

P.56347



LOGII



1905634700000

56347

Zbigniew Sawiński  
Henryk Domański

# WYMIARY STRUKTURY SPOŁECZNEJ

analiza porównawcza

OSSOLINEUM

<http://rcin.org.pl>



WYMIARY STRUKTURY SPOŁECZNEJ  
ANALIZA PORÓWNAWCZA



POLSKA AKADEMIA NAUK  
INSTYTUT FILOZOFII I SOCJOLOGII

56347

Zbigniew Sawiński, Henryk Domański

WYMIARY  
STRUKTURY  
SPOŁECZNEJ  
ANALIZA PORÓWNAWCZA

n-42200

WROCŁAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ  
ZAKŁAD NARODOWY IM. OSSOLIŃSKICH  
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

1986

<http://rcin.org.pl>

3

Opiniowali do druku  
KRYSTYNA JANICKA i KRZYSZTOF ZAGÓRSKI

**P.56347**



19056347000000



Okladkę projektowała Anna Płotnicka  
Redaktor Wydawnictwa Józefa Stępień  
Redaktor techniczny Ryszard Ulanecki

© Copyright by Zakład Narodowy im. Ossolińskich – Wydawnictwo, Wrocław 1985

K.  
16.12.86  
H. 142/86  
PAN

Printed in Poland

ISBN 83-04-02193-5

Zakład Narodowy im. Ossolińskich – Wydawnictwo, Wrocław 1986  
Nakład: 1000 egz. Objętość: ark. wyd. 11,30, ark. druk. 11,50 ark. A1 12. Papier  
druk sat. kl. IV, 70 g, 61 × 86. Oddano do składania 1985-07-25. Podpisano do druku  
1986-10-7. Druk ukończono w październiku 1986. Zam. 7/143. J-11. Cena zł 240,-  
Drukarnia Uniwersytetu im. A. Mickiewicza w Poznaniu

<http://rcin.org.pl>

## WPROWADZENIE

Przedmiotem pracy jest analiza wzorów międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej w wybranych krajach. Postaramy się na tej podstawie odtworzyć kształt przestrzeni społecznej, definiowanej w postaci układu relacji między kategoriami zawodowymi. Dokonamy w tym celu identyfikacji podstawowych wymiarów procesu społecznej strukturalizacji, operacjonalizowanej w terminach międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej. Opierając się na wnioskach otrzymanych dla poszczególnych krajów podejmiemy próbę ustalenia prawidłowości o charakterze uniwersalnym.

Za Sorokinem (1959: 133) ruchliwość definiujemy jako każde przejście jednostki z jednej pozycji społecznej na drugą. W badaniach nad ruchliwością przestrzeń społeczną operacjonalizuje się tradycyjnie, prawie wyłącznie w kategoriach zróżnicowania zawodowego. Taki zabieg posiada mocne uzasadnienie empiryczne, ponieważ zawód jest syntetycznym wskaźnikiem wielu cech położenia społecznego jednostek, przez co dobrze identyfikuje ich miejsce w systemie nierówności. Pozostając w zgodzie z tą tradycją, ruchliwość społeczną będziemy utożsamiać ze zmianami pozycji zawodowej. Ograniczymy się przy tym wyłącznie do analizy ruchliwości międzypokoleniowej, to znaczy zawód badanego będziemy relatywizować do zawodu jego ojca. Praktykę taką uzasadnia się tym, że ruchliwość rozpatrywana z perspektywy międzypokoleniowej jest trwałą charakterystyką najważniejszych cech systemu nierówności, takich jak stopień elastyczności barier pomiędzy jego podstawowymi segmentami oraz wielkość dystansów pomiędzy nimi.

Przez system nierówności będziemy rozumieć układ kategorii społecznych wyróżnionych ze względu na stosunki dominacji i podporządkowania oraz ze względu na atrybuty przysługujące jednostkom wchodzącym w skład tych kategorii, takie jak dochody, prestiż czy władza. W tym sensie można mówić o relacyjnym i dystrybucyjnym aspekcie systemu nierówności, które będziemy traktować jako płaszczyzny komplementarne. Przyjęte rozumienie systemu nierówności odpowiada stosowanemu na ogół pojęciu

struktury społecznej, lecz ze względu na wieloznaczność tego terminu będziemy raczej posługiwać się pojęciem systemu nierówności.

Przez wzory ruchliwości będziemy rozumieć społecznie utrwalone kierunki przemieszczeń w przestrzeni społecznej. Są one konsekwencją wielu czynników, wśród których do najważniejszych należy zaliczyć postępujące zmiany w strukturze zawodowej, mechanizmy obejmowania pozycji poprzez transfer pewnych dóbr o charakterze ekonomicznym, politycznym czy kulturowym, strategię zamykania się niektórych kategorii zawodowych, kulturowo określone wzory awansu i dziedziczenia zawodowego, a także wiele innych czynników.

Tak zdefiniowane wzory ruchliwości mogą być rozpatrywane z wielorakiej perspektywy. W naszej pracy będą one identyfikowane za pomocą analizy przepływów w konwencjonalnej tabeli ruchliwości. Tego rodzaju podejście stanowi stały element rozważań poświęconych ruchliwości społeczno-zawodowej. Nasze rezultaty wykraczają poza dotychczas dokonane w tym zakresie ustalenia w dwojaki sposób. Po pierwsze, zostały sformułowane na podstawie wyników międzykrajowej analizy porównawczej. Po drugie, posłużyliśmy się techniką kanonicznej dekompozycji tablic kontyngencyjnych, jako metodą analizy tabel mobilności. Umożliwia ona całościowe ujęcie struktury dystansów między kategoriami zawodowymi, co należy uznać za jej zaletę w stosunku do metod dotychczas stosowanych.

Na zakończenie kilka słów o układzie pracy. Pierwsze dwa rozdziały mają charakter wstępny w stosunku do zasadniczej części rozważań. W pierwszym z nich omawiamy dotychczasowe ustalenia w zakresie badań nad wzorami ruchliwości. Prezentujemy także teoretyczne ujęcia tej problematyki, które stanowić będą podstawę interpretacji wyników przedstawionych w części empirycznej. W drugim rozdziale zamieszczamy opis zastosowanej przez nas metody. Ponieważ zalicza się ona do grupy zaawansowanych metod statystycznych, toteż staraliśmy się wyłożyć jej istotę w sposób możliwie przystępny, tak aby mogła zostać zrozumiana przez czytelnika bez specjalnego przygotowania matematycznego.

Rozdział trzeci zawiera krytykę dotychczasowych analiz nad wzorami ruchliwości, prowadzonych w ramach przyjętej przez nas perspektywy badawczej. Postaramy się wykazać, że niektóre z formułowanych wniosków były nadmiernie uproszczone, stąd prowadziły do częściowo błędnych konkluzji. Podstawę naszej krytyki stanowi reinterpretacja danych dotyczących ruchliwości w Stanach Zjednoczonych – danych najczęściej do-



tychczas wykorzystywanych do formułowania tez ogólnych o strukturze ruchliwości.

W rozdziale czwartym przedstawiamy wyniki analizy porównawczej wzorów ruchliwości, przeprowadzonej na podstawie danych z dziewięciu krajów. Są to: Anglia, Australia, Filipiny, Francja, Izrael, Republika Federalna Niemiec, Stany Zjednoczone, Szwecja i Węgry. Staramy się ustalić specyficzne cechy procesu strukturalizacji w ramach każdego z nich i sformułować wnioski dotyczące uniwersalnych prawidłowości w tym zakresie. Wyniki analogicznej analizy dla Polski zdecydowaliśmy się przedstawić w postaci odrębnego – piątego rozdziału. Wynika to stąd, że w przypadku Polski dysponujemy znacznie szerszym zakresem materiału, co umożliwiło bardziej wszechstronną interpretację stwierdzonych zjawisk.

Pracę zamyka rozdział szósty, w którym staramy się ustalić znaczenie podstawowej osi ruchliwości społecznej. Poddajemy krytyce pogląd głoszący, iż trafnym sposobem konceptualizacji zróżnicowania społecznego jest jednowymiarowa hierarchia kategorii zawodowych według kryterium pozycji społeczno-ekonomicznej. Rozdział ten stanowi zarazem podsumowanie przedstawionych w pracy ustaleń.

\* \* \*

Dziękujemy za cenne uwagi do pierwszej wersji pracy prof. dr. Włodzimierzowi Wesołowskiemu, dr. Krystynie Janickiej, doc. dr. Krzysztofowi Zagórskiemu, dr. Bogdanowi Machowi oraz dr. Wojciechowi Zaborowskiemu.

## Rozdział 1

# BADANIA NAD STRUKTURĄ RUCHLIWOŚCI JAKO SPOSÓB ANALIZY WYMIARÓW STRUKTURY SPOŁECZNEJ

### 1.1. WSTĘP

W niniejszym rozdziale postaramy się pokazać, jakim zamierzeniem badawczym może służyć analiza wzorów ruchliwości społecznej. Naszym celem będzie określenie teoretycznego kontekstu zamierzeń badawczych w zakresie omawianego problemu oraz scharakteryzowanie przydatności różnych metod jego analizy.

Rozpoczniemy od wskazania istniejących w socjologii koncepcji teoretycznych, które dostarczają schematu konceptualizacji sposobu badania strukturotwórczej roli ruchliwości społecznej. Następnie dokonamy przeglądu sposobów badania wzorów ruchliwości oraz omówimy właściwości różnych technik ich analizy. Jednocześnie wskażemy na zalety metod, którymi będziemy posługiwać się w tej pracy. Pozostałą część rozdziału poświęcimy na scharakteryzowanie teoretycznego kontekstu przeprowadzonych przez nas analiz.

### 1.2. TEORETYCZNE PRZESŁANKI BADANIA WZORÓW RUCHLIWOŚCI

Analizy empiryczne wzorów ruchliwości oraz rozważania teoretyczne w tym zakresie prowadzono w zasadzie w dwojakim celu.

Pierwszy kierunek poszukiwań podejmowano wyłącznie na gruncie teoretycznym. Próbowano ustalić konsekwencje faktu zróżnicowania wielkości przepływów między segmentami systemu nierówności dla funkcjonowania systemu społecznego. Pojęcie systemu społecznego odnoszono do nadbudowy instytucjonalnej utrwalającej zasady reprodukcji społecznego porządku. Funkcje ruchliwości jako czynnika stabilizacji systemu społecznego były przedmiotem rozważań Sombarta (1906), Michelsa (1965) i w nie-

wielkim zakresie Marksa (1957). Cytowani autorzy próbowali odpowiedzieć na pytanie, czy wielkość wymiany pomiędzy podstawowymi klasami społeczeństwa kapitalistycznego sprzyja krystalizacji systemu nierówności, czy też osłabieniu ostrości podziałów. W ramach innej opcji traktowano ruchliwość nie tylko jako potencjalny czynnik stabilizacji systemu społecznego, lub jego destrukcji, lecz raczej jako warunek jego sprawnego funkcjonowania (Michels 1965). Oba te kierunki rozważań były kontynuowane z różnym natężeniem w późniejszym okresie (Sorokin 1959; Lipset 1961). Należy podkreślić, że zainteresowanie ruchliwością z punktu widzenia jej konflikto-gennej roli wobec systemu społecznego wzrosło w ciągu ostatnich lat (Westergaard i Resler 1975; Goldthorpe 1984; Wesolowski i Mach 1983).

W ramach drugiego nurtu analiz podjęto próbę wyjaśnienia zjawiska formowania się systemu nierówności. Chodzi o procesy formowania się nowych i zanikania starych podziałów między segmentami struktury społecznej, zjawiska zwiększania się lub zmniejszania dystansów między nimi oraz zaostrzania i osłabiania barier ruchliwości w określonych rejonach przestrzeni społecznej (Bendix i Lipset 1959; Parkin 1974; Zagórski 1978; Goldthorpe 1980). Zwraca się uwagę, że wymienionym procesom towarzyszy wzrost lub spadek poczucia odrębności określonych kategorii jako podmiotów strukturotwórczych stosunków społecznych i inne zjawiska, które, korzystając z idei zawartych w myśli marksowskiej, można określić mianem przechodzenia „klasy w siebie” w „klasę dla siebie”.

Kwestia związku między ruchliwością a procesem formowania się nierówności stanowiła zawsze pierwszoplanowy nurt analiz empirycznych. Będzie ona również zasadniczym przedmiotem naszych zainteresowań. Drugi wątek dotyczący systemowych funkcji ruchliwości społecznej występował znacznie rzadziej. Należy podkreślić, że obydwa kierunki poszukiwań są ze sobą związane. Kwestia – o ile rozmiary ruchliwości pomiędzy określonymi członami systemu nierówności sprzyjają stabilizacji systemu społecznego – była bowiem zawsze mniej lub bardziej *explicite* związana z problematyką strukturalizacji społecznej.

### 1.3. CEL I METODY ANALIZY WZORÓW RUCHLIWOŚCI: PODEJŚCIE KLASYCZNE

W analizach wzorów ruchliwości zarysowują się dwa podejścia badawcze. Różnice między nimi polegają na stosowaniu odmiennych metod analizy macierzy mobilności, co powoduje, że zestaw problemów badawczych

podejmowanych w ramach każdego z tych podejść nie jest jednakowy. Mniej więcej do końca lat sześćdziesiątych badacze ograniczali się na ogół do analizy rozkładów warunkowych w tabeli ruchliwości (najczęściej były to tabele przepływów między kategoriami zawodowymi ojców i synów). W późniejszym okresie zaczęto stosować bardziej zaawansowane techniki statystyczne, co rozszerzyło znacznie możliwości analizy i umożliwiło spojrzenie na ruchliwość zawodową z zupełnie nowej perspektywy.

