

HENRYK DOMAŃSKI

Merytokracja w zasadach dystrybucji wynagrodzeń w latach 1982–2005

Przedmiotem tej analizy są zmiany w sile zależności dochodów od poziomu wykształcenia i wykonywanego zawodu. Problem ten ma swoją historię. Analizując te zależności, próbuje się odpowiedzieć na pytanie, jak funkcjonują, i w jakim kierunku zmierzają, społeczeństwa rynkowe. Punktem wyjścia jest teza funkcjonalnej teorii uwarstwienia – że w nowoczesnych społeczeństwach funkcjonalną koniecznością jest występowanie silnego związku między nakładami jednostek a poziomem wynagrodzeń, ponieważ motywuje to do podnoszenia kwalifikacji i zajmowania odpowiedzialnych stanowisk (Duncan 1961; Treiman 1970). Z perspektywy jednostek występowanie silnych zależności między tymi zmiennymi zwykło się interpretować jako wskaźnik opłacalności „zwrotu” za poniesione nakłady i miernik stopnia merytokracji – czyli wynagradzania proporcjonalnie do „zasług”. Z kolei w analizach porównawczych między krajami siłę tych zależności można traktować jako wskaźnik efektywności ekonomicznej i modernizacji struktury społecznej.

Rozważania te stały się również punktem odniesienia dla społeczeństw przechodzących od systemu komunistycznego do systemów rynkowych. Podobne analizy prowadzone są w Chinach, Czechach, Polsce, Rosji i na Węgrzech. W Chinach systematyczne badania nad stratyfikacją realizowane są od lat 80. XX wieku. Porównując dane dla kolejnych punktów czasowych, stwierdzono, że w miarę upływu czasu siła zależności dochodów od wykształcenia wzrastała, co potraktowano jako świadectwo postępującego urynkowienia zasad ich dystrybucji i skuteczności reform zapoczątkowanych przez Deng Xiao Pinga (Bian i Logan 1996; Walder 1996; Gerber i Hout 1998; Zhao i Zhou 2002; Zhou 2002).

Spółeczeństwo chińskie jest nietypowym przypadkiem przechodzenia do kapitalizmu, gdzie – mimo ekonomicznych reform – partia komunistyczna w dalszym ciągu ma monopol na władzę. Najwięcej analiz w odniesieniu do typowych społeczeństw postkomunistycznych przeprowadzono dla Polski

– od początku lat 90. odnotowuje się w Polsce systematyczny wzrost wpływu wykształcenia na poziom dochodów, przy czym dotyczyło to przede wszystkim zwiększającego się „zwrotu” za wyższe wykształcenie (Domański 1999). W latach 90. wzrost tej zależności stwierdzono też w Czechach (Vecernik 1999). Na Węgrzech wyższe wykształcenie przynosiło coraz wyższe dochody w pierwszych latach transformacji (do 1998 roku), ale w kolejnych latach (do 2002 roku) zwroty za wyższe wykształcenie malały (Galasi 2004), co tłumaczono efektem „przeedukowania” społeczeństwa węgierskiego. Wynik ten znajduje częściowe potwierdzenie w analizach Blasko i Roberta (2007: 1162), którzy opierając się na danych z badań panelowych dla 2000 i 2004 roku, stwierdzili zmniejszenie się zależności między posiadaniem wyższych studiów i dochodami w pierwszej pracy, ale tylko wśród kobiet. Natomiast w Rosji od początku transformacji zarysowała się tendencja spadkowa. Analizami objęto tam lata 1991–1996; wbrew oczekiwaniom – jak podsumowują wyniki tej analizy Gerber i Hout (1998: 35) – reformy rynkowe nie pociągnęły za sobą wzrostu „zwrotów” za kapitał ludzki i kwalifikacje, mierzone poziomie wykształcenia. Wynikało to, ich zdaniem, z odmiennego przebiegu transformacji. W Rosji, inaczej niż w Chinach, „terapii szokowej” w sferze zaspokojenia potrzeb bytowych towarzyszył brak stabilności politycznej. Był to główny powód – jak wskazywali Gerber i Hout – malejących zwrotów za poziom wykształcenia.

Druga z rozpatrywanych zależności dotyczy „zwrotów” za pozycję zawodową. W społeczeństwach postkomunistycznych głównym przedmiotem zainteresowania stały się dochody specjalistów i właścicieli firm. Zakładając, że rozwój gospodarki rynkowej powinien zwiększyć rolę merytokracji przy wynagradzaniu za pracę, oczekiwano, że specjaliści powinni zarabiać więcej niż kiedyś, czego przejawem byłaby większa różnica między ich dochodami a dochodami niższych pracowników umysłowych i robotników. Zaczynem teoretycznej refleksji dotyczącej właścicieli firm stała się teoria transformacji, której autorem jest Victor Nee (1989). Analizując zmiany w Chinach, Nee wysunął hipotezę o pobudzającej roli rynku (*market incentive hypothesis*). Głosi ona, że funkcjonowanie na rynku kapitalistycznym wymaga od właścicieli szczególnych umiejętności, sprzyjających uzyskiwaniu odpowiednio wyższych „nagród”, takich jak zdolności przewidywania, kalkulacji zysków i strat oraz chęci do podejmowania ryzyka – powinno to znaleźć odzwierciedlenie we wzroście dochodów właścicieli (Nee 1989: 674).

Czy założenia te uzyskały potwierdzenie w wynikach analiz? Wbrew hipotezie o zwiększającej się roli specjalistów, okazało się, że w Chinach i Rosji pozycja tej kategorii w hierarchii dochodów nie wzrosła. Natomiast coraz wyższe dochody uzyskiwali właściciele firm, co stanowiło argu-

ment na rzecz hipotezy o „pobudzającej roli rynku” (Gerber i Hout 1998; Wu i Xie 2003). Nieco inaczej jest w Polsce, gdzie właściciele przeskoczyli w hierarchii dochodów specjalistów, ale ustępowali menedżerom (kategorii obejmującej głównie dyrektorów przedsiębiorstw). Na początku lat 90. menedżerowie zdecydowanie wyprzedzili właścicieli, wysuwając się na pierwszą pozycję, co można było interpretować jako świadectwo zwiększającej się roli kapitału organizacyjnego w porównaniu z kapitałem własności (Domański 1999).

Trzecia z rozpatrywanych zależności dotyczy zwrotów za wykształcenie i pozycję zawodową w różnych sektorach gospodarki, rozpatrywanych w podziale na prywatny i państwowy. Argumentuje się, że ponieważ sektor prywatny jest ośrodkiem kształtowania się stosunków rynkowych, zatrudnienie w nim powinno być bardziej opłacalne niż w sektorze państwowym (Nee 1989). W istocie rzeczy, ustalenia dla Rosji i Chin wskazują na występowanie silniejszych zależności między dochodami a wykształceniem i pozycją zawodową w sektorze prywatnym. Zasada wynagradzania według wielkości nakładów w mniejszym stopniu realizowana jest w sektorze państwowym (Gerber 2002; Zhao i Zhou 2002; Wu 2002).

Aby ten przegląd stał się kompletny, warto wspomnieć o czwartej zależności – odwołującej się do teorii „kapitalizmu politycznego” – którą jednak nie będziemy się w przedstawionych poniżej analizach dla Polski zajmować. Przejawem kapitalizmu politycznego (rozpatrywanego z perspektywy stratyfikacji społecznej) jest przechodzenie członków byłej nomenklatury partyjnej w szeregi wielkiego biznesu (Staniszki 1991; Rona-Tass 1994). Stając się właścicielami, przejmują oni władzę ekonomiczną, uzyskując odpowiednio wysokie dochody. Oznaki wystąpienia tej tendencji stwierdzono w Chinach, gdzie nastąpił pewien wzrost zależności między dochodami a przynależnością do nomenklatury partyjnej, natomiast nie wystąpiła ona w Rosji, w której zależność ta uległa zmniejszeniu (Gerber i Hout 1998; Zhao i Zhou 2002; Zhou 2002). Nawiasem mówiąc, wynik dla Chin pozostaje w pewnej sprzeczności z wysuniętą przez Nee (1989) teorią o malejącej roli nomenklatury w miarę rozwoju gospodarki rynkowej, zgodnie z którą wpływ przynależności nomenklatury partyjnej na poziom dochodów powinien się zmniejszać. Według Nee byłyby to wskaźnik transformacji do gospodarki rynkowej. Jeżeli jest odwrotnie, to albo w Chinach nie dokonuje się transformacja, albo teoria ta nie wytrzymuje konfrontacji z faktami.

Podsumowując, wyniki dotychczasowych analiz sygnalizują obecność pewnych tendencji. Wydłużając perspektywę czasową można ustalić, w jakim stopniu za tendencjami tymi stoją trwałe prawidłowości, w jakim zaś – okresowe wahnięcia. Zajmiemy się tym w odniesieniu do polskiego kontekstu.

