniem, co w szczególności dotyczy absolwentów wyższych uczelni (Hout 1988). W istocie rzeczy, wyniki z Francji i Stanów Zjednoczonych wskazują, że wpływ pochodzenia przybiera kształt U, tzn. maleje do poziomu licencjackiego, natomiast na najwyższym poziomie hierarchii edukacyjnej się zwiększa (Torche 2011; Bouchet-Valat i in. 2016). Polska różni się tym, że wyższe wykształcenie nie osłabia, ale raczej wzmacnia znaczenie askrypcji. Pochodzenie społeczne najsilniej oddziałuje na możliwości awansu zawodowego wśród absolwentów szkół wyższych (hipoteza H5) – wyjaśniałoby to, dlaczego ekspansja szkolnictwa wyższego nie zwiększyła otwartości struktury społecznej. Fakt, że zależności te utrzymywały

się bez większych zmian w czasie, oznacza, że kariera edukacyjna jest nie tylko czynnikiem merytokracji, ale utrwała bariery ruchliwości związane z pozycją rodziców.

Po trzecie, próbowaliśmy uchwycić występowanie innego efektu kompozycyjnego – w postaci wpływu wykształcenia na pozycję zawodową w zależności od statusu rodziców. Gdyby obniżenie się zależności ED rysowało się słabiej wśród osób wywodzących się z rodzin usytuowanych na wyższych pozycjach, sprzyjałoby to otwieraniu się struktury społecznej. Nic na to nie wskazuje. W latach 1982–2016 wpływ wykształcenia na pozycję zawodową zmniejszał się niezależnie od tego, czy pochodziło się z rodzin specjalistów, pracowników umysłowych czy kategorii o niższym statusie społecznym. Wbrew oczekiwaniom, pochodzenie społeczne nie „dekomponowało” zależności ED. Dotyczy to również siły tej zależności – we wszystkich kategoriach pochodzenia społecznego była ona podobna: np. posiadanie dyplomu wyższej uczelni nie zapewniało większych możliwości awansu zawodowego osobom wywodzącym się ze specjalistów w porównaniu z kategoriami rolników. We wszystkich kategoriach pochodzenia społecznego wpływ wykształcenia na dostęp do kategorii o wyższym statusie dokonywał się prawie tak samo.

Przedstawione tu analizy potwierdzają występowanie uniwersalnych prawidłowości, związanych z wpływem pochodzenia i wykształcenia na pozycję społeczną. Przypadek Polski czyni również prawdopodobnym oddziaływanie cech makrosystemowych osadzonych w kontekście rynku pracy, systemu edukacyjnego i kształtowania się gospodarki rynkowej. Najbardziej podatna na zmiany systemowe była siła zależności ED – wynik rosnącego niedopasowania struktury edukacyjnej do zapotrzebowania na role zawodowe, związanego z rozwojem wyższego wykształcenia i malejącym znaczeniem zasadniczych szkół zawodowych. Inne zmiany, związane z transformacją ustroju polityczno-ekonomicznego, nie naruszyły logiki stratyfikacji społecznej.

Literatura

- Agresti, Alan. 2010. *Analysis of ordinal categorical data*. John Wiley & Sons.
- Andorka, Rudolf. 1971. *Social Mobility and Economic Development*. „Acta Oeconomica” 7 (1).
- Andorka, Rudolf i Krzysztof Zagórski. 1979. *Structural Factors of Social Mobility in Hungary and Poland*. „The Polish Sociological Bulletin” 46: 127–140.
- Ayalon, Hanna i Yossi Shavit. 2004. *Educational Reforms and Inequalities in Israel: The MMI Hypothesis Revisited*. „Sociology of Education” 77(2): 103–120.
- Becker, Sascha i Frank Siebern-Thomas. 2001. Returns to Education in Germany: A variable treatment intensity approach, IZUE Working Paper ECO 2001/09.