W przeprowadzonych dotychczas analizach wzorów mobilności rozpatrywano tylko niektóre aspekty jej związków z procesem strukturalizacji. Większość problemów, które podejmowano w ramach pierwszego podejścia (nazywanego zazwyczaj tradycyjnym), można uznać za drugorzędne dla zrozumienia oddziaływania ruchliwości na proces strukturalizacji społecznej. Z jednej strony wynikało to stąd, że analizy empiryczne prowadzono niezależnie od refleksji teoretycznej. Fakt ten utrudniał selekcję najważniejszych problemów oraz był przyczyną niskiej wartości eksplanacyjnej formułowanych ustaleń. Z drugiej strony, istotnym ograniczeniem możliwości podejmowania kluczowych dla rozpatrywanego problemu zamierzeń badawczych był brak stosownych technik jego analizy. Można wysunąć tezę, że w wyniku ograniczeń metodologicznych stan wiedzy o strukturotwórczej roli ruchliwości społecznej nie zostałby istotnie wzbogacony nawet w przypadku oparcia zamierzeń badawczych w większym stopniu na bazie teoretycznej.

Decydujące znaczenie miały w naszym przekonaniu dwa mankamenty stosowanych w tym okresie metod analitycznych. Pierwszy, to ograniczenie możliwości formułowania precyzyjnych ustaleń opartych na uzyskiwanych przy ich zastosowaniu rezultatach. Druga niedogodność polega na tym, że zastosowanie tych tradycyjnych technik nie pozwala na operacjonalizację wzorów ruchliwości w postaci układu relacji obejmującego wszystkie rozpatrywane kategorie, co utrudnia ujawnienie mechanizmu strukturotwórczej roli ruchliwości społecznej.

Klasyczną metodą badania wzorów ruchliwości jest porównywanie rozkładów odpływu lub napływu, odpowiadających poszczególnym kategoriom w tabeli ruchliwości. Ten kierunek poszukiwań badawczych był zawsze obecny w literaturze poświęconej ruchliwości społecznej. Już w 1912 r. Chessa analizował tabelę ruchliwości międzypokoleniowej w celu określenia wielkości dystansów pomiędzy kategoriami społecznymi<sup>1</sup>. W później-

<sup>1</sup> Cytujemy za Rogoff (1953: 23). Omówienie mierników stosowanych w klasycznej analizie macierzy ruchliwości zawiera artykuł Bibby'ego (1977).

szym okresie podejście to między innymi reprezentuje znana praca Bendixa i Lipseta (1959) o ruchliwości w społeczeństwie przemysłowym, aczkolwiek wzory ruchliwości nie są w niej głównym obiektem analizy. W opracowaniach tego typu wzory ruchliwości interpretuje się jako przejaw lub źródło procesów formowania się istotnych podziałów społecznych, jako czynnik społecznych destrukuralizacji lub restrukturalizacji.

Oporając się na analizie napływu i odpływu podejmowano także inne problemy badawcze. Starano się między innymi określić homogeniczność kategorii społecznych ze względu na pochodzenie osób, które wchodzi w ich skład. Rezultaty tych analiz są wykorzystywane do opisu strukturalizacji rozumianej jako proces wylaniania się kategorii o podobnej strukturze pochodzenia (Carlsson 1958; Svalastoga 1959; Erikson i inni 1979; Portocarrero 1983). Przedmiotem rozważań czyni się również kompozycję kategorii zawodowych ojców lub matek ze względu na przynależność zawodową ich dzieci, a więc ze względu na wzory odpływu. Wzory odpływu z poszczególnych kategorii traktuje się też jako charakterystykę ich mocy alokacyjnej w systemie nierówności.

Ważnym uzupełnieniem tego tradycyjnego nurtu badań nad wzorami ruchliwości jest – również obecnie już klasyczny – schemat badawczy, w którego ramach proces strukturalizacji rozpatruje się z perspektywy otwartości i zamknięcia określonych segmentów struktury społecznej. Taka perspektywa występuje w mniejszym lub większym stopniu we wszystkich prawie studiach nad ruchliwością rozpatrywaną jako proces przepływów pomiędzy kategoriami społecznymi. Najsilniej zaznacza się jednak w tych analizach, w których operuje się miernikami otwartości określonych kategorii (Rogoff 1953; Glass 1954; Svalastoga 1959; Janicka 1976). Posługiwano się miernikami, które informują o stopniu otwartości charakteryzowanym poprzez wielkość barier pomiędzy parami kategorii lub wielkość samorekrutacji („zamknięcia”) w poszczególnych kategoriach. Najbardziej znanym miernikiem z pierwszej grupy jest współczynnik wprowadzony przez Rogoff (1953) i Glassa (1954), a spośród mierników samorekrutacji współczynnik Yasudy (1964)<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> W późniejszym okresie opracowano szereg mierników otwartości określonych kategorii, które w porównaniu z wymienionymi wyżej pozwalały na dokładniejszą identyfikację znaczenia poszczególnych barier. Mamy na myśli współczynniki opracowane przez Goodmana (1969a, 1969b), Hausera (1978) i Yamaguchi (1983) na podstawie zastosowania modeli log-liniowych.

Przyjmuje się również, że wielkości napływu do kategorii najbardziej uprzywilejowanych i odpływu z tych kategorii informują o stopniu otwartości globalnej struktury społecznej. Społeczeństwa, w których wymiana pomiędzy kategoriami najbardziej i najmniej uprzywilejowanymi przybiera duże rozmiary, charakteryzują się – zgodnie z powszechnie panującym poglądem – otwartą strukturą społeczną. Natomiast ze strukturą zamkniętą mamy do czynienia tam, gdzie ruchliwość pomiędzy kategoriami uprzywilejowanymi i upośledzonymi jest mała (Sorokin 1959: 137).

Warto zwrócić uwagę, że ustalenia formułowane na gruncie tych analiz pozwalają na scharakteryzowanie i wyjaśnienie niewielkiego zakresu zjawisk, które określiliśmy wyżej mianem strukturalizacji społecznej. Stopień zamknięcia różnych kategorii pozwala tylko na ich uporządkowanie ze względu na poziom dziedziczenia pozycji rodziców lub własnej pozycji osiągniętej wcześniej. Może to być również wskaźnik ostrości barier przeciwdziałających „wejściu” lub utrudniających „wyjście” z określonych kategorii. Zastosowanie takiego schematu badawczego nie pozwala natomiast na odtworzenie sieci relacji pomiędzy wszystkimi kategoriami, co miałoby znaczenie pierwszorzędne w analizie procesu strukturalizacji, ponieważ zabieg taki umożliwiłby konstrukcję modelu przestrzeni społecznej wyznaczonej przez strukturotwórcze stosunki pomiędzy jej segmentami.

Nie da się tu zatem nic powiedzieć o dystansach społecznych pomiędzy kategoriami ani tym bardziej zidentyfikować barier ruchliwości w przestrzeni społecznej czy też określić ich wielkości. Wiąże się to z teoretycznymi i metodologicznymi niedostatkami tego podejścia. Omawiana metoda w niewielkim stopniu odwołuje się bowiem do modelu struktury społecznej jako układu pomiędzy jej podstawowymi segmentami, w którym można byłoby zlokalizować miejsce kategorii będących przedmiotem badania. Jej zastosowanie umożliwia jedynie określenie cech pojedynczych kategorii lub rozmiarów barier ruchliwości między parami kategorii.

W bardziej tradycyjnym nurcie badań, w którym koncentrowano się mniej na kwestii otwartości i zamknięcia segmentów systemu nierówności, wzory przepływów można bardziej bezpośrednio interpretować jako wskaźnik formowania się barier w określonych rejonach przestrzeni społecznej. Ten schemat analizy odwołuje się bowiem w większym stopniu, w porównaniu z analizami otwartości kategorii społecznych, do przyjętego powszechnie rozumienia zjawiska strukturalizacji społecznej. Wynika to stąd, że przedmiotem zainteresowania są tu relacje między kategoriami, a nie wyizolowane kategorie lub pary kategorii. Jednak ze względu na ograniczenia

stosowanego schematu badawczego ustalenia formułowane na gruncie tych analiz nie mogą być precyzyjne.

Chcemy też zwrócić uwagę, że na gruncie omawianego podejścia duże trudności sprawia określenie, które kategorie są mniej, a które bardziej podobne ze względu na wzory ruchliwości. Stopień podobieństwa wzorów ruchliwości między określonymi kategoriami społecznymi bądź natężenie przepływów między nimi interpretuje się za Weberem (1968: 451) jako wskaźnik „bliskości” kategorii w przestrzeni społecznej. W ramach omawianego podejścia nie można rozstrzygnąć, czy w strukturze społecznej wylaniają się kategorie społeczne wyższego rzędu złożone z kategorii o podobnych wzorach ruchliwości, jakie są to kategorie oraz jaka jest ich kompozycja definiowana w postaci zestawu grup niższych szczebli.

Podsumujmy krótko podstawowe ustalenia. Główną słabością klasycznego podejścia do analizy wzorów ruchliwości jest brak odniesienia uzyskiwanych w jego ramach rezultatów do określonych teorii struktury społecznej. Z właściwości tego schematu wynika także to, że nie pozwala on na ujawnienie całości układu relacji między kategoriami społecznymi. W rezultacie posługiwanie się omówionymi metodami uniemożliwia dotarcie do źródeł mechanizmu oddziaływania ruchliwości na proces strukturalizacji społecznej. W ramach tego podejścia nie istnieje bowiem sposób identyfikacji czynników, które determinują wielkości przepływów pomiędzy kategoriami społecznymi.

#### 1.4. NOWE METODY ANALIZY TABEL RUCHLIWOŚCI

Tradycyjne metody analizy tabel ruchliwości nie dostarczyły zadowalających rezultatów z punktu widzenia kumulacji wiedzy o procesie strukturalizacji. Ten stan rzeczy przyczynił się do poszukiwania innych strategii badania ruchliwości społecznej. Skoncentrowano się na poszukiwaniu nowych metod badawczych. Spośród różnych przedsięwzięć najbardziej dalekosiężne konsekwencje miało sformułowanie paradygmatu „szkoły osiągnięć” (Blau i Duncan 1967). W tym okresie, to jest na przelomie lat sześćdziesiątych i siedemdziesiątych, nastąpiła w związku z tym częściowa reorientacja zainteresowań badawczych w kierunku analiz zależności między zmiennymi za pomocą modeli regresji. Oprócz tego kierunku poszukiwań w latach siedemdziesiątych rozpoczęto analizę macierzy ruchliwości za pomocą nowych, nie stosowanych uprzednio, metod statystycznych. Było to przede wszystkim log-liniowe modelowanie tabel ruchliwości oraz,

stosowane znacznie rzadziej, metody taksonomiczne, analiza kanoniczna, wielowymiarowe skalowanie.

Przedsięwzięcia badawcze realizowane w ramach nurtu, który pojawił się w latach siedemdziesiątych, różnią się w zależności od tego, w jakim stopniu ich autorzy starają się wykorzystać rezultaty analiz nad wzorami ruchliwości w analizie różnych aspektów procesu strukturalizacji społecznej. Na jednym biegunie są tu prace o charakterze prawie wyłącznie metodologicznym, poświęcone prezentacji metod i omówieniu ich możliwych zastosowań w analizie wzorów ruchliwości. Z drugiej strony poprzez analizę wzorów mobilności dąży się do wyjaśnienia mechanizmu przekształceń systemu nierówności. Do pierwszej kategorii należą prace Goodmana (1969a, 1969b, 1979) i niektóre prace Hausera (1978), w których autorzy przedstawili podstawy log-liniowego modelowania tablic mobilności. Zaliczamy tu również, poświęcone omówieniu własności i możliwych zastosowań analizy korelacji kanonicznej i technik jej pokrewnych, prace Hope'a (1972b), Duncan-Jonesa (1972), Bonacicha i Kirby'ego (1975) oraz Macdonalda (1972). Cytowani autorzy, o ile podejmują kwestię zależności między ruchliwością a niektórymi aspektami procesu strukturalizacji, to tylko na marginesie rozważań metodologicznych. Zbliżony charakter mają próby podejmowane wyłącznie w celu scharakteryzowania kształtu systemu nierówności definiowanego w terminach przepływów między- i wewnątrzpokoleniowych (Featherman i Hauser 1978) lub w celu określenia wymiarów ruchliwości zawodowej (Klatzky i Hodge 1971; Featherman i inni 1978).

Odmienne charakter mają analizy o ambicjach wykraczających poza opis rezultatów, w których badanie wzorów ruchliwości służy wyjaśnieniu procesu strukturalizacji społecznej. Przedmiotem analiz czyni się kwestię oddziaływania ruchliwości na powstawanie i zanikanie barier społecznych, a w szczególności na formowanie się zamkniętych, uprzywilejowanych kategorii. Posługując się log-liniowym modelowaniem tabel ruchliwości starano się zidentyfikować najistotniejsze podziały społeczne (Goldthorpe i inni 1978; Goldthorpe 1980; Hope 1982; Yamaguchi 1983). Podejmowano również analizę kwestii oddziaływania ruchliwości pomiędzy podstawowymi segmentami struktury społecznej na formowanie się grup realnych w sensie socjologicznym, to jest grup o wysokiej świadomości i więzi grupowej, dążących do realizacji określonych interesów (Pöntinen 1983). Na podstawie rezultatów analiz log-liniowych próbuje się też ustalić, czy badane kategorie tworzą odrębne segmenty wyższego rzędu, typu klas czy warstw społecznych, ze względu na podobieństwo wzorów ruchliwości (Breiger

<http://rcin.org.pl>



1981; Pöntinen 1983). Należy odnotować, że autorzy analiz, o ambicjach wykraczających poza opis procesu strukturalizacji, starają się operacjonalizować problemy badawcze w ramach określonych teorii struktury społecznej oraz interpretują wyniki analiz w ramach tych koncepcji teoretycznych.