Pierwsze pytanie dotyczy wpływu wykształcenia na poziom dochodów – wprawdzie zależność ta stawała się, po zmianie systemu, silniejsza, jednak tendencja ta mogła mieć charakter przejściowy. Siłę tej zależności prześledzimy w dłuższej perspektywie czasowej – od 1982 do 2005 roku – opierając się na danych z badań realizowanych na ogólnopolskich próbach ludności. Dalszy wzrost zależności między dochodami i poziomem wykształcenia można by traktować jako kontynuację zmian w kierunku efektywności ekonomicznej, merytokracji i potocznego rozumienia sprawiedliwości społecznej, w którym utożsamia się „sprawiedliwe” dochody z wielkością „nakładów” jednostek. Z drugiej strony, nawet ewentualne zmniejszenie się wpływu wykształcenia na poziom dochodów nie musi (po kilku latach systematycznego wzrostu) znamionować trwałego odwrócenia od modernizacji zasad dystrybucji zarobków.

Drugie pytanie dotyczy dochodów specjalistów. Wzrost zwrotów za wykształcenie powinien znaleźć odzwierciedlenie w postaci awansu specjalistów w hierarchii dochodów. Mimo że hipotezy tej nie potwierdziły wyniki wcześniejszych analiz, może to być typowy przypadek „odłożonego” efektu. Niewykluczone, że wyższe wykształcenie – pozostając głównym atrybutem przynależności do specjalistów – przynosi odpowiednio większy zysk finansowy po przekroczeniu przez zmiany systemowe „masy krytycznej”. W Polsce moment ten już być może nastąpił.

Kwestia dochodów specjalistów – których w polskim kontekście można wymiennie określać mianem inteligencji – związana jest z trzecim pytaniem, dotyczącym właścicieli. W pierwszym etapie transformacji kategoria ta zyskała na zmianie ustroju, przesuując się w górne partie hierarchii dochodów. Jednak można oczekiwać, że w miarę dojrzewania stosunków rynkowych ekonomiczne znaczenie drobnego biznesu zmniejszy się – podobnie jak dokonało się to w krajach zachodnich. Prawdopodobnie brzmi hipoteza, że kategoria ta przesunęła się w dół i na obecnym etapie transformacji dochody właścicieli sytuują się poniżej dochodów specjalistów i dyrektorów przedsiębiorstw.

Czwarte pytanie dotyczy siły tych zależności w różnych sektorach gospodarki. Dotychczasowe analizy tego aspektu stały się inspiracją do debat dotyczących związku między zmianami systemu ekonomicznego a procesami stratyfikacji społecznej. Podobnie można je rozpatrywać w odniesieniu do Polski. Pytanie brzmi: czy również u nas sektor prywatny silniej premiuje wyższe wykształcenie i wyższe pozycje zawodowe. Wynik uzyskany dla Polski można będzie traktować jako kolejną „obserwację” w kontekście międzynarodowej debaty dotyczącej prawidłowości kształtowania się stosunków rynkowych.

Zjawiska sprzyjające merytokracji

Zacznijmy od przeglądu czynników wywierających wpływ na siłę zależności między poziomem wykształcenia i pozycją zawodową a wielkością dochodów, zakładając, że niektóre z nich mogą być istotne dla Polski.

Wśród zjawisk sprzyjających osłabieniu tej zależności należałoby wymienić zmiany w strukturze wykształcenia. We wszystkich społeczeństwach struktura wykształcenia „przesuwa się górę”. Prawidłowością jest, że odsetek osób reprezentujących wyższe poziomy wykształcenia ulega zwiększeniu, co powoduje wzrost liczby kandydatów do obsadzenia wyższych pozycji zawodowych. Stosunkowo wcześniej zwrócono uwagę, że jedną z konsekwencji tego procesu może być „inflacja” wykształcenia, czyli spadek jego wartości (Boudon 1974b). W Stanach Zjednoczonych zjawisko inflacji wykształcenia wystąpiło w latach 70. XX wieku, po kilkudziesięciu latach wzrostu jego wartości wyrażającej się w postaci zarobków. W głośnych, w tym czasie, opracowaniach – takich jak książka *Overeducated American*, której autorem był Freeman (1976) – wskazywano na „przeedukowanie” społeczeństwa amerykańskiego na poziomie szkół wyższych. Podaż absolwentów wyższych uczelni okazała się za duża w stosunku do pozycji zawodowych, które można było obsadzić. Konsekwencją był spadek rynkowej ceny wyższego wykształcenia – różnica między dochodami tej kategorii, a dochodami osób reprezentujących niższe poziomy wykształcenia uległa pewnemu zmniejszeniu. Wśród możliwych czynników obniżenia wartości rynkowej wyższego wykształcenia wymieniano masowy napływ na studia młodych mężczyzn, spowodowany chęcią uniknięcia poboru do wojska w związku z wojną w Wietnamie (Morris i Western 1999: 632).

Przechodząc do zjawisk sprzyjających zwiększeniu się siły zależności dochodów od wykształcenia, można wskazać na rozwój nowoczesnych technologii. Pobudza on zapotrzebowanie na wysokie kwalifikacje, co stanowi pewną przeciwwagę dla spadku rynkowej ceny wykształcenia, wynikającego z nadmiernego wzrostu jego podaży (Bound 1992). Mimo znanych trudności z pomiarem rozwoju technologicznego i kwalifikacji można ostrożnie wnioskować, że presja rozwoju technologicznego i popyt na wysokie kwalifikacje prowadzą do wzrostu zależności między wykształceniem i poziomem dochodów.

Empirycznie udokumentowana jest rola kilku czynników pociągających za sobą wzrost nierówności dochodów, którego konsekwencją może być wzrost siły związku między wykształceniem i pozycją zawodową a dochodami jednostek. Czynnikiemami tymi są: aktywizacja zawodowa kobiet, zagraniczne migracje, wzrost bezrobocia, malejące znaczenie związków zawodowych,

rozwój „elastycznych” form zatrudnienia i zmiana profilu gospodarczego polegająca na przejściu od uprzemysłowienia do usług.

W XX wieku aktywizacja zawodowa kobiet stała się uniwersalną tendencją w większości społeczeństw reprezentujących wysoki poziom rozwoju. Procesy te należy rozpatrywać w kontekście nie mniej uniwersalnego zjawiska „segregacji zawodowej”, czyli koncentracji kobiet w gorzej wynagradzanych zawodach. Połączenie „segregacji” ze zwiększonym napływem może być czynnikiem zwiększającym nierówności dochodów, ponieważ stosunkowo więcej osób (kobiet) obsadza gorzej wynagradzane pozycje. Okazało się, że w Stanach Zjednoczonych (w których takie analizy robiono) procesowi aktywizacji kobiet towarzyszył pewien wzrost nierówności dochodów (Morris i Western 1999: 630), co – statystycznie rzecz biorąc – sprzyja silniejszej korelacji dochodów z przynależnością zawodową, poziomem wykształcenia i innymi zmiennymi.

Podobny może być efekt masowej imigracji z krajów biedniejszych. Ponieważ imigranci charakteryzują się (ogólnie rzecz biorąc) niższym poziomem wykształcenia i pracują w gorzej wynagradzanych zawodach, konsekwencją tego procesu powinno być zaostrzenie konkurencji na niższych szczeblach hierarchii zawodowej, a zatem spadek płac i rozciągnięcie w dół hierarchii dochodów. Hipoteza ta uzyskała potwierdzenie w Stanach Zjednoczonych w analizach, w których dla poszczególnych kategorii wykształcenia porównywano odsetek imigrantów ze wskaźnikami nierówności dochodów. Okazało się, że w kategoriach charakteryzujących się większym odsetkiem imigrantów występowały większe nierówności, co interpretowano jako świadectwo istnienia zależności między imigracją z nierównościami dochodów (Borjas 1996)¹.

Hipotezy dotyczące roli związków zawodowych opierają się na założeniu, że związki wywierają presję na wzrost wynagrodzeń i zmniejszenie nierówności płacowych. Pracodawcy starają się temu przeciwdziałać, stąd każde osłabienie przetargowej siły związków zawodowych powinno prowadzić do wzrostu nierówności. Potwierdzeniem tego założenia są wyniki międzykrajowych analiz, w których – porównując odsetek członkostwa w związkach zawodowych i stopień nierówności dochodów – stwierdzono występowanie znaczącej korelacji między tymi zmiennymi (Visser 2005). Przekonujących dowodów dostarczyły analizy, z których wynika, że spadek unionizacji (mierzony procentem przynależności do związków zawodowych)

¹ Hipoteza ta nie była weryfikowana w innych krajach. W innych analizach dla Stanów Zjednoczonych uzyskiwano wyniki wskazujące na brak zależności między tymi zmiennymi (Morris i Western 1999).

„wyjaśnia” znaczący odsetek (około 20) wzrostu nierówności dochodów (Freeman 1993).