- Beller, Emily i Michael Hout. 2006. *Welfare states and social mobility: How educational and social policy may affect cross-national differences in the association between occupational origins and destinations*. „Research in social stratification and mobility” 24(4): 353–365.
- Beskid, Lidia (red.). 1984. *Warunki życia i potrzeby społeczeństwa polskiego*. Warszawa: IFiS PAN.
- Black, Sandra E., Paul J. Devereux i Kjell G. Salvanes. 2005. *Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital*. „American Economic Review” 95: 437–449.
- Blanden, Jo, Paul Gregg i Lindsey Macmillan. 2013. *Intergenerational persistence in income and social class: the effect of within-group inequality*. „Journal of the Royal Statistical Society: Series A Statistics in Society” 176(2): 541–563.
- Blau, Peter M. i Otis D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Academic Press.
- Blossfeld, Hans-Peter (red.). 2008. *Young workers, globalization and the labor market: Comparing early working life in eleven countries*. Edward Elgar Publishing.
- Bouchet-Valat, Milan, Camille Peugny i Louis-André Vallet. 2016. *Inequality of educational returns in France: changes in the effect of education and social background on occupational careers*. W: Fabrizio Bernardi i Gabriele Ballarino (red.). *Education, Occupation and Social Origin. A Comparative Analysis of the Transmission of Socio-Economic Inequalities*. Cheltenham, Northampton: Edward Elgar, s. 20–33.
- Bourdieu, Pierre. 1986. *Distinction. A Social Critique of the Judgement of Taste*. London: Routledge & Kegan Paul.
- Breen, Richard (red.). 2004. *Social Mobility in Europe*. Oxford-New York: Oxford University Press.
- Breen, Richard. 2010. *Educational expansion and social mobility in the twentieth century*. „Social Forces” 89: 365–388.
- Breen, Richard i John H. Goldthorpe. 2001. *Class, mobility and merit: The experience of two British birth cohorts*. „European Sociological Review” 17(2): 81–101.
- Breen, Richard i Ruud Luijkx. 2004. *Social Mobility in Europe Between 1970 and 2000*. W: R. Breen (red.). *Social Mobility in Europe*. Oxford-New York: Oxford University Press, s. 37–77.
- Breen, Richard i Jan O. Jonsson. 2005. *Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility*. „Annual Review of Sociology” 31: 223–243.
- Breen, Richard i Kristian Bernt Karlson. 2014. *Education and Social Mobility: New Analytical Approaches*. „European Sociological Review” 30(1): 107–118.
- Bukodi, Erzsébet, Erikson, Robert i John H. Goldthorpe. 2014. *The effects of social origins and cognitive ability on educational attainment: Evidence from Britain and Sweden*. „Acta Sociologica” 57(4): 293–310.
- Bukodi, Erzsébet, John H. Goldthorpe, Lorraine Waller i Jouni Kuha. 2015. *The Mobility Problem in Britain: New Findings from the Analysis of Birth Cohort Data*. „The British Journal of Sociology” 66(1): 93–117.

- Burt, Ronald S. 1998. *The gender of social capital*. „Rationality and Society” 10(1): 5–46.
- Büchel, Felix i Antje Mertens. 2004. *Overeducation, undereducation, and the theory of career mobility*. „Applied Economics” 36(8): 803–816.
- Chevalier, Arnaud i Joanne Lindley. 2009. *Overeducation and the skills of UK graduates*. „Journal of the Royal Statistical Society, Series A.” 172(2): 307–337.
- Cichomski, Bogdan, Tomasz Jerzyński i Marcin Zieliński. 2003. *Polskie Generalne Sondaże Społeczne: skumulowany komputerowy zbiór danych 1992–2002*. Warszawa: Instytut Studiów Społecznych, Uniwersytet Warszawski.
- Domański, Henryk. 2000. *On the Verge of Convergence. Social Stratification in Eastern Europe*. Budapest: CEU Press.
- Domański, Henryk. 2017. *Związek wyników egzaminu maturalnego z pochodzeniem społecznym i regulami merytokracji*. „Edukacja” 3(142): 70–82.
- Domański, Henryk. 2018. *Wpływ wykształcenia na rozkład zarobków: 1988–2013*. „Ekonomista” 1: 7–24.
- Domański, Henryk i Dariusz Przybysz. 2007. *Homogamia małżeńska a hierarchie społeczne*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.
- Domański, Henryk, Bogdan Mach i Dariusz Przybysz. 2008. *Pochodzenie społeczne–wykształcenie–zawód: ruchliwość społeczna w Polsce w latach 1982–2006*. W: H. Domański (red.). *Zmiany stratyfikacji społecznej w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN, s. 97–132.
- Domański, Henryk, Bogdan W. Mach i Dariusz Przybysz. 2018. *Social mobility in education and occupation, 1982–2006*. W: I. Tomescu-Dubrow i in. (red.), *Dynamics of Class and Stratification in Poland*. Budapest – New York: CEU Press, s. 83–110.
- Domański, Henryk, Michał Federowicz, Artur Pokropek, Dariusz Przybysz, Michał Sitek, Marek Smulczyk i Tomasz Żółtak. 2016. *Ścieżki edukacyjne a umiejętności i pozycja społeczna*. „Studia Socjologiczne” 220(1): 67–98.
- Domański, Henryk, Zbigniew Sawiński i Kazimierz M. Słomczyński. 2007. *Nowa klasyfikacja i skale zawodów. Socjologiczne wskaźniki pozycji społecznej w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.
- Erikson Robert i Jan Jonsson. 1998. *Social origin as an interest-bearing asset: family background and labour-market rewards among employees in Sweden*. „Acta Sociologica” 41: 19–36.
- Erikson, Robert i John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Featherman, David L. i Robert M. Hauser. 1978. *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Fernandez, Roberto M. i Nancy Weinberg. 1997. *Sifting and sorting: Personal contacts and hiring in a retail bank*. „American Sociological Review” 62: 883–902.
- Francis, Green F. i Yu Zhu. 2010. *Overqualification, job dissatisfaction, and increasing dispersion in the returns to graduate education*. „Oxford Economic Papers” 10: 1–24.
- Gangl, Markus. 2002. *Changing labour markets and early career outcomes: labour market entry in Europe over the past decade*. „Work, employment and society” 16(1): 67–90.