Analizy wzorów ruchliwości za pomocą nowych technik statystycznych stanowią pewną reakcję na niepowodzenia w uzyskiwaniu wartościowych poznawczo rezultatów za pomocą tradycyjnych metod badania tabel ruchliwości. Reakcją innego typu są próby stworzenia schematów analizy ruchliwości w ramach określonych koncepcji teoretycznych (Giddens 1973; Parkin 1974) oraz próby analizy teoretycznej związków między ruchliwością a procesem strukturalizacji społecznej. Przedsięwzięcia tego drugiego rodzaju, podejmowane na gruncie różnych teorii struktury społecznej, stosowano do diagnozy stanu krystalizacji systemu nierówności oraz stanu sprzeczności interesów pomiędzy jego podstawowymi segmentami (Westergaard i Resler 1975; Goldthorpe 1984). Jak dotąd nie wykorzystano jednak tych koncepcji teoretycznych w badaniach empirycznych.

Zastosowanie nowych metod analizy tabel ruchliwości pozwoliło na znaczne wzbogacenie problematyki badawczej w zakresie oddziaływania ruchliwości na proces strukturalizacji społecznej. Rozszerzeniu uległ zestaw problemów badawczych oraz zwiększono precyzję formułowanych w tej kwestii ustaleń. Wzrost analitycznych możliwości badania tabel przepływów należy wiązać z własnościami tych metod.

Logika modelowania log-liniowego opiera się na wyspecyfikowaniu czynników, które odtwarzają wielkość przepływów w poszczególnych polach tabeli ruchliwości. Czynniki te zostają wprowadzone do modelu w postaci zestawów parametrów. Jeden z tych zestawów wykorzystuje się na ogół w celu wyłączenia wpływu, jaki na ruchliwość wywierają zmiany strukturalne. Pozostałe parametry służą zaś wyrażeniu hipotezy co do wzorów rozpatrywanej ruchliwości. Po wyspecyfikowaniu parametrów model jest testowany. Obliczana jest wartość statystyki informująca o stopniu dopasowania założonego modelu do wielkości rzeczywistych przepływów w tabeli ruchliwości. Na tej podstawie podejmuje się decyzję o przyjęciu lub o odrzuceniu testowanych hipotez. W bardziej pogłębionych analizach dąży się do identyfikacji tych komórek tabeli, w których wymiana między kategoriami odbiega od zakładanego wzoru dominującego. Wynik analizy interpretuje się jako wskaźnik istnienia zjawisk utrudniających ruchliwość między określonymi kategoriami.

Ilustracją możliwości analitycznych, jakie stwarza zastosowanie modeli log-liniowych, jest zestaw problemów rozpatrywanych za pomocą tej metody. Zastosowanie modelowania log-liniowego pozwala na identyfikację barier ruchliwości między zbiorami kategorii oraz ustalenie względnego znaczenia tych barier (Goldthorpe i inni 1978; Breiger 1981). Istnieje także klasa modeli, za pomocą których można identyfikować bariery między większą liczbą kategorii (Pontinen 1982; Hope 1982). Konstrukcja tych modeli opiera się na założeniu wertykalnego uporządkowania kategorii, których układ ma odwzorowywać system nierówności. Przyjmuje się, że pomiędzy każdą parą sąsiadujących kategorii istnieje bariera ruchliwości. Pomiedzy kategoriami, które ze sobą nie sąsiadują, bariera jest większa, ponieważ w miarę przechodzenia do kategorii bardziej oddalonych od kategorii pochodzenia mamy do czynienia z przekraczaniem kolejnych barier. Wielkości parametrów, które specyfikują bariery dla kategorii bliższych i bardziej oddalonych w układzie wertykalnym, można traktować jako wskaźnik wielkości barier między nimi. Analiza log-liniowa może również dostarczyć odpowiedzi na pytanie, jaki jest udział czystej ruchliwości wertykalnej w stosunku do sumy przepływów, co również stanowi ważną charakterystykę wzorów ruchliwości (Hope 1982)<sup>3</sup>. Ostatnio pojawiły się także próby zastosowania omawianych metod do identyfikacji kanałów ruchliwości, to jest mechanizmów wyznaczających kierunek i rozmiary przepływów między kategoriami zawodowymi synów i ojców (Yamaguchi 1983).

Drugą grupą metod, których zastosowanie w stosunku do metod tradycyjnych daje gwarancję bardziej precyzyjnych rozstrzygnięć w kwestii roli ruchliwości w procesie strukturalizacji społecznej, są metody taksonomiczne. Metody taksonomiczne umożliwiają klasyfikację badanych obiektów (np. kategorii zawodowych) ze względu na stopień podobieństwa między nimi. Podobieństwa ustala się ze względu na określoną cechę obiektów lub zbiór takich cech. W analizach tabel ruchliwości starano się wyodrębnić grupy kategorii zawodowych podobnych do siebie ze względu na wzory międzypokoleniowych przepływów. Podobieństwa operacjonalizowano w postaci miernika zbieżności rozkładów napływu do kategorii zawodowych synów z poszczególnych kategorii zawodowych ojców. Jak dotąd posługiwano się taksonomią wrocławską (Zagórski 1976, 1984) i hierarchiczną analizą clusterową (Vanneman 1977).

---

<sup>3</sup> Przez ruchliwość czystą rozumie się na ogół wielkość przepływów po wyeliminowaniu różnic w strukturze zawodowej ojców i synów.

Zaletą tego schematu analizy jest możliwość określenia, między którymi kategoriami zarysowują się największe, a między którymi najmniejsze bariery ruchliwości, a więc które podziały społeczne są ze względu na przyjęte kryterium mniej, a które bardziej istotne. Pozwala to na prześledzenie, jakie podzbiory najbardziej podobnych zawodów wchodzi w skład zbiorów wyższego rzędu. Stosując tą technikę możemy więc ustalić nie tylko to, gdzie przebiegają podziały podstawowe, to jest podziały zarysowujące się między kategoriami wyodrębnionymi na najwyższym szczeblu ogólności, ale i podziały niższego rzędu.

Trzeci schemat badawczy, który pojawił się w socjologii klas i warstw społecznych w latach siedemdziesiątych, polega na analizie tabel ruchliwości za pomocą wielowymiarowego skalowania, analizy korelacji kanonicznej i ostatnio – analizy korelacji maksymalnej. Te metody będziemy również określać mianem metod analizy struktury macierzy mobilności. W ramach tego podejścia centralną kategorią analizy jest struktura ruchliwości społecznej, której przypisuje się rolę ważnej charakterystyki procesu strukturalizacji. Mianem struktury ruchliwości określać będziemy wzory przepływów pomiędzy wszystkimi badanymi kategoriami, ujmowane z perspektywy między- lub wewnątrzpokoleniowej. Badanie struktury ruchliwości pozwala na identyfikację głównej osi strukturalizacji społecznej oraz na określenie granic i wyznaczenie dystansów pomiędzy segmentami struktury społecznej.

Istotną formalną właściwością technik statystycznych stosowanych w ramach omawianego podejścia jest uwzględnienie danych charakteryzujących przepływy pomiędzy wszystkimi parami badanych kategorii, a więc wszystkich danych z tabeli ruchliwości. Analizy takie można w zasadzie podzielić na dwie grupy.

Punktem wyjścia pierwszej grupy analiz było określenie macierzy dystansów między poszczególnymi parami kategorii zawodowych. Dystans dwóch kategorii najczęściej definiowano jako miarę ich podobieństwa ze względu na strukturę odpływu lub napływu. Były to między innymi wspomniane wyżej mierniki stosowane w analizach taksonomicznych. Macierz dystansów poddawano następnie działaniu jednej z technik skalowania wielowymiarowego, przez co strukturę kategorii zawodowych określoną przez macierz dystansów między nimi sprowadzano do konfiguracji dwuwymiarowej lub rzadziej – trójwymiarowej.

Analizy należące do drugiej grupy różniły się od powyższych stosowaną metodą. Zestaw kategorii zawodowych ojców oraz zestaw kategorii

zawodowych synów – jeżeli przedmiotem analizy była ruchliwość międzypokoleniowa – przedstawiano jako dwa zbiory zmiennych zero-jedynkowych, a następnie tabelę ruchliwości sprowadzano do postaci macierzy korelacji między tymi zmiennymi. Na macierzy korelacji wykonywano analizę kanoniczną, otrzymując w rezultacie wagi dla poszczególnych kategorii zawodowych (oddzielnie dla ojców i synów) na kolejnych, niezależnych od siebie (ortogonalnych) wymiarach. Największe znaczenie w analizie kanonicznej ma pierwszy wymiar (tzw. pierwsza para zmiennych kanonicznych), która maksymalizuje korelację między pierwszą a drugą grupą zmiennych zero-jedynkowych, czyli pomiędzy pozycją zawodową ojca a pozycją zawodową syna.

Omówione podejście wydaje się szczególnie użytecznym sposobem analizy zróżnicowania społecznego. Między innymi dlatego, że pozwala rozstrzygnąć, czy w ramach systemu nierówności funkcjonują spójne kryteria wyższości – niższości społecznej, czy można twierdzić, że pewne segmenty struktury społecznej zajmują pozycje wyższe od innych, a jeśli tak, to według jakiego kryterium.

#### 1.5. ZALETY METOD ANALIZY STRUKTURY RUCHLIWOŚCI

Wspólną cechą trzech zaprezentowanych schematów badawczych jest wyjście od struktury przepływów jednostek pomiędzy kategoriami społecznymi, która wydaje się dobrą charakterystyką dystansów między nimi. Jest to charakterystyka syntetyczna. Przebieg procesów ruchliwości wskazuje bowiem na kształt globalnej struktury społecznej, gdyż są one rezultatem łącznego oddziaływania wielu czynników nierówności, jak rozmaite aspekty panowania klasowego, praktyki monopolizacji dostępu do różnych pozycji, przemiany struktury zawodowej i gałęziowej, mechanizmy funkcjonowania rynku pracy i inne (Mach i Wesołowski 1982). Można więc wysunąć tezę, że wzory ruchliwości bardziej syntetycznie i bardziej trafnie charakteryzują miejsce kategorii w systemie nierówności, w porównaniu z tradycyjnie stosowanymi kryteriami, takimi jak prestiż, pozycja społeczna, wykształcenie.

Można również argumentować, że wzory ruchliwości charakteryzują kształt struktury społecznej także z perspektywy relacyjnej, to znaczy ze względu na strukturotwórcze stosunki zachodzące między zbiorowościami. Takie interpretacje występują w niektórych koncepcjach teoretycznych (Giddens 1973; Parkin 1974) – zjawisko ruchliwości traktuje się zarówno

jako odzwierciedlenie stosunków pomiędzy podstawowymi segmentami struktury społecznej lub też jako mechanizm formowania się tej struktury. W tym kontekście szczególnego znaczenia nabiera analiza wzorów ruchliwości w terminach zamknięcia-otwartości poszczególnych kategorii, rozmiarów i kierunków przepływów między kategoriami, gdyż zdaje ona sprawę z istniejących form strukturalizacji, z ostrości barier między wyodrębniającymi się segmentami struktury. Wykorzystanie danych dotyczących wzorów ruchliwości do określenia dystansów między kategoriami społecznymi stwarza więc perspektywę analizy systemu nierówności rozpatrywanego zarówno w sensie dystrybucyjnym, jak i relacyjnym.

Spośród trzech zaprezentowanych schematów badania wzorów ruchliwości modelowanie log-liniowe stosuje się zdecydowanie najczęściej. Mimo to sądzimy, że z punktu widzenia analizy związków między ruchliwością a procesem strukturalizacji najbardziej użytecznym narzędziem analizy są techniki, które wyżej określiliśmy mianem metod analizy struktury ruchliwości. Większa przydatność tego podejścia polega przede wszystkim na tym, że jego zastosowanie wiąże się w znacznie mniejszym stopniu, w porównaniu z dwoma pozostałymi, z koniecznością przyjmowania arbitralnych założeń co do charakteru rozpatrywanych zależności.

Konieczność dokonania z góry pewnych rozstrzygnięć o charakterze merytorycznym stanowi konstytutywną cechę modelowania log-liniowego. Rezultaty analiz log-liniowych informują bowiem o tym, czy faktyczne zależności między analizowanymi zmiennymi są zgodne, czy niezgodne z narzuconym przez badacza modelem rzeczywistości. Jeżeli zgodność taka istnieje, to pozostaje jednak kwestią otwartą, czy inny model nie „pasuje” lepiej do interesującego nas aspektu rzeczywistości. Modele log-liniowe mają niską moc odrzucania w tym sensie, że rezultat, który uzasadnia przyjęcie określonej hipotezy co do zależności między zmiennymi, nie stanowi jednocześnie podstawy do odrzucenia hipotez konkurencyjnych (Pöntinen 1982). Mogą być one przez to stosowane wyłącznie do sytuacji, w których testowane hipotezy oparte są na mocnej podbudowie teoretycznej.

Inaczej rzecz się ma w przypadku technik analizy struktury ruchliwości. W przeciwieństwie do omówionych powyżej pozwalają one na „naturalną” charakterystykę procesu strukturalizacji w tym sensie, że rezultat analizy uzyskuje się wyłącznie na podstawie danych dotyczących wzorów przepływów w tabeli ruchliwości. Nie przyjmuje się tu z góry założeń o strukturze zależności między rozpatrywanymi zjawiskami, ponieważ takie za-

łożenia nie są – jak to ma miejsce w analizach log-liniowych – wbudowane w zasadę działania tych technik.