Wzrost korelacji dochodów z wykształceniem, pozycją zawodową i innymi aspektami pozycji rynkowej może być również związany z poziomem bezrobocia, „elastycznymi” formami zatrudnienia i przechodzeniem gospodarki od modelu industrialnego do usług. „Elastyczne” formy zatrudnienia są odpowiedzią pracodawców na zagrożenia wynikające z nagłych zmian koniunktury. W celu zmniejszenia niepewności podejmują oni działania na rzecz redukcji kosztów siły roboczej, przez tworzenie tak zwanych „wewnętrznych” rynków pracy („lepsi” pracownicy zatrudniani na stałe i „gorsi” – na okresowych kontraktach), zlecanie niektórych dziedzin produkcji kontrahentom zewnętrznym, okresowe ograniczanie godzin pracy czy wynajmowanie pracowników od agencji pośrednictwa (Osterman 1994). Elastyczne formy zatrudnienia i bezrobocie wymuszają współzawodnictwo, powinny więc sprzyjać zaostrzaniu się nierówności dochodów. Prawdopodobnie w tym samym kierunku działa przechodzenie do ekonomiki usług. W Stanach Zjednoczonych stwierdzono, że wzrost zatrudnienia w branżach i działach gospodarki nastawionych na świadczenie usług pociąga za sobą wzrost nierówności dochodów, co tłumaczono faktem większego zróżnicowania poziomu kwalifikacji w tych działach (Bernard i Jensen 1995).

Hipotezy dotyczące merytokracji w Polsce

Pierwsza hipoteza dotyczy związku wykształcenia z poziomem dochodów. Wyniki wcześniejszych analiz wskazują na systematyczny wzrost siły zależności między tymi zmiennymi. Od początku lat 90. wyższe wykształcenie przekładało się w Polsce na coraz wyższe zarobki.

Nawiązując do cytowanych powyżej ustaleń, rozważmy najpierw, co mogłoby tę tendencję zahamować lub ewentualnie odwrócić. Wydaje się, że podstawowym czynnikiem jest ekspansja edukacyjna na poziomie szkół wyższych. Od 1990 do 2007 roku liczba wyższych uczelni wzrosła ze 122 do 488, pociągając za sobą wzrost liczby studentów z 304 do 1 941 tysięcy. W latach 1995–2005 liczba absolwentów wyższych uczelni zwiększyła się z 89 do 394 tysięcy². Wzrost podaży wyższego wykształcenia pozwala oczekiwać wystąpienia efektu inflacji wyrażającej się w zahamowaniu wzrostu jego wartości.

² Dane: *Rocznik statystyczny* (2007: 358–361) i *Mały rocznik statystyczny* (1999: 171).

Tabela 1. Wybrane charakterystyki zmian w Polsce

Lata	% osób z wyższym wykształceniem	Stopa bezrobocia ^a (%)	% członków związków zawodowych	% kobiet aktywnych zawodowo
1982	4,5	-	-	48,4
1988	10,8	-	-	48,3
1990	-	0,3	-	-
1992	8,8	12,1	16,7	48,9
1993	8,6	14,2	16,6	48,8
1994	9,2	16,7	14,1	46,7
1995	8,1	16,1	13,0	52,9
1997	8,9	13,1	9,0	53,0
1999	10,3	11,4	10,4	48,8
2000	-	13,7	-	-
2001	-	17,5	-	-
2002	10,1	18,1	8,2	48,0
2003	-	17,4	-	-
2004	-	20,6	-	-
2005	10,7	19,4	7,1	48,4

^a według stanu z 1 stycznia.

Zanim to ustalimy, zobaczmy, jak zmieniał się odsetek osób z wyższym wykształceniem wśród ogółu ludności. Rzut oka na dane przedstawione w pierwszej kolumnie tabeli 1 prowadzi do zaskakującego wniosku, że zwiększaniu się liczby absolwentów szkół wyższych nie towarzyszył wzrost odsetka osób z wyższym wykształceniem. W latach 1988 i 2005 odsetek ten kształtował się na poziomie 10,7–10,8³. Wynikałoby stąd, że rozwój szkolnictwa wyższego nie przełożył się na podniesienie poziomu edukacji mierzonego odsetkiem osób z wyższym wykształceniem. Być może jeszcze nie zdążył i „przełożenie” to już wkrótce nastąpi. Niewykluczone, że wynika to między innymi

³ Odsetki osób z wyższym wykształceniem ustaliłem na podstawie danych z ogólnopolskich badań realizowanych na próbach losowych omówionych w dalszej części tego artykułu. Odnoszą się one do osób w wieku 21–65 lat, co podyktowane jest względami porównywalności i tych danych w przekroju czasowym. Posługując się tymi danymi, ustaliłem również odsetki osób należących do związków zawodowych i aktywizacji zawodowej kobiet, zamieszczone w kolejnych kolumnach tabeli 1.

z (nierozpoznanej dokładnie, a szeroko komentowanej przez media) emigracji osób z wyższym wykształceniem do krajów zachodnich. Jakikolwiek są źródła tej rozbieżności, każe się ona ostrożnie ustosunkować do tezy zapowiadającej inflację wyższego wykształcenia i obniżenie się jego wartości rynkowej.

Przejdźmy do czynników sprzyjających zwiększeniu się zależności wykształcenia z poziomem dochodów. Przemawia za tym logika mechanizmów rynkowych, które premiuje kategorie z wyższym kapitałem edukacyjnym i deprecjonują kategorie charakteryzujące się niższym poziomem wykształcenia. Częściowej odpowiedzi na pytanie, na ile mechanizmy te doszły do głosu, dostarcza prześledzenie nierówności dochodów w Polsce, wyrażonych w postaci wybranych wskaźników (tabela 2).

Tabela 2. Nierówności dochodów w latach 1982–2005

Lata	Dochody jednostek			
	współczynnik Giniego	stosunek decylowy (9/1)	dochody najzamożniejszych w stosunku do średniej (9/5)	dochody najbiedniejszych w stosunku do średniej (1/5)
1982	0,228	2,82	1,66	0,588
1988	0,334	3,70	2,00	0,540
1992	0,350	4,22	2,24	0,529
1993	0,340	4,00	2,00	0,500
1994	0,352	4,64	2,17	0,467
1995	0,335	4,00	2,11	0,526
1997	0,335	4,00	2,15	0,538
1999	0,323	4,25	2,00	0,471
2002	0,355	4,35	2,00	0,460
2005	0,332	4,00	2,00	0,500

Porównanie to prowadzi do wniosku, że przełomowym okresem był schyłek poprzedniego systemu i pierwsze lata kształtowania się struktur rynkowych. Od 1982 do 1992 roku dokonał się wzrost nierówności dochodów, czego odzwierciedleniem jest wzrost współczynnika Giniego z 0,228 do 0,350⁴. Jednak w kolejnych latach nierówności dochodów na przemian maleją i ro-

⁴ Analizy te przeprowadziłem na danych z ogólnopolskich badań realizowanych na próbach losowych omówionych w dalszej części tego artykułu.

szą. Nie rysuje się również wyraźna tendencja zmian w rozpiętości dochodów. W drugiej kolumnie tabeli 2 przedstawione są wartości stosunku decylogowego (9/1), z których wynika, że najbardziej znaczący wzrost rozpiętości dokonał się w latach 1982–1992, gdy zwiększyły się one z 2,82 do 4,22. Podobnie kształtowała się dynamika nierówności w górnej połowie hierarchii dochodów. W latach 1982–1992 miał miejsce wzrost ilorazu dziewiątego i piątego decyla (9/5) z 1,66 do 2,24, jednak do 2005 roku zmniejszył się on do 2,0. Z kolei dane przedstawione w ostatniej kolumnie tabeli 2 informują o zakresie rozpiętości dochodów w dolnej połowie hierarchii. Wynika z nich, że stosunkowo najmniejsze różnice wystąpiły w 1982 roku, gdy wartość najniższego decyla w stosunku do piątego decyla dochodów kształtowała się na poziomie 58,8%. W 1988 roku stosunek ten wyniósł 54%, a w 1994 roku – 46,7%, jednak już od połowy lat 90. następuje stabilizacja, której towarzyszyły cykliczne załamania i wzrosty.

Mechanizmem sprzyjającym zwiększeniu się zależności wykształcenia i poziomu dochodów mógłby być wzrost bezrobocia. W 1990 roku stopa bezrobocia wyniosła zaledwie 0,3%, w połowie lat 90. wzrosła do 16–17%, do 1999 roku zmniejszyła się do 11%, a następnie ponownie zwiększyła, do 19,4% dorosłej ludności w 2005 roku. Jako że większe bezrobocie prowadzi do ograniczenia podaży siły roboczej, powinno ono zwiększać konkurencyjność kategorii z wyższym wykształceniem. Jego opłacalność na rynku pracy staje się większa, czego konsekwencją powinien być wzrost jego wartości rynkowej.