- Gerber, Theodore i Michael Hout. 2004. *Tightening up: declining class mobility during Russia's market transition*. „American Sociological Review” 69: 677–703.
- Gerber, Theodore P. 2002. *Structural change and post-socialist stratification: Labor market transitions in contemporary Russia*. „American Sociological Review” 67: 629–659.
- Gerber, Theodore P. i Olga Mayorova. 2003. *Getting Personal: The Use of Networks For Successful Job Searches in Russia, 1985–2001*. Research Committee on Social Stratification and Mobility (RC28), Tokyo.
- Glaesser, Judith i Barry Cooper. 2014. *Using rational action theory and Bourdieu's habitus theory together to account for educational decision-making in England and Germany*. „Sociology” 48(3): 463–481.
- Goldin, Claudia i Lawrence F. Katz. 2008. *The Race between Education and Technology*. Cambridge: Harvard University Press.
- Goldthorpe, John H. 1996. *Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persisting differentials in educational attainment*. „British Journal of Sociology” 47: 481–505.
- Goldthorpe, John H. 2013. *Understanding—and misunderstanding—social mobility in Britain: The entry of the economists, the confusion of politicians and the limits of educational policy*. „Journal of Social Policy” 42: 431–450.
- Goldthorpe, John H. 2016. *Social class mobility in modern Britain: changing structure*. „Journal of the British Academy” 4: 89–111.
- Goldthorpe, John H. i Colin Mills. 2004. *Trends in intergenerational class mobility in Britain in the late twentieth century*. W: Richard Breen (red.). *Social Mobility in Europe*. Oxford-New York: Oxford University Press, s. 195–224.
- Goldthorpe, John H. i Colin Mills. 2008. *Trends in Intergenerational Class Mobility in Modern Britain: Evidence From National Surveys, 1972–2005*. „National Institute Economic Review” 205(1): 83–100.
- Goldthorpe, John H. i Michelle Jackson. 2007. *Intergenerational class mobility in contemporary Britain: Political concerns and empirical findings*. „The British Journal of Sociology” 58(4): 525–546.
- Goldthorpe, John H. i Michelle Jackson. 2008. *Education-based meritocracy: The barriers to its realization*. W: A. Lareau i D. Conley (red.). *Social class: How does it work*. New York: Russell Sage, s. 93–117.
- Goodman, Leo A. 1972. *Some multiplicative models of cross-classified data*. „Proceedings of the Sixth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability” 1: 649–696.
- Granovetter, Mark. 1974. *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*. Cambridge, Grusky, David B., Bruce Western i Christopher Wimer (red.). 2011. *The Great Recession*. Russell Sage Foundation.
- Gil-Hernández, Carlos J., Ildelfonso Marqués-Perales i Sandra Fachelli. 2017. *Intergenerational social mobility in Spain between 1956 and 2011: The role of educational expansion and economic modernisation in a late industrialised country*. „Research in Social Stratification and Mobility” 51: 14–27.
- Hout, Michael. 1983. *Mobility tables*. Beverly Hills, CA: Sage.