Sygnalizowane własności metod log-liniowych decydują w naszym przekonaniu o ograniczonych możliwościach ich wykorzystania w ramach rozpatrywanego problemu. Nie dostarczają one bowiem odpowiedzi na wiele ważnych pytań dotyczących ważnych aspektów strukturalizacji społecznej. Oprócz problemów już zasygnalizowanych chcemy jeszcze zwrócić uwagę na sprawę być może najistotniejszą. Chodzi o kwestię identyfikacji dominujących wzorów ruchliwości i określenia ich natury. Jest to problem wymiarowości struktury zawodowej, którego, jak sądzimy, nie da się rozstrzygnąć za pomocą modelowania log-liniowego.

Na koniec zwrócimy uwagę na ograniczenia związane z zastosowaniem taksonomicznych metod analizy ruchliwości. Na ogół podkreśla się, że główny mankament tego podejścia polega na konieczności podejmowania arbitralnych decyzji w końcowym etapie analizy. Należy tu rozstrzygnąć arbitralnie – to jest na podstawie zewnętrznych w stosunku do logiki tej analizy kryteriów – jaki podział zawodów uznajemy za najbardziej trafne odwzorowanie kształtu systemu nierówności. Jednocześnie stosowanie metod taksonomicznych nie pozwala zarówno na wyodrębnienie wymiarów struktury ruchliwości, jak i na określenie dystansów między segmentami struktury społecznej, ujmowanej w terminach ruchliwości.

#### 1.6. WAŻNIEJSZE USTALENIA ANALIZ NAD STRUKTURĄ RUCHLIWOŚCI

Przegląd literatury oraz formułowane *explicite* stwierdzenia autorów badań wskazują, że analizy wzorów ruchliwości prowadzone w ramach rozpatrywanego schematu badawczego podejmowano w trojakim celu. Starano się w ten sposób określić: 1. wymiary ruchliwości społecznej i jej strukturę, 2. stabilność wymiarów ruchliwości w czasie oraz 3. dystanse i bariery między badanymi kategoriami społecznymi. Omówimy teraz rezultaty uzyskane w tym zakresie.

Posługując się różnymi odmianami wielowymiarowego skalowania analizowano macierze ruchliwości międzypokoleniowej i wewnątrzpokoleniowej w Stanach Zjednoczonych (Blau i Duncan 1967; Featherman i Hauser 1978), Indiach (Horan 1974), Anglii (Macdonald 1972) i w Polsce (Pohoski 1983). W badaniach nad wzorami ruchliwości międzypokoleniowej w Anglii i Szkocji (Hope 1972b; Duncan-Jones 1972) oraz ruchli-

wości wewnątrz- i międzypokoleniowej w Australii (Duncan-Jones 1972; Featherman i inni 1978) i w Stanach Zjednoczonych (Klatzky i Hodge 1971; Hauser i Featherman 1977; Featherman i inni 1978; Featherman i Hauser 1978) zastosowano również analizę kanoniczną. Ponadto w Polsce, w celu określenia natury wymiarów ruchliwości międzypokoleniowej, posłużono się analizą korelacji maksymalnej (Domański i Sawiński 1984). Przedmiotem wykonanych dotąd analiz była wyłącznie ruchliwość mężczyzn.

Oprócz tego w Stanach Zjednoczonych przedmiotem analizy były wzory ruchliwości między- i wewnątrzpokoleniowej pomiędzy gałęziami gospodarki (Hauser i Featherman 1977) oraz równocześnie – pomiędzy gałęziami gospodarki i kategoriami zawodowymi (Tolbert 1982, 1983). W obu przypadkach posłużono się odpowiednio analizą kanoniczną i skalowaniem wielowymiarowym. Należy też odnotować, że w Indiach badano strukturę ruchliwości zawodowej między kastami (Horan 1974), stosując skalowanie wielowymiarowe.

Koniecznym uzupełnieniem tego przeglądu musi być informacja, że zaproponowano także inne metody analizy ruchliwości, zbliżone pod względem celu ich zastosowania i struktury formalnej do analizy kanonicznej. Ich autorem jest Hope (1972b). Głównym celem ich zastosowania miała być identyfikacja wymiarów ruchliwości, ustalenie ważności tych wymiarów oraz określenie wielkości wpływu pozycji zawodowej ojca na przynależność zawodową syna. Sygnalizowane metody, to jest analiza determinacji (*determination analysis*), analiza kanonicznej regresji oraz analiza kanonicznych wymiarów (*canonical variates analysis*), znalazły dotychczas zastosowanie wyłącznie w pracy Hope'a (1972b), w której zostały wykorzystane do analizy ruchliwości w Anglii, w Szkocji i w Stanach Zjednoczonych. W opracowaniu tym chodziło raczej o wykazanie użyteczności tych metod niż o uzyskanie substancywnych ustaleń. Warto jednak zwrócić uwagę, że otrzymane wyniki są zgodne z wnioskami formułowanymi na podstawie analizy kanonicznej, o których piszemy dalej.

Niezależnie od tego, jaką metodę analizy tabel ruchliwości stosowano, wskazywano, że główny wymiar ruchliwości zawodowej przebiega od kategorii mniej do bardziej uprzywilejowanych ze względu na dostęp do dóbr wyznaczających miejsce w systemie nierówności. Ujmując to bardziej szczegółowo, dominujący wzór ruchliwości charakteryzuje się tym, że osoby rekrutujące się z kategorii najbardziej uprzywilejowanych mają największe szanse na pozostanie w nich bądź przejście do innych kategorii uprzywilejowanych. Z kolei osoby wywodzące się z kategorii upośledzo-

nych napływają częściej do kategorii bliższych niż do kategorii bardziej odległych w wymiarze, który utożsamiano z syntetyczną gradacją nierówności. Naturalną interpretacją, która się w tym kontekście nasuwa, jest traktowanie tego wymiaru jako zróżnicowania pozycji w wymiarze statusu.

Podstawą sformułowania tej tezy były rezultaty porównań wartości wag przypisanych badanym kategoriom w pierwszym wymiarze kanonicznym w wyniku zastosowania analizy kanonicznej, bądź też rezultaty porównań uporządkowania poszczególnych kategorii w wymiarze otrzymanym po zastosowaniu wielowymiarowego skalowania, z pozycją tych kategorii na skalach prestiżu, pozycji społeczno-ekonomicznej, dochodów i wykształcenia (Blau i Duncan 1967; Klatzky i Hodge 1971). Rezultaty tych porównań wskazują na wysoką korelację pozycji kategorii zawodowych w dominującym wymiarze ruchliwości z ich pozycją na skalach konstruowanych według wymienionych kryteriów. Odmienne rezultaty uzyskiwano wyłącznie w analizach danych z prób wysoce niereprezentatywnych w stosunku do populacji ogólnokrajowych, bądź też danych, w których informacje o zawodzie ojca i syna nie są dobrą podstawą badania ruchliwości międzypokoleniowej. I tak w Stanach Zjednoczonych posługując się danymi z próby lokalnej (z wyłączeniem kategorii rolniczych) stwierdzono, że dominujący wzór ruchliwości międzypokoleniowej wyznacza dychotomia: pracownicy fizyczni – pracownicy umysłowi, a nie continuum statusu (Baron 1980). W Anglii stwierdzono, że podstawowym wymiarem określającym szanse napływu do poszczególnych kategorii zawodowych jest wymiar separujący zawody nierolnicze od rolniczych, a główną oś wzorów odpływu wyznacza poziom wykształcenia w zawodach (Macdonald 1972). Jednak fakt, że zawód ojca w badaniu angielskim ustalano w momencie urodzenia respondentą, budzi poważne wątpliwości natury metodologicznej, czy dane z rozpatrywanej tabeli charakteryzują proces ruchliwości w tym znaczeniu, jakie zwykle się temu zjawisku przypisywać.

Warto podkreślić znaczenie rezultatu, który uzyskano w większości analiz. Identyfikacja głównego wymiaru ruchliwości zawodowej jako wymiaru statusu wskazuje nie tylko na istotną cechę ruchliwości, ale również procesu zróżnicowania zawodowego. Jest to mocny argument na rzecz tezy, że główną oś zróżnicowania zawodowego stanowi wertykalny wymiar, zbieżny z wymiarem statusu, wobec czego operacjonalizacja pozycji jednostek poprzez skale zawodów według kryterium prestiżu, czy po-



zycji społeczno-ekonomicznej, jest zabiegiem uzasadnionym. Ponieważ od dłuższego czasu pojawiają się głosy krytykujące zasadność tej procedury (w szczególności jest to jeden z zarzutów kierowanych pod adresem paradygmatu „szkoły osiągnięć”), to wynik, który sygnalizujemy, może stanowić znaczący kontrargument w tej kwestii.

Oprócz wymiaru ruchliwości, który można interpretować w kategoriach syntetycznej gradacji nierówności, stwierdzono istnienie drugiego, a w Anglii nawet trzeciego, znacznie słabszego wymiaru. W różnych krajach drugi wymiar interpretowano rozmaicie. W Stanach Zjednoczonych został on zidentyfikowany jako wzór ruchliwości wyznaczony przez opozycję pomiędzy kategoriami zawodów, w których praca jest zorganizowana według uniwersalistycznych standardów, a kategoriami o przewadze standardów partykularystycznych (Blau i Duncan 1967; Featherman i Hauser 1978). Odmienny wniosek na podstawie analizy tych samych danych sformułował Yamaguchi (1983). Stwierdził on, że zróżnicowanie kategorii w drugim wymiarze jest wyznaczone przez odmiennie wzory rekrutacji do tych kategorii, to jest dominację rekrutacji poprzez wykształcenie albo przez dziedziczenie pozycji ojca. Należy podkreślić, że autor powoływanej analizy przypisuje temu wymiarowi znaczenie podstawowe, mimo iż zróżnicowanie w tym wymiarze jest znacznie słabsze niż w tym, który zidentyfikowano jako status. Większe trudności stwarza interpretacja drugiego wymiaru w badaniu przeprowadzonym w 1973 r. w Indianapolis. W tym przypadku ostatecznie uznano, że drugi wymiar wprowadza zróżnicowanie według stopnia złożoności pracy (Baron 1980).

Dla Anglii stwierdzono, że dla tabeli napływu drugi wymiar ruchliwości jest wyznaczony przez zróżnicowanie poziomu kwalifikacji i wykształcenia w zawodach, natomiast dla tabeli odpływu przez dychotomię: zawody rolnicze – zawody nierolnicze. W tabeli napływu zidentyfikowano również trzeci wymiar, który zinterpretowano jako zróżnicowanie kategorii zawodowych według stosunku do środków produkcji (Macdonald 1972).

W Szkocji opierając się na rezultatach uzyskanych różnymi technikami zidentyfikowano drugi wymiar, jako dychotomię między zawodami rolniczymi a nierolniczymi (Hope 1972b).

W Indiach, gdzie przedmiotem analizy były wzory ruchliwości w mieście Poona (badanie przeprowadzono w 1954 r.), drugim co do ważności czynnikiem zróżnicowania szans ruchliwości okazał się podział kastowy (Horan 1974).

I na koniec w Polsce dla reprezentacyjnej próby ogólnokrajowej dru-

gim wymiarem ruchliwości międzypokoleniowej jest podział na zawody rolnicze i nierolnicze (Pohoski 1983).

Porównywano również wartości wag w pierwszym wymiarze kanonicznym przypisane kategoriom zawodowym ojców, synów w pierwszej pracy i synów w pracy obecnej po to, aby rozstrzygnąć, czy określone przez wzory ruchliwości dystanse między kategoriami są stałe w czasie. Rezultaty analizy przeprowadzonej dla Stanów Zjednoczonych wskazują, że korelacje między wartościami wag są wysokie, co interpretowano jako wskaźnik stabilnego charakteru dystansów między kategoriami, rozpatrywanych w terminach ruchliwości.

Bariery i dystanse pomiędzy kategoriami zawodowymi wyznaczone przez wzory ruchliwości to trzeci wątek analizy, który pojawił się w ramach omawianego podejścia. Jak dotąd wyłącznie stosowanym narzędziem badania tych zjawisk było wielowymiarowe skalowanie. Ponieważ w skalowaniu wielowymiarowym operuje się jedynie porządkiem, a nie wielkościami podobieństw między kategoriami zawodowymi, to możliwość wyznaczenia wielkości dystansów między kategoriami na gruncie tej techniki jest w przeciwieństwie do analizy kanonicznej ograniczona. Ustalenia sformułowane na podstawie rezultatów tych analiz informują więc raczej o odrębności pewnych kategorii (lub grup kategorii) w stosunku do pozostałych. Należy odnotować fakt, że wyniki prawie wszystkich analiz świadczą o występowaniu najsilniejszych barier ruchliwości pomiędzy rolnikami a reprezentantami kategorii nierolniczych oraz w znacznie słabszym stopniu pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi. Wyjątek stanowią powoływane już rezultaty z Indianapolis, gdzie zróżnicowanie kategorii zawodowych miało postać kontinualną i nie zarysowywały się pomiędzy nimi istotniejsze podziały (Baron 1980: 833).