Kolejnym czynnikiem mogło być osłabienie roli związków zawodowych. W świetle udokumentowanych analiz przetargowa siła związków zawodowych w wielu krajach zachodnich uległa zmniejszeniu. Badania krótkiej historii polskich związków zawodowych po zmianie systemu wskazują na obniżenie się ich skuteczności i „wypychanie” z przedsiębiorstw (Gardawski 2001; Gąciarz i Pańków 2001; Ost 2005). Jednym z przejawów tego procesu może być spadek przynależności związkowej. Dane przedstawione w trzeciej kolumnie tabeli 1 wskazują, że w latach 1992–2005 odsetek członkostwa w związkach zawodowych zmniejszył się z 16,7 do 7,1. O ile silne związki zawodowe są czynnikiem przeciwdziałającym zwiększaniu się rozpiętości dochodów, o tyle ich osłabienie uwalnia mechanizmy wynagradzania według reguł rynkowych. Sprzyjają one wynagradzaniu według „nakładów” i „zasług”, których wskaźnikiem jest poziom wykształcenia.

Natomiast trudno byłoby argumentować, że wzrost zależności między dochodami i poziomem wykształcenia wynika z większej konkurencyjności wymuszonej przez wzrost zatrudnienia kobiet. W ostatniej kolumnie tabeli 1 zamieszczono odsetek kobiet pracujących zawodowo. Do połowy lat 90.

utrzymywał się on na poziomie 46–48. W 1997 roku przejściowo zwiększył się do 53, co można wyjaśnić obniżeniem się poziomu bezrobocia. Od 1997 roku aktywność zawodowa kobiet ponownie spada, do 48,4% w 2005 roku. Okazuje się, że poziom zatrudnienia kobiet był raczej stabilny i w rozpatrywanym okresie nie występowała żadna tendencja.

Podsumowując, więcej argumentów przemawia za utrzymywaniem się silnego związku między wykształceniem i poziomem dochodów. W szczególności, nie wystąpiła „nadprodukcja” kategorii osób z dyplomami szkół wyższych, której rezultatem mogłaby być „inflacja” wyższego wykształcenia. Sformułujmy to w postaci hipotezy o utrzymywaniu się opłacalności wykształcenia mierzonej wielkością dochodów. Wskaźnikiem opłacalności wykształcenia będzie postępujący wzrost finansowych „zwrotów” za wyższe wykształcenie lub utrzymywanie się ich wielkości na poziomie z lat 90.

Druga hipoteza dotyczy wpływu pozycji zawodowej na poziom dochodów. Dotychczasowe ustalenia wskazują, że kluczowymi podmiotami tej zależności w strukturze społecznej są wyższe kadry kierownicze, specjaliści i właściciele firm. W kontekście przechodzenia od komunizmu do społeczeństw rynkowych awans tych kategorii w hierarchii dochodów traktowany jest jako świadectwo rozwoju merytokracji – która premiuje wysokie kwalifikacje zawodowe – oraz wzrostu racjonalności rynkowej, która wyżej wynagradza właścicieli za przedsiębiorczość i skłonność do ponoszenia ryzyka (Nee 1989).

Można więc oczekiwać wzrostu zależności między pozycją zawodową i poziomem dochodów. Przy czym przenosząc cytowaną teorię Nee do Europy Środkowo-Wschodniej (sformułowano ją w latach 80. w odniesieniu do Chin) i dostosowując do polskiego kontekstu, należałoby uwzględnić fakt, że między dochodami właścicieli, specjalistów i wyższych kierowników występują istotne różnice. Analiza długookresowych tendencji dla społeczeństw zachodnich wskazuje, że kapitał kwalifikacji specjalistów i zdolności organizacyjne menedżerów uzyskują tam wyższą wartość rynkową w porównaniu z kapitałem własności, reprezentującym bardziej tradycyjne dziedziny wytwórczości i usług. Zakładając, że zmiany w Polsce dokonują się w podobnym kierunku, sformułujemy hipotezę, że – z upływem czasu – wyżsi kierownicy i specjaliści powinni uzyskiwać stosunkowo wyższe dochody w porównaniu z dochodami właścicieli firm poza rolnictwem.

Trzecia i czwarta hipoteza dotyczy kształtowania się tych zależności w sektorach gospodarki, rozpatrywanych w ramach podziału na firmy „prywatne” i przedsiębiorstwa „państwowe”. Kwestia nierówności wynagrodzeń między sektorami stała się jednym z aspektów teorii przechodzenia od systemu komunistycznego do społeczeństw rynkowych. Porównując – w Chinach

i Rosji – wielkości zwrotów za wykształcenie w różnych sektorach gospodarki, stwierdzono, że w sektorze prywatnym zależności te były silniejsze (Gerber 2002; Wu i Xie 2003: 643).

Przypomnijmy, że w Rosji i Chinach wpływ sektora operacjonalizowano w postaci dychotomicznego podziału „prywatny–państwowy”. Krokiem na przód byłaby analiza tych zależności w ramach bardziej szczegółowego podziału. W odniesieniu do Polski posłużyłem się podziałem na cztery sektory, który wydaje się bardziej trafnym odzwierciedleniem struktury tych zależności, dostosowanym do polskiego kontekstu. Sektorami tymi są: (i) państwowy, (ii) prywatny (praca w firmie z przewagą kapitału polskiego), (iii) zagraniczny prywatny (firmy, w których kapitał zagraniczny ma co najmniej 51% udziału), (iv) spółdzielczy. Nawiązując do wcześniejszych ustaleń, zweryfikujemy dwie hipotezy: że związek dochodów z wykształceniem i pozycją zawodową powinien być wyższy w sektorze prywatnym i że siła tej zależności uległa zwiększeniu.

Dane i zmienne

Empiryczną podstawą moich analiz są dane z badań realizowanych od 1982 do 2005 roku na ogólnopolskich próbach ludności, dobranych metodą losową. Badanie z 1982 roku („Warunki życia i potrzeby społeczeństwa polskiego, 1982”) przeprowadzono na próbie gospodarstw domowych, liczącej 5317 mężczyzn i kobiet (Beskid 1984). Drugi zbiór pochodzi z badania „Struktura społeczna II”, zrealizowanego w 1988 roku na próbie 5884 jednostek – losowano adresy indywidualne, była to tak zwana „próba imienna” (Słomczyński i in. 1989)⁵. Z kolei analizy dla lat 90. i pierwszej dekady XXI wieku, opierają się na Polskim Generalnym Sondażu Społecznym realizowanym od 1992 roku na próbach adresów domowych. Liczebności efektywnie zrealizowanych prób w ośmiu edycjach PGSS były następujące: w 1992 roku – 1647, w 1993 – 1649, w 1994 – 1609, w 1995 roku – 1603, w 1997 – 2401, w 1999 – 2282, w 2002 – 2473 i w 2005 – 1277. Wszystkie badania przeprowadzono na populacji osób dorosłych. Kierując się względami porównywalności, ograniczyłem analizy do zbiorowości osób w wieku 21–65 lat, ponieważ taki był najwięzszy przedział wieku respondentów w badaniu z 1988 roku.

Przedmiotem mojej analizy jest zależność między poziomem wykształcenia i pozycją zawodową a wielkością dochodów. W celu prześledzenia zmian

⁵ Badania z lat 1982 i 1988 zrealizowali ankieterzy Instytutu Filozofii i Socjologii PAN.

w sile tych zależności będę się posługiwał analizą regresji. Zmienną wyjaśnianą są dochody jednostek, a podstawowymi zmiennymi wyjaśniającymi – wykształcenie, zawód i sektor gospodarki. Wszystkie te zmienne zoperacjonalizowałem identycznie dla wszystkich punktów czasowych.

Informacje o dochodach uzyskano z deklaracji respondentów na podstawie otwartego pytania dotyczącego wielkości miesięcznych dochodów z głównego miejsca pracy (w dalszej prezentacji będę je wymiennie określał mianem zarobków). Ponieważ w ciągu rozpatrywanych 23 lat miała miejsce inflacja dochodów i wymiana „starych” złotych na „nowe”, analizując zmiany w czasie, posługuję się logarytmem dochodów. Jest to powszechnie stosowana metoda standaryzacji dochodów, która czyni porównywalnymi jednostki pieniężne, mimo zmian ich wartości.

Wpływ poziomu wykształcenia rozpatruję w postaci podziału na pięć kategorii: (i) nieukończone podstawowe i podstawowe (a od 1998 roku również gimnazjum), (ii) zasadnicze zawodowe i nieukończone średnie, (iii) ukończone średnie, (iv) pomaturalne, licencjat i nieukończone wyższe, (v) ukończone wyższe. Kategorie te wprowadzone są do modelu regresji w postaci zestawu zmiennych zero-jedynkowych, co pozwala uchwycić rynkową wartość poszczególnych poziomów wykształcenia wyrażoną w dochodach.