- Hout, Michael. 1988. *More universalism, less structural mobility: the American occupational structure in the 1980s*. „American Journal of Sociology” 93: 1358–1400.
- Hout, Michael. i Daniel P. Dohan. 1996. *Two paths to educational opportunity: Class and educational selection in Sweden and the United States*. W: R. Erikson i J. O. Jonsson (red.). *Can education be equalized. The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder, CO: Westview Press, s. 207–231.
- Jackson, Michelle, John H. Goldthorpe i Collin Mills. 2005. *Education, employers and class mobility*. „Research in Social Stratification and Mobility” 23: 3–33.
- Jonsson, Jan O. i Colin Mills. 1993. *Social class and educational attainment in historical perspective: A Swedish-English comparison Part I*. „British Journal of Sociology” 44(2): 213–247.
- Li, Yaojun i Fiona Devine. 2011. *Is social mobility really declining? Intergenerational class mobility in Britain in the 1990s and the 2000s*. „Sociological Research Online” 16(3): 1–15.
- Lin, Nan. 1999. *Social networks and status attainment*. „Annual Review of Sociology” 25(1): 467–487.
- Lindbeck, Tore. 1998. *The Education Backlash Hypothesis: The Norwegian Experience 1960–92*. „Acta Sociologica” 41: 151–162.
- Lipset, Seymour M. i Hans L. Zetterberg. 1956. *A theory of social mobility*. Bobbs-Merrill.
- Lissowski, Grzegorz. 1984. *Zastosowanie modeli logarytmiczno-liniowych do analizy związków między wieloma zmiennymi jakościowymi*. „Studia Socjologiczne” 2(93): 239–263.
- Lucas, Samuel R. 2001. *Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects*. „The American Journal of Sociology” 106(6): 1642–1690.
- Mach, Bogdan W. 2004. *Intergenerational mobility in Poland: 1972-88-94*. W: Richard Breen (red.). *Social Mobility in Europe*. Oxford-New York: Oxford University Press, s. 269–286.
- Mały Rocznik Statystyczny Polski 2015*. 2015. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Mare, Robert D. 2014. *Multigenerational aspects of social stratification: Issues for further research*. „Research in Social Stratification and Mobility” 35: 121–128.
- Marks, Gary N. 2014. *Education, Social Background and Cognitive Ability: The Decline of the Social*. London and New York: Routledge.
- Marsden, Peter V. i Jeanne S. Hurlbert. 1988. *Social resources and mobility outcomes: A replication and extension*. „Social Forces” 66(4): 1038–1059.
- Marshall, Gordon, Adam Swift i Stephen Roberts. 1997. *Against the odds?: Social class and social justice in industrial societies*. Oxford: Oxford University Press.
- Maurice, Marc i François Sellier. 1979. *Societal analysis of industrial relations: A comparison between France and West Germany*. „British Journal of Industrial Relations” 17(3): 322–336.
- McNamara Erin, Weininger Elliot B. i Annette Lareau. 2003. *From social ties to social capital: class differences in the relations between schools and parent networks*. „American Educational Research Journal” 40(2): 319–351.

- Mocanu, Cristina, Ana M. Zamfir, Eliza O. Lungu, i Eva Militaru. 2012. *School-To-Work Transition Of Higher Education Graduates In Four Eastern European Countries*. Maastricht School of Management. Working Paper, 2012/15.
- Müller, Walter i Reinhard Pollak. 2004. *Social mobility in West Germany: The long arms of history discovered*. W: R. Breen (red.). *Social Mobility in Europe*. Oxford-New York: Oxford University Press, s. 77–113.
- Nemeth, Renata. 2007. *Changes in social mobility in Hungary during the transition period*. „Review of Sociology” 13 (1): 49–66.
- Paterson, Lindsay i Cristina Iannelli. 2007. *Social class and educational attainment: A comparative study of England, Wales, and Scotland*. „Sociology of Education” 80(4): 330–358.
- Pfeffer F. T. i F. R. Hertel. 2015. *How Has Educational Expansion Shaped Social Mobility Trends in the United States?* „Social Forces” 94 (1): 143–180.
- Pohoski, Michał i Bogdan W. Mach. 1986. *Rozmiary i kierunki ruchliwości społecznej w latach 1972–1982*. W: I. Białecki, H. Domański, B. Mach, M. Pohoski i W. Zaborowski (red.). *Przemiany ruchliwości społecznej w Polsce*. Warszawa: IFiS PAN, s. 15–49.
- Pohoski, Michał i Marek Styczeń. 2000. *Dynamika zatrudnienia i zarobków w okresie transformacji ustrojowej w Polsce*. Warszawa: Instytut Socjologii UW, Zespół Badań Ruchliwości Społecznej.
- Pohoski, Michał i Kazimierz M. Słomczyński. 1978. *Społeczna klasyfikacja zawodów*. Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii PAN.
- Przybysz, Dariusz. 2004. *Modele logarytmiczno-liniowe dla zmiennych porządkowych*. „ASK. Społeczeństwo. Badania. Metody” 13: 51–85.
- Reay, Diane, Gill Crozier i John Clayton. 2009. *Strangers in Paradise? Working-class Students in Elite Universities*. „Sociology” 43(6): 1103–1121.
- Riley, Matilda White, Robert L. Kahn i Anne Foner. 1994. *Age and Structural Lag: Society's Failure to Provide Meaningful Opportunities in Work, Family, and Leisure*. New York: Wiley.
- Rocznik Statystyczny Polski 2007*. 2007. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Rona-Tas, Akos i Alya Guseva. 2001. *The Privileges of Past Communist Party Membership in Russia and Endogenous Switching Regressions*. „Social Science Research” 30: 641–652.
- Sawiński, Zbigniew. 2018. *Social Change, Educational Expansion, and Inequality in Access to Education*. W: I. Tomescu-Dubrow i in. (red.). *Dynamics of Class and Stratification in Poland*. Budapest – New York: CEU Press, s. 111–133.
- Sawiński Zbigniew i Henryk Domański. 1989. *Dimensions of Social Stratification. A Comparative Analysis*. „International Sociology” Vol. 19, No. 1.
- Shavit, Yossi i Vered Kraus. 1993. *Educational transitions in Israel. A test of industrialization and credentialism hypothesis*. W: Y. Shavit i H.-P. Blossfeld (red.). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.
- Shavit, Yossi i Karin Westerbeek. 1998. *Reforms, expansion, and equality of opportunity*. Shavit, Yossi i Walter Müller. 1998. *From School to Work: A Comparative*

- Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*. Oxford: Clarendon Press.
- Sieben, Inge, Johannes Hunink i Paul de Graaf. 2001. *Family background and siblings resemblance in educational attainment: trends in former FRG, the former GDR, and the Netherlands*. „European Sociological Review” 17(4): 401–430.
- Słomczyński, Kazimierz M., Ireneusz Bialecki, Henryk Domański, Krystyna Janicka, Bogdan W. Mach, Zbigniew Sawiński, Joanna Sikorska i Wojciech Zaborowski. 1989. *Struktura społeczna: Schemat teoretyczny i warsztat badawczy*. Warszawa: IFiS PAN.
- Sorokin, Pitirim. 2009 [1927]. *Ruchliwość społeczna*. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.
- Sturgis, Patrick i Franz Buscha. 2015. *Declining Social Mobility? Evidence from five linked Censuses in England and Wales 1971–2011*. National Centre for Research Methods Working Paper 5.
- Torche, Florencia. 2011. *Is a college degree still the great equalizer? Intergenerational mobility across levels of schooling in the United States*. „American Journal of Sociology” 117(3): 763–807.
- Treiman, Donald J. 1970. *Industrialization and Social Stratification*. In *Social Stratification*: W: Edward O. Laumann (red.). *Research and Theory for the 1970s*. Indianapolis: Bobbs-Merrill, s. 207–234.
- Vallet, Louis-Andre. 2004. *Change in Intergenerational Class Mobility in France from the 1970s to the 1990s and its Explanation: An Analysis Following the Casmin Approach*. W: R. Breen (red.). *Social Mobility in Europe*. Oxford-New York: Oxford University Press.
- Whelan, Christopher T. i Richard Layte. 2002. *Late industrialization and the increased merit selection hypothesis. Ireland as a test case*. „European Sociological Review” 18(1): 35–50.
- Xie, Y. 1992. *The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables*. „American Sociological Review” 57: 380–395.
- Yakubovich, Valery i Irina Kozina. 2000. *The changing significance of ties: An exploration of the hiring channels in the Russian transitional labor market*. „International Sociology” 15(3): 479–500.
- Zagórski, Krzysztof. 1978. *Rozwój, struktura i ruchliwość społeczna*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.

Tabela A1. Rozkłady procentowe wykształcenia w latach 1982–2016

Mężczyźni					
Rok	Podstawowe i niepełne podstawowe	Niepełne średnie	Ukończone średnie	Wyższe	Razem
1982	36,5	31,5	19,8	12,2	100,0
1988	30,4	36,9	18,3	14,4	100,0
1992/1994	23,4	39,2	22,8	14,6	100,0
2002/2006	14,0	38,7	29,8	17,4	100,0
2012/2016	9,4	47,6	19,1	24,0	100,0
Kobiety					
Rok	Podstawowe i niepełne podstawowe	Niepełne średnie	Ukończone średnie	Wyższe	Razem
1982	44,3	18,4	24,5	12,7	100,0
1988	37,3	22,6	24,8	15,3	100,0
1992/1994	28,9	25,2	30,2	15,7	100,0
2002/2006	15,9	25,7	32,9	25,4	100,0
2012/2016	10,1	32,4	21,4	36,1	100,0