Oprócz ruchliwości zawodowej, o której była mowa do tej pory, badano również ruchliwość pomiędzy gałęziami gospodarki w Stanach Zjednoczonych oraz między kastami w społeczeństwie indyjskim. W pierwszym przypadku ustalono, że ruchliwość międzypokoleniowa (badano zależność między pozycją ojca oraz syna zarówno w pierwszej, jak i w ostatniej pracy) pomiędzy gałęziami gospodarki ma podobną strukturę wśród białych i wśród Murzynów. Podstawą sformułowania tej tezy były zbliżone wartości wag w wymiarach kanonicznych dla wyróżnionych ze względu na gałąź gospodarki kategorii ojców i synów. Struktura rozpatrywanej w ten sposób ruchliwości wewnątrzpokoleniowej jest odmienna (Hauser i Featherman 1977: 236). Najsilniejsza bariera ruchliwości między- i wew-

nątrpokoloniowej zarysowuje się pomiędzy gałęziami zmonopolizowanymi (*core*) i sektorem wolnokonkurencyjnym (*periphery*) (Tolbert 1982, 1983).

Na koniec krótko napomniemy o ruchliwości między kastami. Przyjmując z pewnym uproszczeniem, że przynależność do różnych kast jest związana z wykonywaniem różnych zawodów, wykazano, że ruchliwość międzypokoleniowa ma miejsce częściej wewnątrz kast niż między nimi (Horan 1974). Struktura kastowa wyznacza zatem wzory ruchliwości, co świadczy o tym, że stanowi ona ważną oś strukturalizacji społecznej.

#### 1.7. TEORETYCZNE UJĘCIA ROLI RUCHLIWOŚCI W PROCESIE STRUKTURALIZACJI SPOŁECZNEJ

Metody analizy wzorów ruchliwości, którymi posłużymy się w tej pracy, pozwalają na zlokalizowanie miejsca rozpatrywanych kategorii zawodowych – utożsamianych z segmentami struktury społecznej – w systemie nierówności. Jest to możliwe dzięki temu, że wielowymiarowe skalowanie, a jeszcze w większym stopniu analiza kanoniczna, dostarcza danych charakteryzujących wielkości dystansów między wszystkimi rozpatrywanymi kategoriami. Chodzi o dystanse społeczne pomiędzy pozycjami zajmowanymi przez poszczególne kategorie w systemie nierówności. Wielkości tych dystansów wyznaczone są przez wzory ruchliwości między kategoriami.

Z rezultatów badań nad wzorami ruchliwości zawsze wyprowadzono wnioski o dystansach między określonymi kategoriami społecznymi. Na ogół czyniono to bez odnoszenia wyników do jakiegokolwiek teorii zależności między ruchliwością a procesem strukturalizacji społecznej. Chcemy przez to powiedzieć, że nie starano się wyjaśnić lub nie powoływano się na wyjaśnienia, w jaki sposób ruchliwość oddziałuje na formowanie się nowych kategorii, zanik starych, powstawanie, zwiększanie się lub znikanie barier i dystansów między kategoriami. Dobrą ilustracją tej tezy jest – pionierska w swoim czasie – praca Rogoff (1953) poświęcona analizie zmian we wzorach ruchliwości w Stanach Zjednoczonych. Autorka interpretuje wzory przepływów jako wskaźnik izolacji określonych kategorii i jako wskaźnik trudności związanych z dostępem do nich. Na tej podstawie stara się określić granice między kategoriami najwyższego rzędu, dochodząc do wniosku, że najsilniejsze bariery ruchliwości występują pomiędzy pracownikami umysłowymi, fizycznymi i rolnikami. Narzędziem

identyfikacji barier i dystansów był stosowany również obecnie miernik nazwany *explicite* współczynnikiem dystansu społecznej ruchliwości (*social distance mobility ratio*; Rogoff 1953: 32). Autorka nie tłumaczy jednak mechanizmu oddziaływania ruchliwości na wielkość dystansów i barier między kategoriami, a jedynie zakłada *implicite*, że większa ruchliwość zmniejsza ostrość barier i wielkość dystansów między kategoriami, a mniejsza ruchliwość je zwiększa. Ateoretyczny charakter podejścia, którego przykładem jest praca Rogoff, powoduje, że moc ekspanacyjna twierdzeń formułowanych w zakresie omawianej problematyki jest niska, co jest podstawowym mankamentem analiz nad ruchliwością (Mach i Wesolowski 1982).

Dokonując wyboru analizy kanonicznej jako podstawowego narzędzia badania wzorów ruchliwości zdajemy sobie sprawę z konieczności umieszczenia rezultatów naszych przedsięwzięć badawczych w określonym kontekście teoretycznym. Rodzaj problemów, które czynimy przedmiotem analizy, narzuca interpretację jej rezultatów w ramach koncepcji teoretycznych, w których operuje się pojęciem przestrzeni społecznej utożsamianej ze strukturą społeczną, a także pojęciem dystansu społecznego między pozycjami jednostek i grup społecznych, jako miarą ich względnego położenia w strukturze społecznej. Zręby takiej teorii stworzyli Sorokin (1959) i w nieco mniejszym zakresie Weber (1968). W ostatnim okresie przedstawiono wiele propozycji wyjaśnienia mechanizmu oddziaływania ruchliwości na proces strukturalizacji społecznej (Giddens 1973; Parkin 1974; Stephens 1979; Westergaard i Resler 1975; Mach i Wesolowski 1982). Trzej pierwsi z cytowanych tu autorów wyraźnie nawiązują do myśli Webera. Pozostali optują w kierunku marksowskiej teorii struktury klasowej.

Sorokin (1959) wprowadził pojęcie przestrzeni społecznej utożsamianej z uniwersum jednostek. Pozycja jednostki w tej przestrzeni jest wyznaczona przez sumę jej stosunków z innymi grupami, a w ramach tych grup przez jej stosunki z innymi jednostkami. Aby ustalić pozycję jednostek, należy zidentyfikować stosunki społeczne, w które są one uwikłane. Suma tych pozycji konstytuuje układ współrzędnych, które umożliwiają określenie pozycji społecznej każdej jednostki (1959: 6). Ruchliwość społeczna jest to każda zmiana pozycji społecznej.

Sorokin interpretuje wielkości przepływów między kategoriami zawodowymi jako jeden ze wskaźników stopnia ich odrębności i jako charakterystykę ich położenia w strukturze społecznej. Większy dystans (*affinity*)

między kategoriami zawodowymi wiąże się z mniejszą wymianą między nimi, i na odwrót, im mniejsza „odległość” między kategoriami, tym większa jest między nimi cyrkulacja (Sorokin 1959: 437). Opierając się na przesłankach formułuje się twierdzenia o wpływie ruchliwości na ostrość podziałów społecznych, stopień konfliktowości tych podziałów oraz na stabilność systemu społecznego. Wysoka ruchliwość powoduje zmniejszenie ostrości podziałów i osłabienie poczucia ich konfliktowości, podczas gdy niska ruchliwość sprzyja krystalizacji systemu nierówności i jest czynnikiem konfliktogennym. W rezultacie zjawisko niskiej ruchliwości traktuje się jako jeden z potencjalnych czynników destabilizujących system społeczny.

Zarysowana przez Sorokina w ogólnych ramach koncepcja oddziaływania ruchliwości na charakter nierówności społecznych jest rozwinięciem przemyśleń formułowanych wcześniej przez innych autorów, aczkolwiek rozważania jego poprzedników miały, w omawianym zakresie, charakter marginesowy. Na przykład w myśli marksowskiej zjawisko ruchliwości przypisuje się rolę czynnika sprzyjającego lub utrudniającego krystalizację struktury klasowej, czyli wpływającego na przebieg formowania się dychotomicznego podziału na klasę upośledzoną i uprzywilejowaną (Marks 1957: 162). Zbliżone intuicje zawarte są w pracach Sombarta (1906) i Michelsa (1965). Wysoka ruchliwość przeciwdziała – stwierdza się na gruncie tych teorii – tworzeniu się podziałów klasowych, ponieważ stosunek do środków produkcji przestaje w tej sytuacji odgrywać rolę podstawowej osi systemu nierówności. Równocześnie wskazywano, że wzrost aspiracji robotników do indywidualnego awansu nie sprzyja krystalizacji świadomości klasowej i tworzeniu się organizacji klasowych.

Te uwagi pozostają na poboczu głównych nurtów rozważań wymienionych autorów lub – jak w przypadku prac Marksa – są inferowane z niektórych jego stwierdzeń. Natomiast w pracy Sorokina mamy do czynienia ze spójną teorią oddziaływania ruchliwości na proces strukturalizacji społecznej, sformułowaną w kategoriach oryginalnego aparatu pojęciowego.

Idea oddziaływania ruchliwości na kształt struktury społecznej została w sposób bardziej szczegółowy podjęta na gruncie teoretycznym w latach siedemdziesiątych. Źródłem inspiracji dla większości badaczy były koncepcje Webera zawarte w *Wirtschaft und Gesellschaft* (1968). Weber posłużył się kryterium rozmiarów ruchliwości w celu identyfikacji klas społecznych. Klasa jest – w tej koncepcji – sumą (*totality*) sytuacji, w obrę-

bie których ruchliwość jest łatwa i typowa. Na podstawie tego kryterium wyróżnia: klasę robotniczą, drobną burżuazję, pracowników umysłowych pozbawionych własności oraz wielkich właścicieli. W myśl tej teorii większe rozmiary ruchliwości między określonymi kategoriami świadczą o tym, że kategorie te charakteryzują się podobnym położeniem klasowym, podczas gdy niska wymiana między nimi wskazuje na ich przynależność do odrębnych klas społecznych.

Rozwinięcie tej idei znajdujemy w pracach Giddensa (1973), Parkina (1974) i Stephensa (1979). Giddens uzasadnia fakt zbliżonego położenia klasowego pewnych kategorii zamknięciem dla ich reprezentantów szans ruchliwości, co sprzyja uformowaniu się klas społecznych. Konsekwencją „zamknięcia” kategorii ze względu na szanse ruchliwości jest zapewnienie reprodukcji doświadczeń życiowych jej reprezentantów. Chodzi o reprodukcję doświadczeń zarówno w kategoriach uprzywilejowanych, jak i w upośledzonych. Ujednoczenie doświadczeń jest tym większe, w im większym stopniu możliwości zmiany pozycji jednostek na rynku pracy są ograniczone do pozycji, które dostarczają podobnych nagród. Wielkość nagród jest wyznaczona przez posiadanie określonych możliwości rynkowych (*capacities*). Procesowi strukturalizacji, lub formowania się klas, sprzyja bowiem zamknięcie szans ruchliwości w kategoriach o podobnych możliwościach rynkowych. W grę wchodzi trzy formy możliwości rynkowych: 1. własność środków produkcji, 2. posiadanie kwalifikacji, wykształcenia, umiejętności technicznych, oraz 3. posiadanie siły roboczej (Giddens 1973: 107). Ograniczenie ruchliwości między kategoriami, które charakteryzują się odrębnymi możliwościami rynkowymi, tworzy klasowy system nierówności w społeczeństwie kapitalistycznym.

Parkin (1974) przedstawia mechanizm oddziaływania ruchliwości na proces formowania się klas z punktu widzenia aktywności grup społecznych. W tej koncepcji zwraca się uwagę na fakt, że czynnikiem zamknięcia szans ruchliwości w ramach określonych segmentów struktury społecznej są strategie podejmowane przez ich reprezentantów. Te strategie realizuje się w celu monopolizacji dostępu do ważnych dóbr społecznych. Kategorie uprzywilejowane starają się zapobiec napływowi z innych kategorii. Jest to strategia zamknięcia (*closure*), który to termin Parkin stosuje w węższym znaczeniu niż Giddens. Z drugiej strony kategorie upośledzone posługują się strategią solidaryzmu, która polega na mobilizacji członków klasy upośledzonej dla realizacji wspólnego celu, jakim jest ograniczenie udziału

klasy uprzywilejowanej w dostępie do ważnych dóbr i ich redystrybucja na własną korzyść (Parkin 1974: 10).

Stephens (1979), nawiązując do pomysłów Giddensa, wprowadza pojęcie wtórnego zamknięcia (*secondary closure*) szans dostępu do określonych kategorii. Jest to zjawisko ograniczenia relacji społecznych i komunikacji między jednostkami posiadającymi podobne możliwości rynkowe. W tej koncepcji jest to dodatkowe kryterium identyfikacji klas społecznych. Zwraca się również uwagę, że wzory ruchliwości wewnątrzpokoleniowej mogą stanowić kryterium wyodrębnienia kategorii niższego rzędu w ramach klas społecznych. Stephens operuje tu przykładem kategorii robotników zrzeszonych w organizacjach zawodowych tradycyjnego typu (*craft*), co w specyficzny sposób kształtuje przebieg ich kariery zawodowej. Działanie tych organizacji zmierza między innymi do zamknięcia napływu do zawodów, których reprezentanci są w danej organizacji zrzeszeni. Zdaniem cytowanego autora, „wzmocnienie” zamknięcia w perspektywie międzypokoleniowej poprzez zamknięcie wewnątrzpokoleniowe może spowodować wyodrębnienie się fragmentu klasy w podstawowy segment struktury społecznej (Stephens 1979: 403).

Z kręgu myśli marksowskiej, w przeciwieństwie do koncepcji omówionych wyżej, wywodzi się podejście do problematyki zależności między ruchliwością a procesem strukturalizacji, którego reprezentantami są Westergaard i Resler (1975). Autorzy tej koncepcji argumentują, że w celu zarysowania kształtu struktury społecznej należy rozpatrywać ją zarówno w postaci nierówności przywilejów, które są udziałem poszczególnych kategorii społecznych (pogląd głoszony szczególnie dobitnie przez marksistów), jak i w postaci nierówności szans ruchliwości. Rozmiary mobilności mogą być traktowane jako miara stopnia „klasowości społeczeństwa”, ponieważ jest to wskaźnik dziedziczenia bogactwa, władzy i innych przywilejów. Na gruncie omawianej koncepcji stwierdza się, że stopień, w jakim główne bariery ruchliwości są zbieżne z barierami generowanymi przez zróżnicowanie bogactwa, dochodów, władzy, wyznacza najistotniejsze podziały w systemie nierówności. Ograniczenie szans ruchliwości w ramach określonych kategorii sprzyja również formowaniu się świadomości grupowej. Z tego punktu widzenia szczególnie ważną są konsekwencje występowania barier ruchliwości między klasami społecznymi dla rozwoju świadomości klasowej. Jest to bowiem jeden z czynników przekształcania się „klasy w sobie” w „klasę dla siebie” (Westergaard i Resler 1975: 295).