Z tego samego powodu – w postaci kategorialnej – zdefiniowałem przynależność zawodową, wyodrębniając: (i) wyższe kadry kierownicze (przedsiębiorstw i wysokich urzędników państwowych) i specjalistów, (ii) pracowników umysłowych niższego szczebla, obejmujących kierowników wydziałów, techników, pielęgniarki, księgowych, pracowników umysłowych wykonujących rutynowe prace biurowe, oraz pracowników umysłowych w usługach i handlu (sprzedawczynie, pracownicy poczty), (iii) właścicieli firm i samozatrudniających się właścicieli poza rolnictwem, (iv) robotników wykwalifikowanych i niewykwalifikowanych, (v) rolników, obejmujących robotników rolnych i właścicieli gospodarstw. Pewnym ograniczeniem tej analizy jest nieporównywalność informacji o zawodzie dla danych PGSS z badaniami dla 1982 i 1988 roku, ponieważ przynależność zawodowa w PGSS kodowana jest (od 1997 roku) według *International Standard Classification of Occupations (ISCO)*, a nie według *Spoločnej klasyfikacji zawodów*, będącej standardowym narzędziem we wcześniejszych badaniach. Z tego też względu siłę związku między pozycją zawodową i dochodami analizuję tylko dla lat 1992–2005, posługując się danymi PGSS. Drugim ograniczeniem jest to, że ze względu na stosunkowo małą liczebność wyższych kierowników musiałem ich połączyć ze specjalistami, co uniemożliwia przetestowanie bardziej szczegółowych hipotez dotyczących związku między kategorią zawodową i wielkością dochodów. Zastosowany tu podział na pięć kategorii zawodowych jest

najogólniejszą wersją schematu, znanego pod nazwą EGP, wykorzystywanego najczęściej w analizach międzykrajowych do operacjonalizacji przynależności klasowej respondentów (Domański i Przybysz 2003).

Analizując wpływ przynależności do sektora gospodarki, posłużyłem się podziałem na cztery sektory: (i) państwowy, (ii) prywatny (praca w firmie z przewagą kapitału polskiego), (iii) zagraniczny prywatny (firmy, w których kapitał zagraniczny ma co najmniej 51% udziału), (iv) spółdzielczy.

Podstawowymi zmiennymi kontrolnymi, które mogłem uwzględnić dla wszystkich punktów czasowych, są: płeć (mężczyźni=1, kobiety=0), wiek (liczba ukończonych lat), wielkość miejscowości zamieszkania (skala identyfikująca liczbę mieszkańców), stanowisko kierownicze (trzy punktowa skala: kierownicy, mający wśród podwładnych kierowników niższego szczebla, niżsi kierownicy i niekierownicy) oraz dział gospodarki, zdefiniowany w postaci serii zmiennych zero-jedynkowych przypisanych respondentom na podstawie informacji dotyczących charakteru działalności ich przedsiębiorstwa. Osoby pracujące sklasyfikowano w ośmiu działach: przemysł, rolnictwo, budownictwo, transport, handel, usługi społeczne (nauka, kultura, zdrowie, edukacja), administracja państwowa i usługi osobiste (usługi komunalne, turystyka, rozrywka).

Wpływ wykształcenia

W celu określenia kierunku zmian w sile zależności między poziomem wykształcenia i dochodami jednostek posłużyłem się analizą regresji. W tabeli 3 przedstawione są wielkości metrycznych współczynników regresji dla poszczególnych poziomów wykształcenia. Kategorie wykształcenia zostały wprowadzone do modelu regresji metodą tak zwanego „kodowania efektów” (zob. Cohen i Cohen 1983), co pozwala interpretować wielkości tych współczynników w terminach dystansu między średnią dochodów dla danej kategorii, a średnią w próbie⁶. Sprowadzenie dochodów do skali logarytmicznej

⁶ Dokładnie ujmując, w metodzie kodowania efektów jest to średnia nieważona przez liczebności kategorii zero-jedynkowych; w tym przypadku – kategorii wykształcenia. Kategorią odniesienia (którą się w analizie regresji pomija) jest „niepełne wykształcenie podstawowe i podstawowe”. Posługując się metodą „kodowania efektów”, można dla tej kategorii wyznaczyć wartość współczynnika regresji, która jest równa sumie wartości współczynników regresji dla kategorii wykształcenia uwzględnionych w rozpatrywanym modelu z odwrotnym znakiem. Na przykład współczynnik regresji dla kategorii z wykształceniem podstawowym i niepełnym podstawowym dla 1982 roku wynosi $0,122-0,011-0,004+0,003=0,110$. Ze znakiem minus jest to $-0,110$.

pozwala (z pewnym przybliżeniem) interpretować te dystanse w terminach procentowego przyrostu lub spadku dochodów – w stosunku do średniej. W modelu tym pominięty jest zawód, ponieważ poziom wykształcenia jest (prawie z definicji) składnikiem wielu ról zawodowych i w analizach trudno je od siebie oddzielić⁷.

Tabela 3. Zależność między dochodami a wykształceniem i wybranymi cechami jednostek. Współczynniki metryczne w modelu regresji wielorakiej. Polska^a

Cechy jednostek	1982	1987	1992	1995	1997	1999	2002	2005
Płeć (mężczyźni = 1)	0,376**	0,404**	0,308**	0,295**	0,333**	0,155**	0,240**	0,314**
Wiek	0,006**	0,001	0,004	0,008**	0,003**	0,002	0,002	0,005
Wielkość miejscowości	0,016	0,018**	0,001*	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**
Wykształcenie								
wyższe	0,122**	0,182**	0,246**	0,374**	0,260**	0,374**	0,406**	0,479**
niepełne wyższe	-0,011	0,052*	0,038	0,089	0,087*	-0,011	0,123	0,208**
średnie	-0,004	0,001	0,049	-0,051	-0,006	0,010	0,009	-0,054
zasadnicze zawodowe	0,003	-0,063**	-0,022	-0,175**	-0,204**	-0,039	-0,202	-0,132**
podstawowe (ref.)	-0,110	-0,172	-0,311	-0,237	-0,137**	-0,334	-0,336	-0,321
Stanowisko kierownicze	0,135**	0,113**	0,238**	0,230**	0,209**	0,253**	0,244**	0,234**
Dział gospodarki								
przemysł	0,048**	0,087**	0,042	0,068	0,064*	0,111**	0,046	-0,008
rolnictwo	-0,045	-0,015	-0,184**	-0,364**	-0,272**	-0,404**	-0,366**	-0,137
budownictwo	-0,013	0,041	0,170**	0,088	0,173**	0,144**	0,227**	-0,013
transport	-0,004	-0,006	0,007	0,080	-0,020	0,080	0,053	0,111
handel	-0,011	-0,030	0,068	0,082	-0,016	-0,042	-0,067	-0,006
usługi społeczne	0,016	-0,066**	-0,204**	-0,111**	-0,137**	-0,079*	-0,098*	-0,057
administracja	0,046	0,056	-0,044	0,133	0,011	0,023	0,028	0,052
usługi osobiste (ref.)	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Constans</i>	3,947**	4,912**	4,514**	5,206**	5,957**	6,244**	6,335**	6,220**
R ² (skorygowany)	0,302	0,311	0,348	0,380	0,348	0,358	0,357	0,315

**p<0,01; * p<0,05

^a We wszystkich modelach regresji dochody wyrażone są na skali logarytmicznej.

⁷ Pominię – jako mniej ważną dla celu tej analizy – interpretację zależności dochodów od płci, wieku, wielkości miejsca zamieszkania, stanowiska i działu gospodarki. Czytelnikowi należy się wyjaśnienie odnośnie do zależności dochodów od wieku. Zależność ta wy-

Pierwszy wniosek dotyczy zmian w sile tej zależności. Analizy te jednoznacznie wskazują na stały wzrost siły związku między dochodami i poziomem wykształcenia. W 1982 roku dochody osób z wyższym wykształceniem przewyższały średnią o 12,2% ($e^{0,122}-1$), po wyłączeniu płci, wieku i innych czynników, natomiast stosunkowo najniższą opłacaną kategorią były osoby z wykształceniem podstawowym (-0,110)⁸. Hierarchia ta była w miarę stabilna z wyjątkiem 1997 roku, w którym najniższą sytuowały się osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym i niepełnym średnim (-0,204). Porównanie wielkości dystansu między skrajnymi kategoriami wskazuje, że od 1982 do 2005 roku dokonywał się systematyczny wzrost zróżnicowania dochodów, czego sumarycznym miernikiem jest wzrost rozpiętości z 0,232 do 0,800.

Drugi wniosek dotyczy roli wyższego wykształcenia. W latach 1982–2005 miał miejsce prawie liniowy wzrost jego wartości wyrażonej w postaci „czystej” nadwyżki dochodów (w stosunku do średniej). W 1982 roku wynosiła ona tylko 12,2%, w 1992 roku wzrosła do 27,9% ($e^{0,246}-1$), w 1999 roku – do 45,3%, w 2002 – do 50,1% ($e^{0,406}-1$), a w 2005 roku – 61,4% ($e^{0,479}-1$). Nic nie wskazuje na osłabienie tendencji do wzrostu opłacalności wyższego wykształcenia, nie mówiąc już o obniżeniu się jego wartości rynkowej.

Aby ten wniosek potwierdzić, odwołajmy się do statystycznego testu zmian w czasie. Mocnym argumentem na rzecz hipotezy o zwiększającej się roli wyższego wykształcenia byłoby wystąpienie dodatniej interakcji między tą zmienną i zmianami w czasie. Analizę tę przeprowadziłem na połączonym zbiorze danych pochodzących z ośmiu badań – z lat 1982, 1988, 1992, 1995, 1997, 1999, 2002 i 2005 – w ramach zmodyfikowanego modelu regresji, w którym, dodatkowo, uwzględnione zostały: „rok badania” i interakcja tej zmiennej z kategoriami wykształcenia. Zmienna „rok badania” jest skalą od 1 do 8, gdzie wszystkim respondentom z 1982 roku przypisano 1, respondentom z 1988 roku – 2, itd.⁹ Dodatnia wartość interakcji „wykształcenie wyższe*rok badania”

stepuje często w postaci krzywoliniowej, co zwykle się kontrolować przez uwzględnienie w modelu regresji zmiennej „wiek-kwadrat” (liczba lat podniesiona do drugiej potęgi). Ponieważ w przypadku Polski efekt ten nie wystąpił, w modelu przedstawionym w tabeli 3 związek dochodów z wiekiem przedstawiłem w postaci liniowej.

⁸ Jako że „dystanse” między kategoriami wykształcenia wyrażone są w jednostkach logarytmu naturalnego, wartości b wygodniej jest sprowadzić do postaci, które można interpretować w terminach procentowego odchylenia od średniej w próbie. Jest to możliwe przez przekształcenie ich do postaci wykładniczej (e^b) i odjęcie uzyskanego wyniku od 1 (przypomnijmy, że logarytm naturalny liczby x jest wykładnikiem stałej e (równiej w przybliżeniu 2,71), która podniesiona do potęgi b daje x , czyli jeżeli $\log x = b$, to $e^b = x$).

⁹ Zmienna ta identyfikuje kierunek zmian w wielkości dochodów. Dodatnia wartość współczynnika regresji dla „roku badania” wskazywałaby na liniowy wzrost poziomu dochodów w Polsce.

wskazywałyby na systematyczny wzrost relatywnej nadwyżki dochodów uzyskiwanych przez osoby z wyższym wykształceniem w stosunku do średniej. W analogiczny sposób można interpretować interakcję roku badania z wykształceniem niepełnym wyższym, średnim i zasadniczym zawodowym.

Tabela 4. Zależność między dochodami a poziomem wykształcenia przy kontroli wybranych cech jednostek. Współczynniki metryczne w modelu regresji wielorakiej. Polska 1982–2005

Cechy jednostek	Model I	Model II
Płeć (mężczyźni = 1)	0,301**	0,304**
Wiek	0,003**	0,003**
Wielkość miejscowości	0,022**	0,022**
Wykształcenie		
wyższe	0,225**	0,072**
niepełne wyższe	0,076**	0,000
średnie	-0,011	-0,004
zasadnicze zawodowe	-0,093**	-0,002
podstawowe (ref.)	-	-
Stanowisko kierownicze	0,295**	0,298**
Dział gospodarki		
przemysł	0,080**	0,075**
rolnictwo	-0,156**	-0,136**
budownictwo	0,063**	0,058**
transport	0,026**	0,022
handel	-0,015	-0,019
usługi społeczne	-0,077**	-0,071**
finanse i administracja	0,005	0,008
usługi osobiste (ref.)	-	-
Rok badania	0,243**	0,247**
Interakcje		
wyższe*rok	-	0,037**
niepełne wyższe*rok	-	0,002
średnie*rok	-	0,017**
zasadnicze zawodowe*rok	-	-0,019**
<i>Constans</i>	3,948**	3,916**
R ² (skorygowany)	0,746	0,751

**p<0,01

Wyniki testu zamieszczone są w tabeli 4. W pierwszej kolumnie przedstawiono wartości parametrów dla modelu bez interakcji, które charakteryzują siłę związku wykształcenia z dochodami bez uwzględniania liniowego efektu zmian w czasie. Wartości w drugiej kolumnie uzyskano przy uwzględnieniu zmian, w postaci zmiennych identyfikujących interakcję między określonym poziomem wykształcenia i rokiem badania. Porównanie wartości współczynnika korelacji wielorakiej (R^2) uzyskanej dla obu modeli wskazuje na brak znaczącego efektu zmian w czasie. Wprawdzie R^2 zwiększa się – po wprowadzeniu interakcji – z 0,746 do 0,751, jednak nie jest to wielkość statystycznie istotna. Wskazywałoby to, że zmiany w sile związku między dochodami i poziomem wykształcenia nie dokonywały się w sposób liniowy.

Brak większych zmian w sile całkowitej zależności nie wyklucza wystąpienia znaczącego wzrostu „zwrotów” za niektóre poziomy wykształcenia. W istocie, w latach 1982–2005 wystąpił znaczący wzrost „zwrotów” finansowych za wykształcenie wyższe. Wartość współczynnika regresji dla zmiennej interakcyjnej „wyższe*rok” wynosi 0,037, co oznacza, że właśnie taki był wzrost nadwyżki dochodów przypadających z tytułu wyższego wykształcenia w skali roku. W tym samym czasie wystąpił również znaczący wzrost dochodów kategorii z wykształceniem średnim (0,017) i systematycznie zmniejszała się wartość wykształcenia zawodowego (-0,019).

Wpływ pozycji zawodowej

Czy wzrostowi opłacalności wyższego wykształcenia towarzyszył wzrost zależności między dochodami i pozycją zawodową? Zgodnie z hipotezą dotyczącą związku między tymi zmiennymi, należałoby oczekiwać relatywnego zwiększania się dochodów wyższych kierowników i specjalistów i obniżania się dochodów właścicieli. Najogólniejszą charakterystyką tej zależności są dane przedstawione w tabeli 5, informujące o zmianach w hierarchii dochodów rozpatrywanej w podziale na pięć kategorii: wyższych kierowników i specjalistów, niższych pracowników umysłowych, właścicieli firm, robotników i rolników. Średnie wielkości dochodów dla poszczególnych kategorii zrelatywizowałem do średnich dla całej zbiorowości. Tak więc, wskaźniki powyżej 1 informują, o ile większe były dochody w danej kategorii od średniej ogółem i odpowiednio – wartości poniżej 1 informują o dochodach niższych od średniej. Analiza obejmuje wyłącznie lata 1992–2005 ze względu na brak możliwości zastosowania porównywalnego podziału zawodowego dla lat 80.

Tabela 5. Dochody w kategoriach zawodowych (w postaci ilorazu – średnia dla kategorii/średnia w próbie)

Kategorie zawodowe	Rok	1992	1995	1997	1999	2002	2005
	Wyżsi kierownicy i specjaliści		1,73	1,96	1,67	1,67	1,99
Niżsi umysłowi		0,86	0,89	0,85	0,94	1,00	1,03
Właściciele		1,57	1,62	1,71	1,48	1,80	1,43
Robotnicy		0,89	0,85	0,85	0,89	1,33	0,97
Rolnicy		0,69	0,53	0,71	0,54	0,70	0,53
Stosunek korelacyjny (Eta)		0,43	0,50	0,32	0,44	0,38	0,45

Porównanie to wskazuje na występowanie stabilnej hierarchii dochodów, w której najwyżej sytuowali się (łącznie rozpatrywani) wyżsi kierownicy i specjaliści. Na drugiej pozycji byli właściciele, a na trzeciej niżsi pracownicy umysłowi i robotnicy, którzy wyprzedzali rolników, uzyskujących zdecydowanie najniższe dochody. Można by sformułować wstępny wniosek, że w latach 1992–2005 nie wystąpiły istotniejsze przemieszczenia zmieniające kształt hierarchii dochodów. Jednak hierarchia ta jest również wypadkową wpływu płci, wieku i innych czynników, stąd, analizując zmiany w sile związku między dochodami i pozycją zawodową, powinniśmy te czynniki uwzględnić. Podobnie jak w przypadku wykształcenia posłużyłem się analizą regresji, wprowadzając do modelu zmienne identyfikujące występowanie interakcji między kategoriami zawodowymi i rokiem badania¹⁰. Wyniki zamieszczone w tabeli 6 pozwalają odpowiedzieć na dwa pytania: (i) czy przynależność zawodowa była znaczącym wyznacznikiem poziomu dochodów, (ii) czy w latach 1992–2005 kształt tej zależności znacząco się zmienił.

Odpowiedzi na pierwsze pytanie dostarczają wielkości współczynników regresji dla kategorii zawodowych uzyskane w ramach pierwszego modelu. Potwierdzają one fakt występowania wyraźnej hierarchii dochodów, w której najbardziej uprzywilejowaną pozycję zajmowali wyżsi kierownicy i specjaliści, a na drugim miejscu byli właściciele firm. Dochody kierowników i specjalistów sytuowały ich na poziomie wyższym o 0,385 od średniej, podczas gdy nadpłata dla właścicieli wyniosła 0,290. Odpowiedzi na drugie pytanie dostarczają parametry uzyskane dla zmiennych interakcyjnych. Znacząca wielkość współczynnika regresji dla zmiennej „wyżsi kierownicy i specjali-

¹⁰ Rok badania jest zmienną ilościową od 1 do 6, gdzie wszystkim respondentom objętym badaniem z 1992 roku przypisano 1, badaniem z 1995 – 2, z 1997 – 3, z 1999 – 4, z 2002 – 5, a respondentom z 2005 – 6.