W jednej z najnowszych prac poświęconych teorii struktury społecznej

Mach i Wesołowski (1982) podejmują próbę konceptualizacji przestrzeni społecznej z punktu widzenia marksistowskiej teorii klas i warstw społecznych, który to zabieg traktują jako niezbędny warunek wzbogacenia stanu wiedzy o ruchliwości społecznej. Podkreślając fakt, że podstawową cechą wszystkich marksistowskich ujęć struktury klasowej jest nacisk na jej relacyjny i korelatywny charakter, Mach i Wesołowski (1982: 111–2) wskazują na zjawiska, które muszą być w badaniach ruchliwości uwzględniane. Są to: 1. wielowymiarowy charakter przestrzeni społecznej, której wymiary mają niejednakowe znaczenie, 2. niemożność odwzorowania układu klas i warstw społecznych w postaci jednej, syntetycznej skali, oraz 3. fakt, że stosunki panowania klasowego, a także stosunki monopolizacji i unionizacji stwarzają pewne psychologiczne i obiektywne bariery ruchliwości społecznej.

Następnie autorzy określają rolę ruchliwości w procesie strukturalizacji. W omawianej koncepcji ruchliwość i dziedziczenie pozycji stanowią pewien fragment tego procesu obok zjawisk panowania klasowego, praktyk monopolizacji, zjawisk unionizacji i profesjonalizacji, a także segmentacji rynku pracy. Mach i Wesołowski wysuwają tezę, że ruchliwość jest również elementem wymienionych procesów. Na przykład strategię obrony interesów grupowych poprzez działania na rzecz profesjonalizacji, monopolizacji czy unionizacji, są również strategiami kontroli przepływów jednostek między grupami. Badając zatem w ramach określonej teorii struktury ruchliwość społeczną, badamy tym samym mechanizm kształtowania się systemu nierówności.

Omówione tu pokrótce koncepcje uznaliśmy za teoretyczne tło naszych rozważań na temat związków między ruchliwością społeczną a procesem strukturalizacji. Zawarte w tych teoriach sugestie stanowią ramy konceptualizacji zagadnień, które czynimy przedmiotem analizy. Wspólną cechą tych ujęć jest to, że ruchliwości przyznaje się rolę aktywną w procesie zmian struktury społecznej (Mach i Wesołowski 1982: 58). Na pierwszy plan wysuwa się w nich twierdzenie, że ruchliwość społeczna jest podstawowym lub jednym z podstawowych czynników społecznej strukturalizacji. Twierdzenie to można traktować jako dyrektywę badawczą, nakazującą poszukiwanie źródeł procesu formowania się barier i dystansów między określonymi kategoriami poprzez analizę wzorów ruchliwości między nimi. Jednym z celów naszej analizy będzie określenie kształtu systemu nierówności w taki właśnie sposób. W niewielkim natomiast stopniu zajmujemy się badaniem innych przejawów strukturalizacji społecznej, takich jak

<http://rcin.org.pl>



formowanie się świadomości klasowej, organizacji klasowych, czy działań na rzecz zachowania lub zmiany systemu społecznego. Analiza tych problemów wymaga, naszym zdaniem, szerszego zestawu zmiennych w porównaniu z tym, którym dysponujemy.

#### 1.8. PROPONOWANY SCHEMAT KONCEPTUALIZACJI PROBLEMU

Przedmiotem naszych analiz będą wzory ruchliwości. Przypisujemy im znaczenie strukturotwórcze w tym sensie, że traktujemy je jako wyraz stosunków społecznych pomiędzy segmentami systemu nierówności. Spróbujmy wyjaśnić sens tego stwierdzenia.

Charakter stosunków społecznych jest zrelatywizowany do określonego poziomu rozwoju sił wytwórczych. Podstawowe stosunki, właściwe dla danego etapu rozwoju społecznego, są wyrazem dominacji i podporządkowania w dziedzinach ekonomiki, polityki, ideologii i kultury. Ich znaczenie podstawowe polega na tym, że zachodzą one pomiędzy segmentami struktury społecznej najwyższego rzędu. Na przykład w teorii marksistowskiej są to relacje między klasami społecznymi. Oprócz stosunków podstawowych strukturotwórcze znaczenie mają relacje między zbiorowościami niższego rzędu. W społeczeństwie przemysłowym należy zaliczyć tu, wspomniane wyżej, stosunki monopolizacji, profesjonalizacji i unionizacji na rynku pracy, a także stosunki, które są przejawem segmentacji rynku pracy.

Formułując tezę, że wzory ruchliwości są wyrazem stosunków społecznych, odwołujemy się do idei sformułowanych przez Macha i Wesołowskiego (1982). Autorzy ci stwierdzają, że wzory i natężenie ruchliwości mogą być traktowane jako wskaźniki stosunków społecznych podstawowych dla danej struktury, a to w taki sposób, że im bardziej powszechne są dwustronne procesy mobilności pomiędzy grupami, tym bardziej symetryczne stają się łączące te grupy stosunki (1982: 159). I dalej, wzory ruchliwości między grupami traktowane jako wyraz skumulowanego systemu zinstytucjonalizowanych norm społecznych i wymogów rządzących przepływem jednostek między grupami mogą być uważane za dynamiczne wyznaczniki miejsc, które przysługują tym zbiorowościom w strukturze (1982: 58).

Kontynuując tę linię rozumowania można powiedzieć, że globalny charakter stosunków pomiędzy określonymi kategoriami społecznymi, nie

tylko stosunków podstawowych, wyznacza miejsce kategorii w systemie nierówności. Pogląd ten, wyrażany mniej lub bardziej *explicite* przez różnych – także cytowanych wyżej – autorów, wyprowadzamy z następujących przesłanek.

Pokonywanie określonych odcinków przestrzeni społecznej należy rozpatrywać z perspektywy uczestnictwa jednostek w sieci stosunków. Udział w systemie stosunków, ważnych z punktu widzenia ich roli strukturotwórczej, wiąże się na ogół z przynależnością do określonych kategorii społecznych. Inaczej mówiąc, to nie jednostki, ale kategorie społeczne, do których jednostki należą, są uwikłane w stosunki strukturotwórcze. Ruchliwość jednostek między kategoriami może się wiązać ze zmianą miejsca w układzie stosunków, z „wejściem” w nowy układ lub z „wyjściem” ze starego układu. I tak uzyskanie środków produkcji, nabycie kwalifikacji i wykształcenia, działalność w organizacji politycznej, wejście na uprzywilejowany ranek pracy powodują zmianę miejsca w układzie stosunków poprzez fakt ruchliwości za pośrednictwem różnych kanałów. Konsekwencją tych procesów jest zmiana położenia społeczno-jednostek w strukturze społecznej. W naszym przekonaniu przejawem strukturotwórczej roli stosunków społecznych jest istnienie różnych przeszkód utrudniających zmianę miejsca jednostek w układzie stosunków i ewentualnie częściowej zmiany tego układu. Owe przeszkody, jak wynika z powyższego wywodu, występują w postaci barier ruchliwości społecznej.

Jednym z celów tej pracy jest identyfikacja tych barier, co stanowi będzie podstawę wnioskowania o kształcie systemu nierówności. Jeżeli bowiem przyjmimy, że kształt struktury społecznej jest wyznaczony przez układ stosunków między jej segmentami, to konsekwencją takiego rozumienia struktury społecznej będzie stwierdzenie, że ruchliwość kształtuje układ kategorii społecznych, który konstituuje system nierówności.

Przedstawiony schemat interpretacji wyników naszych analiz uzupełnimy dwoma uwagami. Rezultaty analizy wzorów ruchliwości na podstawie danych z tabeli przepływów nie dają bezpośredniej odpowiedzi na pytanie, jakie to bariery wyznaczają granice między segmentami struktury społecznej oraz jakie stosunki generują te bariery. Zastosowana przez nas metoda pozwala jedynie na identyfikację wymiarów ruchliwości, lokalizację barier oraz określenie wielkości dystansów między kategoriami w tych wymiarach. Natomiast kwestia tego, jakie jest znaczenie wymiarów ruchliwości, co stanowi treść barier, oraz jakie stosunki są źródłem podziałów społecznych rozpatrywanych z tego punktu widzenia, musi być przedmio-

tem interpretacji opartej na wiedzy uzyskanej w inny sposób. Fakt ten nie jest, jak sądzimy, ograniczeniem tej pracy. Powtórzmy raz jeszcze, że podstawowym celem naszych analiz jest identyfikacja czynników, które konstrytuują kształt systemu nierówności. Problem znaczenia tych czynników będzie również, w miarę możliwości, przedmiotem naszych interpretacji, jednak nie jest to cel zasadniczy.

Druga uwaga nawiązuje do rozróżnienia pomiędzy ruchliwością wymienną a ruchliwością strukturalną. Przedmiotem naszych analiz będzie ruchliwość ujmowana w tabeli przepływów. W myśl dominującego stanowiska wzory przepływów są kształtowane zarówno przez ruchliwość wymienną, jak i przez ruchliwość strukturalną. Ta ostatnia jest wyrazem zmian w strukturze społeczno-zawodowej i jest definiowana na podstawie porównania marginesów tabeli. Ze względu na duże analityczne znaczenie ruchliwości wymiennej – co wynika stąd, że traktuje się ją jako wskaźnik otwartości struktury społecznej – podejmowano wiele prób jej oddzielenia od ruchliwości „wymuszonej” przez zmiany w strukturze zawodowej. Przez wiele lat panowała powszechna opinia, że potrzeba oddzielenia ruchliwości strukturalnej od wymiennej ma charakter oczywisty, a zabieg ten jest stosunkowo prosty. Jednakże ostatnio dokonane ustalenia wskazują, że tradycyjnie stosowane w tym zakresie metody mogą być kwestionowane, a sam problem ma charakter bardziej złożony, niż dotychczas przypuszczano (Sobel 1983; Krauze i Słomczyński 1986).

Jednakże sygnalizowana trudność w niewielkim stopniu dotyczy przedmiotu naszych rozważań i w naszym przekonaniu scharakteryzowane wyżej stosunki znajdują swój wyraz nie tylko w postaci ruchliwości wymiennej, ale i strukturalnej. Na przykład wzrost liczebności pewnych kategorii pracowników umysłowych i spadek liczebności kategorii pracowników fizycznych oraz rolników wywołuje określone przepływy, które rzutują na charakter stosunków między tymi kategoriami. W tym przypadku poprzez napływ do pracowników umysłowych osób wywodzących się z klasy robotniczej oraz spośród rolników wystąpi osłabienie bariery ruchliwości między dwoma wymienionymi kategoriami, co może prowadzić do wzrostu ich podobieństwa ze względu na położenie ekonomiczne i kulturowe. Próby identyfikacji czynników strukturalizacji społecznej powinny zatem uwzględniać wzory globalnych przepływów, to jest przepływów określonych również przez zmiany w strukturze społeczno-zawodowej. Z tego też względu podział ruchliwości na strukturalną i wymienną wydaje się w kontekście naszych rozważań nieuzasadniony.

## 1.9. PODSUMOWANIE

Staraliśmy się przedstawić sposób wykorzystania analiz nad wzorami ruchliwości w ramach pewnego podejścia do badania procesu strukturalizacji społecznej. Dla badaczy struktury społecznej ważną zaletą tego ujęcia jest możliwość jego wykorzystania w analizie wielu znaczących, żeby nie powiedzieć doniosłych, problemów.

Analiza kanoniczna macierzy ruchliwości pozwala na określenie wielkości barier i dystansów między rozpatrywanymi kategoriami, przez co umożliwia identyfikację mniej i bardziej podstawowych segmentów struktury społecznej. Dzięki temu uzyskuje się możliwość zlokalizowania miejsca rozpatrywanych kategorii w społecznej przestrzeni. W sumie jest to stosunkowo dobre narzędzie badania kształtu struktury społecznej.

Inny zestaw problemów, które mogą być rozważane w ramach tego podejścia, dotyczy możliwości określenia „strukturalnych” cech poszczególnych kategorii. Mamy na myśli szanse alokacji w systemie nierówności dla osób wywodzących się z określonych kategorii społecznych oraz homogeniczność tych kategorii ze względu na strukturę pochodzenia społecznego.

Szczególnie cenną zaletą tego schematu analizy jest wreszcie to, że jego zastosowanie daje możliwość ustalenia wymiarów ruchliwości. Stanowi to podstawę wnioskowania o mechanizmach procesu strukturalizacji społecznej, zakładając, że wzory ruchliwości są dobrą syntetyczną charakterystyką procesu strukturalizacji. Identyfikacja podstawowego wymiaru ruchliwości pozwala ponadto orzec, jakie są podstawowe kryteria wyższości – niższości społecznej, jaki jest stopień krystalizacji hierarchii społecznej oraz których kategorii reprezentanci zajmują pozycję wyższą, a których niższą. Ten aspekt omawianej metody wydaje się szczególnie ważny w świetle krytyk wysuwanych pod adresem tradycyjnie konstruowanych miar położenia jednostek w systemie nierówności, jakimi są skale zawodów według kryterium prestiżu i pozycji społeczno-ekonomicznej.

Tylko niektóre z wymienionych zagadnień były rozpatrywane w ramach tego rzadko stosowanego podejścia, a jeśli tak czyniono, to raczej na marginesie innych rozważań. Fakt ten sprawia, że podjęcie sygnalizowanych w tym rozdziale problemów na gruncie empirycznym staje się ważnym zadaniem badawczym.

## Rozdział 2

### METODY IDENTYFIKACJI WZORÓW RUCHLIWOŚCI

#### 2.1. WPROWADZENIE

Istnieją trzy grupy zaawansowanych metod analizy przepływów w tabeli ruchliwości: modelowanie log-liniowe, skalowanie wielowymiarowe oraz techniki oparte na analizie kanonicznej. W przedstawionym opracowaniu zajmiemy się jedynie metodami zaliczanymi do ostatniej grupy. Mimo iż były one dotychczas przez badaczy ruchliwości zawodowej najrzadziej wykorzystywane, stwarzają największe możliwości w zakresie identyfikacji jej podstawowych wymiarów, co staraliśmy się częściowo wykazać w poprzednim rozdziale.

Omawiając metody oparte na analizie kanonicznej ograniczymy się do przedstawienia trzech spośród nich: 1. kanonicznej dekompozycji tablic kontyngencyjnych, 2. analizy kanonicznej zmiennych zero-jedynkowych, 3. analizy maksymalnej korelacji. Po wstępnym zapoznaniu się z ich istotą może wydawać się, że mamy tu do czynienia z trzema, z gruntu rzeczy różnymi metodami. W rzeczywistości mają one wspólną matematyczną podstawę, którą stanowi problem określenia wartości własnych i wektorów własnych pewnej macierzy współczynników, obliczonych na podstawie danej macierzy mobilności. Dlatego lepiej jest mówić o trzech wariantach tej samej metody, którą to metodą byłaby analiza kanoniczna w wersji ogólnej. Rozważenie trzech wariantów tej samej metody jest uzasadnione tym, że w znacznym stopniu wzbogacamy w ten sposób zakres możliwych interpretacji otrzymanego rozwiązania. Możemy bowiem spojrzeć na nie z trzech różnych stron, przy czym każdy z punktów widzenia pozwala na pogłębienie rozumienia istoty analizowanego problemu.

Opisowi wymienionych metod nadaliśmy taką postać, aby był on zrozumiały dla czytelnika nie posiadającego odpowiedniego przygotowania matematycznego. Dlatego też zrezygnowaliśmy z przedstawienia szcze-  
<http://rcin.org.pl>

gółowych wyprowadzeń poszczególnych wzorów, z których będziemy korzystać. Czytelnika zainteresowanego formalnym opisem prezentowanych metod odsyłamy do odpowiedniej literatury. Zostanie ona podana przy omawianiu poszczególnych metod.

Rozważania zilustrujemy przykładem analizy macierzy międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej, utworzonej na podstawie danych uzyskanych w ogólnopolskich badaniach przeprowadzonych w 1982 r. (tab. 2.1). W macierzy tej wyróżniliśmy jedynie trzy kategorie społeczno-zawodowe: pracowników umysłowych, pracowników fizycznych oraz rolników. Zastosowanie tak uproszczonego podziału wynika stąd, iż posługując się tą macierzą chcemy pokazać podstawowe własności prezentowanych metod, toteż musi ona posiadać stosunkowo przejrzystą strukturę. Do wykorzystywanych danych powrócimy w rozdziale 5, w którym zostaną one poddane analizie w postaci pełnej macierzy mobilności, opartej na wyróżnieniu 12 kategorii zawodowych.

Tabela 2.1

Macierz międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej mężczyzn oparta na wyróżnieniu trzech kategorii społeczno-zawodowych  
Polska 1982

Kategoria społeczno-zawodowa ojca	Kategoria społeczno-zawodowa syna			
	Pracownicy umysłowi	Pracownicy fizyczni	Rolnicy	Razem
Pracownicy umysłowi	137	93	10	240
Pracownicy fizyczni	157	483	33	673
Rolnicy	104	365	345	814
Razem	398	941	388	1727

Źródło: Badania zrealizowane w Instytucie Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Pełna macierz mobilności została przedstawiona w artykule Domańskiego i Sawińskiego (1984; tab. 1).

Kolejność prezentacji poszczególnych zagadnień będzie następująca. W pierwszym podrozdziale omówimy istotę proponowanych metod, którą stanowi porównanie obserwowanej mobilności z modelem równych szans. W kolejnych trzech częściach przedstawimy trzy wymienione metody identyfikacji wzorów ruchliwości zawodowej: metodę kanonicznej dekompozycji tablic kontyngencyjnych, analizę kanoniczną zmiennych zero-jedynkowych oraz analizę maksymalnej korelacji. Część piątą poświęcimy prze-  
<http://rcin.org.pl>

dyskutowaniu niektórych problemów wiążących się z praktycznym zastosowaniem proponowanych metod. W zakończeniu omówimy sposoby wykonania obliczeń, których wyniki wykorzystujemy w dalszych rozdziałach pracy.

## 2.2. MODEL RÓWNYCH SZANS

### 2.2.1. DWIE PERSPEKTYWY ANALIZ TABEL MOBILNOŚCI

Ruchliwość społeczno-zawodowa operacjonalizowana w postaci tabel mobilności może być analizowana w dwu różnych perspektywach. Pierwsza nakazuje oddzielne traktowanie ruchliwości strukturalnej – to jest ruchliwości będącej konsekwencją zmian marginesów tabeli – oraz ruchliwości wymiennej (cyrkulacyjnej), która pozostaje po odjęciu ruchliwości strukturalnej od wielkości obserwowanych przepływów. Tak zarysowana perspektywa widoczna jest w niektórych próbach ilościowego opisu ruchliwości społeczno-zawodowej za pomocą syntetycznych indeksów (Yasuda 1964; Boudon 1974), a także w większości prac wykorzystujących modelowanie log-liniowe bądź iteracyjną technikę „dopasowywania marginesów” Deminga (1943). We wszystkich tych rozważaniach w sposób jawny bądź ukryty przyjmuje się założenie o wzajemnej odpowiedności zakresów kategorii zawodowych wyróżnionych w pokoleniach ojców i synów. Umożliwia ono zdefiniowanie pojęcia „dziedziczenia” pozycji zawodowej, co jest podstawą określenia proporcji osób podlegających ruchliwości strukturalnej – to jest nie mogących odziedziczyć pozycji ojca na skutek zmniejszenia się proporcjonalnego udziału niektórych kategorii zawodowych wśród ogółu pracujących.

W ramach drugiej perspektywy nie rozdziela się ruchliwości strukturalnej i wymiennej, co można uzasadnić tym, iż samorekrutacja w poszczególnych kategoriach zawodowych powinna być traktowana w ten sam sposób, jak każdy inny przepływ. Nie jest przez to wymagane założenie o wzajemnej odpowiedności kategorii zawodowych ojców i synów, które może być łatwo zakwestionowane w przypadku społeczeństw o dynamicznie zmieniającej się strukturze zawodowej. Zmienia się bowiem nie tylko udział poszczególnych kategorii wśród ogółu pracujących, lecz także treść pozycji zawodowych określanych tą samą nazwą (np. urzędnik w Polsce międzywojennej i urzędnik obecnie). Występuje też zjawisko powstawania pewnych nowych pozycji oraz zanikania innych. W ramach tej perspektywy ruchliwość wymuszona (strukturalna) nie może być zdefiniowana,

ponieważ nie wprowadza się pojęcia dziedziczenia zawodu. Przyjmuje się w zamian, iż ruchliwości zawodowej podlegają wszyscy pracujący (zob. np. Tumin i Feldman 1957; Erikson i inni 1979; Portocarero 1983). Nie wyklucza się przy tym w przypadku części osób ruchliwości „zerowej”, to jest możliwości przejścia z danej pozycji na równorzędną.

Założenia obu perspektyw nie są na ogół *explicite* formułowane w analizach procesu społecznej strukturalizacji. Niemniej rozróżnienie to jest istotne z punktu rozważań przedstawionych w tej pracy, ponieważ całkowicie zamykają się one w ramach drugiej perspektywy. Fakt ten podkreślamy z tego względu, że zdecydowana większość analiz tabel mobilności prowadzona jest przy wykorzystaniu pierwszej perspektywy. Wybór jednego z tych dwóch ujęć nie jest sprawą błahą, przy czym może być dokonany wyłącznie na drodze teoretycznej. Naszym zdaniem dotychczasowy stan teorii struktury społecznej nie pozwala na jednoznaczne rozstrzygnięcie tej kwestii. Wobec tego przedstawiony w tej pracy punkt widzenia należy traktować jako propozycję sposobu badania ruchliwości zawodowej. Zastosowane metody mogą być przy tym łatwo przeniesione na grunt analiz jedynie ruchliwości wymiennej, lecz zagadnień z tym związanych nie będziemy w tej pracy podejmować. W tym miejscu napomniemy jedynie, iż dotychczas uzyskane rezultaty zdają się świadczyć o znacznym podobieństwie wniosków w zakresie identyfikacji wzorów ruchliwości otrzymywanych przy zastosowaniu zarówno jednej, jak i drugiej perspektywy (Sawiński 1984b).

W przyjętym ujęciu będziemy więc abstrahować od problemu rozdzielania ruchliwości strukturalnej i wymiennej, a mówiąc bardziej ogólnie, od problemu wzajemnego niedopasowania marginesów w tabeli mobilności. Międzypokoleniowe zmiany w strukturze zawodowej w danym społeczeństwie potraktujemy jako kontekst dla dokonujących się przemieszczeń, współwyznaczający ich kierunki i rozmiary. Ponieważ poszczególne społeczeństwa w znaczący sposób różnią się charakterem zmian strukturalnych — co stanowi o istocie dokonującej się w nich mobilności — stąd wyłączenie wpływu tych zmian wydaje się niezgodne z logiką analiz porównawczych.

Konsekwencją tego stanowiska jest niemożność przyjęcia dla każdego z rozważanych krajów tego samego modelu, jako punktu odniesienia dla dokonania opisu obserwowanych przepływów. Możliwe jest jedynie wskazanie pewnej klasy takich modeli, przyjmujących w przypadku każdego z krajów inną postać, lecz zdefiniowanych według jednolitych zasad. W na-



szych rozważaniach za punkt odniesienia przyjmujemy klasę modeli doskonałej równości szans, to jest przedstawiających hipotetyczną ruchliwość, będącą realizacją zasady kompletnej niezależności pozycji syna od pozycji ojca. Ponieważ model równości szans stanowić będzie uniwersalne kryterium opisu obserwowanej ruchliwości, a zarazem kryterium jedyne, przedyskutowaniu wybranych problemów związanych z jego zastosowaniem poświęcimy pozostałą część podrozdziału.

### 2.2.2. STOSOWANA NOTACJA

Rozważania rozpoczniemy od przypomnienia notacji stosowanej do opisu tabel międzypokoleniowych ruchliwości zawodowej. Została ona przedstawiona w tabeli 2.2. Poszczególne wiersze macierzy mobilności odpowiadają wyróżnionym kategoriom zawodowym ojców, poszczególne

Tabela 2.2

Notacja stosowana w analizach tabel mobilności

Kategoria zawodowa ojca	Kategoria zawodowa syna				Razem
	$k_1$	$k_2$	...	$k_s$	
$k_1$	$m_{11}$	$m_{12}$	...	$m_{1s}$	$a_1$
$k_2$	$m_{21}$	$m_{22}$	...	$m_{2s}$	$a_2$
...	...	...	...	...	...
$k_s$	$m_{s1}$	$m_{s2}$	...	$m_{ss}$	$a_s$
Razem	$b_1$	$b_2$	...	$b_s$	$n$

zaś kolumny kategoriom zawodowym synów. Na ogół w przypadku ojców i synów wyodrębnia się te same kategorie zawodowe (w tab. 2.2 oznaczyliśmy je symbolami  $k_1, k_2, \dots, k_s$ ), przy czym w różnych tabelach mobilności liczba wyróżnionych kategorii może być niejednakowa. Oznaczmy ją w ogólnym przypadku literą  $s$ . Symbolami  $m_{ij}$  (gdzie  $i, j = 1, 2, \dots, s$ ) oznaczmy liczebności w poszczególnych polach macierzy mobilności wyrażające wielkości przepływów z  $i$ -tej kategorii ojca do  $j$ -tej kategorii syna. Na przykład wielkość  $m_{32}$  interpretujemy jako liczbę osób w kategorii zawodowej  $k_2$ , których ojcowie należeli do kategorii zawodowej  $k_3$ . Symbolami  $a_1, a_2, \dots, a_s$  oznaczmy sumy poszczególnych wierszy macierzy mobilności. Każdy z nich wyraża liczbę osób, których ojcowie należą kolejno do kategorii  $k_1, k_2, \dots, k_s$ . W analogiczny sposób symbolami  $b_1, b_2, \dots, b_s$  oznaczmy sumy poszczególnych kolumn macierzy, czyli liczbę osób w kolejnych kategoriach zawodowych w pokoleniu sy-

nów. Literą  $n$  oznaczmy łączną liczbę osób w przebadanej próbie, przy czym jest ona równa

$$n = \sum_{i=1}^s a_i = \sum_{j=1}^s b_j = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^s m_{ij} \quad (2.1)$$

### 2.2.3. DEFINICJA MODELU RÓWNYCH SZANS

Analizy tabel ruchliwości sprowadzają się do wyodrębnienia pewnych prawidłowości w macierzy obserwowanych przepływów i scharakteryzowaniu ich poprzez wartości wprowadzonych mierników. Jednym z punktów wyjścia takich analiz jest porównanie wielkości obserwowanych przepływów z hipotetyczną sytuacją niezależności stochastycznej między pozycją ojca a syna. Liczebności  $e_{ij}$  w poszczególnych polach tabeli odpowiadające tej sytuacji obliczamy według wzoru

$$e_{ij} = (a_i b_j) / n \quad (2.2)$$

Macierz niezależności stochastycznej jest w socjologii przemieszczeń społecznych nazywana modelem doskonałej równości szans (Sawiński 1981). Poszczególne osoby mają bowiem jednakowe szanse wejścia do danej kategorii zawodowej niezależnie od tego, do której kategorii należą ich ojcowie. Szanse te są równe częstości występowania danej kategorii w całej zbiorowości. Na przykład, jeśli w pokoleniu synów kategoria specjalistów liczy 8% ogółu czynnych zawodowo, to zgodnie z modelem równych szans 8% synów rolników powinno zostać specjalistami, 8% synów robotników powinno zostać specjalistami itd.