ści*rok” (0,019) świadczy o tym, że w latach 1992–2005 członkowie tej kategorii przesunęli się w górę w hierarchii dochodów, uzyskując roczny przyrost w wysokości 1,9% ($e^{0,019}-1$). Kategorią, która zyskała na zmianach, byli również pracownicy umysłowi (0,022), natomiast „straty” ponieśli właściciele firm, których dochody malały w tempie 2,1% ($e^{0,021}-1$) w skali roku.

Tabela 6. Zależność między dochodami a przynależnością zawodową przy kontroli wybranych cech jednostek. Współczynniki metryczne w modelu regresji wielorakiej. Polska 1992–2005

Cechy jednostek	Model I	Model II
Płeć (mężczyźni = 1)	0,321**	0,320**
Wiek	0,001	0,001
Wielkość miejscowości	0,039**	0,039**
Przynależność zawodowa		
wyżsi kierownicy i specjaliści	0,385**	0,295**
niżsi umysłowi	0,007	-0,097**
właściciele	0,290**	0,380**
robotnicy	-0,219**	-0,236**
rolnicy (ref.)	-	-
Dział gospodarki		
przemysł	0,048**	0,050**
rolnictwo	-0,084**	-0,103**
budownictwo	0,077**	0,079**
transport	0,021	0,024
handel	-0,110**	-0,111**
usługi społeczne	-0,097**	-0,093**
finanse i administracja	0,050**	0,055**
usługi osobiste (ref.)	-	-
Rok badania	0,286**	0,280**
Interakcje między przynależnością do kategorii zawodowych i rokiem badania		
wyżsi kierownicy i specjaliści *rok	-	0,019**
niżsi umysłowi*rok	-	0,022**
właściciele*rok	-	-0,021**
robotnicy*rok	-	0,003
<i>Constans</i>	4,616**	4,639**
R ² (skorygowany)	0,640	0,641

**p<0,01

W sumie, wyniki te potwierdzają hipotezę dotyczącą kierunku zmian w czasie. Zgodnie z oczekiwaniami, w latach 1992–2005 zwiększała się rynkowa cena kapitału zdolności organizacyjnych, wysokich kwalifikacji i wiedzy, natomiast relatywnie malała rola kapitału drobnej własności. Pozwólmy sobie na interpretację (być może daleko idącą), że wynik dla Polski jest powtórzeniem długookresowej tendencji, stwierdzonej dla krajów zachodnich – przesuwania się właścicieli firm do środka hierarchii dochodów. Druga tendencja dotyczy klasycznego podziału „umysłowi–fizyczni”. W latach 1992–2005 przedstawiciele wyższych i niższych pracowników umysłowych uzyskiwali stosunkowo coraz wyższe dochody w porównaniu z kategorią robotników. Oznacza to, że kategoria pracowników umysłowych rozpatrywanych *en bloc* przesunęła się w górę, co sygnalizuje zaostrzenie się klasycznej dychotomii w wymiarze nierówności dochodów.

Wpływ sektora gospodarki

Zgodnie z hipotezami dotyczącymi przechodzenia od systemu komunistycznego do społeczeństw rynkowych bardziej opłacalne powinno być zatrudnienie w sektorze prywatnym. Wynik ten uzyskał potwierdzenie dla Rosji i Chin. Kategoria osób z wyższym wykształceniem, specjaliści i wyżsi kierownicy, zatrudnieni w sektorze prywatnym uzyskiwali tam wyższe dochody. W sektorze państwowym zależności te były słabsze.

Odpowiedzi na pytanie, jak prawidłowości te kształtowały się w Polsce, dostarczają wyniki analizy regresji przedstawione w tabelach 7 i 8. Wpływ sektora gospodarki rozpatruję w ramach podziału na cztery sektory: (i) państwowy, (ii) prywatny z przewagą kapitału krajowego, (iii) prywatny z przewagą kapitału zagranicznego i (iv) spółdzielczy, który jest kategorią referencyjną. Z analizy wyłączeni zostali właściciele gospodarstw rolnych.

Wielkości współczynników regresji, zamieszczone w pierwszej kolumnie tabeli 7, odpowiadają na pytanie, czy zatrudnienie w sektorze gospodarki było znaczącym wyznacznikiem dochodów. Okazuje się, że była to istotna zależność. W latach 1992–2005 stosunkowo najwyższe dochody uzyskiwano w sektorze prywatnym z przewagą kapitału polskiego, niezależnie od poziomu wykształcenia, płci, wieku, wielkości miejsca zamieszkania i działu gospodarki. Czysta nadwyżka uzyskiwana w sektorze prywatnym – w stosunku do średniej – wynosiła 13,7% ($e^{0,128}-1$). W sektorze prywatnym z przewagą kapitału zagranicznego kształtowała się ona na poziomie 7,6% ($e^{0,076}-1$), natomiast w mniej korzystnej sytuacji byli pracow-

Tabela 7. Zależność między dochodami a poziomem wykształcenia i zatrudnieniem w sektorach gospodarki przy kontroli wybranych cech jednostek. Współczynniki metryczne w modelu regresji wielorakiej (Polska 1982–2005)

Cechy jednostek	Model I	Model II
Płeć (mężczyźni=1)	0,302**	0,301**
Wiek	0,005**	0,004**
Wielkość miejscowości	0,029**	0,028**
Wykształcenie		
wyższe	0,398**	0,412**
niepełne wyższe	0,109**	0,107**
średnie	-0,001	-0,001
zasadnicze zawodowe	-0,203**	-0,203**
podstawowe (ref.)	-	-
Dział gospodarki		
przemysł	0,065**	0,064**
rolnictwo	-0,228**	-0,228**
budownictwo	0,086**	0,083**
transport	0,066**	0,064**
handel	-0,017	-0,018
usługi społeczne	-0,137**	-0,132**
finanse i administracja	0,032	0,039
usługi osobiste (ref.)	-	-
Sektor gospodarki		
państwowy	-0,030**	-0,028**
prywatny	0,128**	0,128**
zagraniczny	0,076**	0,076**
spółdzielczy (ref.)	-	-
Rok badania	0,145**	0,145**
Interakcje między sektorem a wykształceniem		
wyższe*prywatny	-	0,088**
wyższe*zagraniczny	-	0,031
wyższe*państwowy	-	-0,048**
Constans	-283,771**	-284,023**
R ² (skorygowany)	0,617	0,618

**p<0,01

nicy finansowani przez państwo, których dochody były niższe od średniej o 3%¹¹.

Zobaczymy, czy rzeczywiście w różnych sektorach występowały różne zasady dystrybucji dochodów. Zgodnie z hipotezami dotyczącymi kształtowania się w społeczeństwach postkomunistycznych stosunków rynkowych, posiadanie wyższego wykształcenia powinno zapewniać wyższe dochody w sektorze prywatnym. Aby to sprawdzić, posłużyłem się testem na interakcję między sektorem a posiadaniem wyższego wykształcenia – wyniki przedstawione są w drugiej kolumnie tabeli 7¹². Porównanie wartości współczynników dla zmiennych interakcyjnych wskazuje, że posiadanie wyższego wykształcenia było źródłem najwyższych dochodów w sektorze prywatnym, co potwierdzałoby prawidłowości ustalone dla Rosji i Chin. Wydawałoby się, że najsilniejsza zależność powinna występować w bardziej nowoczesnym sektorze firm zagranicznych, których funkcjonowanie chyba najbardziej opiera się na kryteriach racjonalności rynkowej. Jednak tak nie jest – największy zwrot za wyższe wykształcenie uzyskiwały osoby zatrudnione w sektorze prywatnym z przewagą kapitału polskiego (0,088). W sektorze prywatnym z kapitałem zagranicznym kształtował się on na poziomie zbliżonym do średniej (0,031), natomiast znacząco niższe dochody uzyskiwało się z tytułu zatrudnienia w sektorze państwowym (-0,048).

Sektor prywatny był również głównym ośrodkiem kształtowania się merytokratycznych zasad dystrybucji wynagrodzeń dla kierowników i specjalistów. Wyniki testu na interakcję (przedstawione w drugiej kolumnie tabeli 8) potwierdzają fakt uzyskiwania przez wyższych kierowników i specjalistów stosunkowo wyższych dochodów w sektorze prywatnym¹³. Zatrudnienie w sektorze prywatnym z udziałem kapitału polskiego zapewniało przedstawicielom tej kategorii stosunkowo najwyższe dochody w postaci 26,1% ($e^{0,232}-1$) nadwyżki – w stosunku do średniej. Z kolei najmniej korzystnie

¹¹ Ściśle rzecz biorąc, w najmniej korzystnej sytuacji pozostawali pracownicy zatrudnieni w sektorze spółdzielczym, który jest zmienną referencyjną. Wielkość metrycznego współczynnika dla tej kategorii wynosi -0,174, co można wyliczyć, sumując (z odwrotnym znakiem) wielkości współczynników regresji dla sektorów podane w tabeli 7.

¹² W modelu II ograniczyłem się do przetestowania interakcji między sektorem gospodarki a wyższym wykształceniem, nie uwzględniając interakcji z innymi poziomami wykształcenia, które są mniej istotne dla wniosków.

¹³ Ze względu na brak miejsca, w tabeli 8 zamiast pełnej nazwy „wyżsi kierownicy i specjaliści” posługuję się nazwą tej kategorii skróconą do „specjalistów”. Podobnie jak w modelu II, dotyczącym zależności z wykształceniem (zob. tabela 7) ograniczyłem się tu do przetestowania interakcji między sektorem gospodarki a przynależnością do wyższych kierowników i specjalistów, nie uwzględniając interakcji sektora z innymi kategoriami.

Tabela 8. Zależność między dochodami a przynależnością zawodową w sektorach gospodarki przy kontroli wybranych cech jednostek. Współczynniki metryczne w modelu regresji wielorakiej. Polska 1992 – 2005

Cechy jednostek	Model I	Model II
Płeć (mężczyźni = 1)	0,326**	0,323**
Wiek	0,003**	0,003**
Wielkość miejscowości	0,035**	0,034**
Przynależność zawodowa		
wyżsi kierownicy i specjaliści	0,340**	0,357**
niżsi umysłowi	-0,026	-0,038*
właściciele	0,277**	0,288**
robotnicy	-0,261**	-0,269**
rolnicy (kategoria ref.)	-	-
Dział gospodarki		
przemysł	0,066**	0,065**
rolnictwo	-0,187**	-0,085**
budownictwo	0,088**	0,081**
transport	0,028	0,028
handel	-0,087**	-0,087**
usługi społeczne	-0,082**	-0,080**
finanse i administracja	0,063**	0,069**
usługi osobiste (ref.)	-	-
Sektor gospodarki		
państwowy	0,030**	0,042**
prywatny	-0,016	-0,036*
zagraniczny	0,079**	0,078**
spółdzielczy (ref.)	-	-
Rok badania	0,287**	0,286**
Interakcje między sektorem a przynależnością do wyższych kierowników i specjalistów		
specjaliści *prywatny	-	0,232**
specjaliści *zagraniczny	-	0,020
specjaliści *państwowy	-	-0,093**
Constans	4,535**	4,546**
R ² (skorygowany)	0,678	0,680

**p<0,01

kształtowała się sytuacja członków tej kategorii w sektorze państwowym. Pracując w sektorze państwowym, uzyskiwali oni stosunkowo niższe dochody – gdyby sytuację tę określić mianem „straty” z tytułu zatrudnienia w „gorszym” sektorze, to wyniosła ona 8,9% ($e^{0,093} - 1$) w stosunku do średniej.

Odnosząc się do hipotez, należało teraz ustalić, czy w latach 1982–2005 zależności te stawały się coraz silniejsze? Odpowiedzi na pytanie, czy opłacalność sektora prywatnego dla osób z wyższym wykształceniem stawała się większa, dostarczyły wyniki testu na interakcję wyższego wykształcenia z zatrudnieniem w określonym sektorze i rokiem badania. Przeprowadzenie testu na interakcję między trzema zmiennymi wymagało wprowadzenia do modelu wszystkich interakcji niższego rzędu, co w rozpatrywanym przypadku polegało na kontrolowaniu interakcji: (i) między wyższym wykształceniem a sektorem gospodarki, (ii) między wyższym wykształceniem a rokiem badania oraz (iii) między sektorem gospodarki a rokiem badania¹⁴. Analogiczny test zastosowałem w odniesieniu do wyższych kierowników i specjalistów. Okazuje się, że zatrudnienie w sektorze prywatnym z przewagą kapitału polskiego nie przynosiło coraz większych zwrotów – ani za wyższe wykształcenie, ani za przynależność do wyższych kierowników i specjalistów i to samo dotyczy kategorii osób z wyższym wykształceniem w zagranicznym sektorze prywatnym. Wielkości metrycznych współczynników regresji dla tych zmiennych są nieistotne statystycznie (wyników tych nie przedstawiam), co wskazywałoby, że nie wystąpiły tu znaczące tendencje. Nie rysowały się one również w sektorze państwowym.

Wnioski

Przedstawione tu analizy dotyczyły najbardziej czytelnego aspektu zmian w stratyfikacji społecznej, jakimi są mechanizmy dystrybucji dochodów. Opierając się na danych z reprezentacyjnych badań ogólnokrajowych, próbowałem ustalić, w jakim stopniu dokonuje się u nas zwrot w kierunku zgodnym z logiką stosunków rynkowych, czego świadectwem byłyby wzrost zależności dochodów od wykształcenia i pozycji zawodowej.

Wyniki tej analizy wskazują, że zależności te stawały się coraz silniejsze. W latach 1982–2005 miał miejsce stały wzrost dochodów uzyskiwanych z tytułu wyższego wykształcenia. Drugą prawidłowością był wzrost docho-

¹⁴ W modelu tym uwzględniłem wszystkie zmienne kontrolne rozpatrywane w modelach I i II.

dów uzyskiwanych z tytułu przynależności do kategorii wyższych kierowników i specjalistów. Potwierdziła się również trzecia prawidłowość, dotycząca silniejszego kształtowania się tych zależności w sektorze prywatnym. Zgodnie z wcześniejszymi ustaleniami dla Rosji i Chin, sektor prywatny w Polsce okazał się głównym ośrodkiem zmian w stratyfikacji dochodów, chociaż nie wystąpiły tendencje do wzrostu tych zależności w rozpatrywanym przedziale czasowym.

Ustalenia te mogą być punktem wyjścia do ogólniejszej refleksji, dotyczącej przechodzenia z systemu komunistycznego do gospodarki rynkowej. Jedyną prawidłowością, która okazuje się wspólna dla Chin, Rosji i Polski, była silniejsza zależność między przynależnością do kategorii wyższych kierowników i specjalistów a dochodami w sektorze prywatnym. Nawiązując do wcześniejszych interpretacji, wynik ten można traktować jako argument na rzecz „prorynkowego” charakteru zmian w zasadach dystrybucji dochodów w społeczeństwach postkomunistycznych (Wu i Xie 2003; Gerber i Hout 1998; Gerber 2002). Natomiast społeczeństwa te różnią się ze względu na inne aspekty. Oczywiście w każdym z nich występuje znacząca zależność między wykształceniem a poziomem dochodów, jednak wzrost tej zależności występował tylko w Chinach i w Polsce. W latach 90., w pierwszym okresie transformacji, zależność ta zwiększała się również na Węgrzech i w Czechach. W przypadku Węgier, jak wykazano dla późniejszego okresu, wielkość zwrotów za wyższe wykształcenie malała, co mogło być w jakimś stopniu rezultatem obniżenia jego rynkowej wartości w wyniku nadmiernego zwiększenia jego podaży w stosunku do potrzeb. Natomiast w Rosji zależność ta nie tylko się nie zwiększała, ale wręcz słabła. Rosja jest również krajem, w którym nie dokonał się wzrost wynagrodzeń specjalistów zajmujących strategiczne pozycje w społeczeństwach rynkowych, podczas gdy tendencje te wystąpiły w Chinach i w Polsce.

Wyjaśniając różnice między Chinami i Rosją, wskazywano, że o ile czynnikiem, który te kraje upodobnia, jest kształtowanie się kapitalizmu, to różnią się one pod względem stabilności (Gerber i Hout 1998). Rosja jest społeczeństwem podlegającym transformacji w kilku wymiarach. Procesowi formowania się gospodarki rynkowej towarzyszy tam formowanie się partii i instytucji politycznych, których przez 70 lat systemu komunistycznego nie było. Nakłada się na to rywalizacja między organami przedstawicielskimi a administracją i rządem; występują również inne niekontrolowane przejawy „proceduralnej” demokracji, której istotą są żywiołowość i chaos. Dokonała się tam głębsza dezintegracja poprzedniego systemu niż w Polsce, na Węgrzech i w Czechach; głębsza również niż w Chinach, które są oazą stabilności politycznej w porównaniu z Rosją. Zmiany w Chinach ograniczają się

ekspansywnego rozwoju struktur rynkowych, kontrolowanego częściowo przez państwo.

Co z tego wynika dla zmian w stratyfikacji społecznej? Prawdopodobnie brzmi hipoteza, że ważnym czynnikiem rozwoju merytokratycznych zasad dystrybucji dochodów jest stabilny charakter reguł gry rynkowej. Mogą one występować w ramach reguł proceduralnej demokracji – jak w Polsce – ale demokracja nie jest warunkiem koniecznym, czego przykładem są Chiny. Natomiast niespełnienie warunku politycznej stabilności systemu jest czynnikiem hamującym rozwój merytokratycznych zasad dystrybucji dochodów. Być może więc Rosja tego minimum nie spełnia.