Każde z pól macierzy obserwowanej mobilności może być porównane z odpowiadającym mu polem modelu równych szans poprzez obliczenie różnicy w obu porównywanych polach. Oznaczmy macierz obserwowanej mobilności jako  $M$ , model zaś równych szans jako  $E$ . Wówczas

$$D = M - E \quad (2.3)$$

gdzie  $D$  oznacza macierz różnic. Analogiczny wzór możemy rozpisać dla poszczególnych pól porównywanych macierzy

$$d_{ij} = m_{ij} - e_{ij} \quad (2.4)$$

W tabelach 2.3 i 2.4 przedstawiamy macierze  $E$  i  $D$  dla przykładowych danych dotyczących ruchliwości międzypokoleniowej w Polsce przy zastosowaniu podziału na trzy kategorie społeczno-zawodowe (tab. 2.1).

Tabela 2.3  
Model równych szans (macierz  $E$ )  
Polska 1982<sup>a</sup>

Ojcowie	Synowie			
	Umysłowi	Fizyczni	Rolnicy	Razem
Umysłowi	55 <sup>b</sup>	131	54	240
Fizyczni	155	367	151	673
Rolnicy	188	443	183	814
Razem	398	941	388	1727

<sup>a</sup> Źródło zostało podane w tabeli 2.1.

<sup>b</sup> Wielkości wyliczono za pomocą wzoru (2.2) i zaokrąglono do liczb całkowitych.

Tabela 2.4

Macierz różnic ( $D$ ) między liczebnościami obserwowanymi a otrzymanymi na mocy modelu równych szans  
Polska 1982

Ojcowie	Synowie			
	Umysłowi	Fizyczni	Rolnicy	Razem
Umysłowi	82	-38	-44	0
Fizyczni	2	116	-118	0
Rolnicy	-84	-78	162	0
Razem	0	0	0	0

Rozważmy liczebności pierwszego wiersza macierzy różnic  $D$ . Wśród osób, których ojcowie byli pracownikami umysłowymi, wystąpiła tendencja do dziedziczenia pozycji ojca. Pracownikami umysłowymi zostało bowiem o 82 osoby więcej, niż wynikałoby z modelu równych szans. Aby wymogi tego modelu były w pierwszym wierszu macierzy obserwowanej mobilności spełnione, owe 82 osoby należałoby przesunąć do innych kategorii zawodowych – 38 osób do pracowników fizycznych i 44 osoby do rolników (tab. 2.4). Podobną tendencję do dziedziczenia zawodu ojca obserwujemy również w dwóch pozostałych kategoriach pochodzenia.

#### 2.2.4. WSPÓŁCZYNNIK GLASSA-ROGOFF

Porównanie obserwowanej mobilności z modelem równych szans poprzez obliczenie różnic liczebności w poszczególnych polach obu macierzy nie jest jedynym sposobem postępowania. Zamiast różnic możemy posłużyć się ilorazami liczebności porównywanych pól, czyli wartościami

współczynnika Glassa–Rogoff (Sawiński 1981: 181–2).

$$g_{ij} = \frac{m_{ij}}{e_{ij}} \quad (2.5)$$

Macierz współczynników Glassa–Rogoff dla przykładowych danych została przedstawiona w tabeli 2.5. Gdy obserwowana liczebność w danym polu macierzy jest zgodna z modelem równych szans ( $m_{ij}=e_{ij}$ ), to wartość współczynnika  $g_{ij}$  jest równa 1. Ma to praktycznie miejsce jedy-

Tabela 2.5  
Współczynniki  $g_{ij}$  (Glassa–Rogoff) dla poszczególnych pól przykładowej macierzy mobilności  
Polska 1982

Ojcowie	Synowie		
	Umysłowi	Fizyczni	Rolnicy
Umysłowi	2,48	0,71	0,19
Fizyczni	1,01	1,32	0,22
Rolnicy	0,55	0,82	1,89

nie w przypadku pola określającego wielkość przepływu z kategorii pracowników fizycznych do pracowników umysłowych, co jest równoważne bliskiej zeru różnicy porównywanych pól (tab. 2.4). Współczynniki  $g_{ij}$  na przekątnej głównej macierzy przyjmują wielkości większe niż 1, co odpowiada stwierdzonej uprzednio tendencji do dziedziczenia zawodu ojca w każdej z wyróżnionych kategorii zawodowych.

Z pozoru może się wydawać, że współczynnik Glassa–Rogoff w naturalny sposób pozwala wyrazić względne odstępstwa obserwowanej mobilności od modelu równych szans dla każdego z pól tabeli, przez co za jego pomocą poszczególne pola mogą być pod tym względem łatwo ze sobą porównane. Tymczasem okazuje się, że wartość współczynnika zależy także od liczebności kategorii zawodowych ojca i syna odpowiadających danemu polu macierzy mobilności (liczebności brzegowe). Na tę niekorzystną własność współczynnika Glassa–Rogoff wskazywano w literaturze wielokrotnie (m. in. Blau i Duncan 1967: 93–7; Goodman 1969b: 834; Tyree 1973: 580; Featherman i Hauser 1978: 141–3). W tym miejscu ograniczymy się do jej przedstawienia na przykładzie skonstruowanym

za pomocą wielkości rzeczywistych przepływów otrzymanych w macierzy międzypokoleniowej ruchliwości w Polsce w 1972 r. (Zagórski 1976: tabela 10). W badaniach tych wyróżniono między innymi dwie następujące kategorie zawodowe – rolników indywidualnych i rybaków. Wśród synów rolników 46% dziedziczy zawód ojca, co przekracza proporcję rolników w badanej zbiorowości – wynoszącą 27%, czyli w ramach tej kategorii występuje tendencja do samorekrutacji. Fakt ten odzwierciedla wartość współczynnika Glassa–Rogoff, równa dla tego pola macierzy 1,7. W kategorii rybaków zawód ojca dziedziczy zaś 19%, czyli, jak należałoby przyjąć, tendencja do samorekrutacji jest mniejsza. Tymczasem współczynnik Glassa–Rogoff przybiera dla tego pola tabeli monstrualną wartość równą 148,4!

Ten zaskakujący rezultat staje się zrozumiały po uwzględnieniu faktu, iż w przebadanej próbie rybacy stanowią jedynie 0,1%; stąd stosunek rozmiarów obserwowanego dziedziczenia zawodu rybaka do rozmiarów dziedziczenia wynikającego z modelu równych szans okazuje się niezwykle wysoki. Interpretacja otrzymanych wartości współczynnika w terminach „tendencji do dziedziczenia” zawodu ojca może więc być poprawnie dokonana dopiero po wyeliminowaniu efektu powstającego na skutek nierównomierności w rozkładach brzegowych. Z tego też względu użyteczność współczynnika Glassa–Rogoff jako narzędzia porównań wydaje się wątpliwa.

#### 2.2.5. MODELOWANIE LOG-LINIOWE

Krytyka współczynnika Glassa–Rogoff stała się punktem wyjścia skonstruowania alternatywnych miar charakteryzujących wielkości przepływów w poszczególnych polach tabeli mobilności. Najbardziej znaczącą propozycję w tym zakresie sformułował Goodman (1969a, 1969b). Została ona następnie rozwinięta przez Hausera (1978, 1979) i funkcjonuje obecnie pod nazwą log-liniowego modelowania tablic ruchliwości. Istota tej metody polega na wyspecyfikowaniu modelu, w którym liczebności każdego z pól tabeli mobilności zostają wyrażone jako iloczyn parametrów, odpowiadających poszczególnym wierszom i kolumnom, a także dodatkowo parametrów interakcyjnych – odpowiadających ustalonym grupom pól w tej tabeli. Poprawnie wyspecyfikowany model w wysokim stopniu odtwarza wielkości obserwowanych przepływów między kategoriami zawodowymi ojców i synów. Na podstawie wartości oszacowanych parametrów Hauser

(1978) przedstawił propozycję miernika umożliwiającego porównywanie wielkości przepływów w poszczególnych polach tabeli mobilności, który to miernik jest pozbawiony większości wad przynależnych współczynnikowi Glassa – Rogoff.

Jednakże w ostatnim okresie propozycja ta również została poddana krytyce (Hope 1981; Macdonald 1981; Jones 1985). Jeden ze stawianych zarzutów dotyczył odejścia w modelowaniu log-liniowym od modelu równych szans, traktowanego dotychczas jako punkt odniesienia do opisu obserwowanej mobilności. Powstałą trudność najtrafniej wyraził Jones (1985: 839)

[...] model niezależności jest modelem utopijnego społeczeństwa, społeczeństwa o całkowitej równości szans. Ze względu na ten fundamentalny powód nie stanowi problemu fakt, że model statystycznej niezależności „... nie jest dopasowany do danych ...” [Hauser 1978: 924; przyp. Z. S. i H. D], ponieważ tego wymogu nigdy mu nie stawiano. Traktowano go raczej jako normatywne kryterium pozwalające określić, jak blisko dane społeczeństwo doszło do tego konkretnego ideału, ideału, o który demokratyczne społeczeństwa walczyły od czasu Rewolucji Francuskiej. [...] Z tego powodu statystyczny model niezależności jest oczywistym sposobem operacjonalizacji makrosocjologicznego pojęcia „otwartości społecznej” i podstawowym celem zastosowania tego modelu jest dostarczenie pewnej miary pozwalającej wyrazić, jak blisko dane społeczeństwo doszło (bądź odeszło) od tego normatywnego kryterium.

Trudno nie zgodzić się z powyższą argumentacją, aczkolwiek, jak łatwo stwierdzić, nie neguje ona przydatności modelowania log-liniowego jako metody analizy tablic mobilności. Wskazuje natomiast, że metoda ta nie rozwiązała problemów powstałych na gruncie klasycznej analizy tabel mobilności za pomocą współczynnika Glassa – Rogoff (lub podobnych mierników), mimo iż cel taki autorzy metody *explicite* sformułowali (Goodman 1969a; Hauser 1978). Przyczyn tego niepowodzenia nie należy jednak upatrywać w wadach samej metody, lecz wyłącznie w tym, iż przyjęty tu został inny sposób rozumienia dokonującej się ruchliwości zawodowej, gdyż wedle całkowicie innych zasad sformułowany został model będący podstawą porównań.

Przedstawiona sytuacja zmusiła nas do podjęcia próby zdefiniowania miernika, który umożliwiłby zrelatywizowanie przepływów obserwowanych w macierzy mobilności do modelu równych szans, a jednocześnie byłby pozbawiony sygnalizowanych w dotychczasowych opracowaniach wad współczynnika Glassa – Rogoff.

## 2.2.6. NIEPOROZUMIENIA WOKÓŁ WSPÓLCZYNNIKA GLASSA – ROGOFF

Przedstawienie propozycji nowego miernika poprzedzimy wyjaśnieniem pewnego nieporozumienia, jakie znalazło się w argumentacji wysuwanej przez krytyków współczynnika Glassa – Rogoff. Otóż starano się przypisać mu pewne własności, których faktycznie on nie posiada. Badacze posługujący się tym miernikiem oczekiwali, że pozwoli im wyrazić ważność poszczególnych odstępstw od modelu równych szans. Tymczasem pozwala on jedynie na określenie względnej wielkości odstępstw, czyli, mówiąc inaczej, wielkość współczynnika nie uwzględnia znaczenia danego pola (przepływu) w całej macierzy mobilności.

Powstające w wyniku zastosowania miernika paradoksy interpretacyjne mają więc charakter pozorny. Powróćmy do przykładu z samorekrutacją wśród rolników i rybaków. Wartości współczynnika Glassa – Rogoff informują nas jedynie o tym, że rybacy 148 razy częściej dziedziczą pozycję ojca, niż należałoby się spodziewać na mocy modelu równych szans, rolnicy zaś 1,7 raza. Gdyby kategorie rolników i rybaków były w zbiorowości jednakowo liczne, to porównanie otrzymanych wartości pozwalałoby wnioskować o względnym znaczeniu tych rozbieżności. Jednakże kategorie te nie są równoliczne – rolnicy stanowią najbardziej liczny segment struktury zawodowej, zawód zaś rybaka wykonuje stosunkowo niewielką proporcję ogółu pracujących. Z tego też względu wnioskowanie na podstawie otrzymanych wartości o względnym znaczeniu odstępstw od modelu równych szans jest bezzasadne.

Przedstawiony przykład pozwala uświadomić sobie, że fakt uzależnienia wartości współczynnika Glassa – Rogoff od liczebności brzegowych nie może być traktowany jako wada miernika. Co więcej, poprawną strategią postępowania nie jest dążenie do zdefiniowania miernika, który byłby od wielkości tych uniezależniony. Wystarczy bowiem, aby miernik uwzględniał jednocześnie względną wielkość odstępstw od przyjętego modelu ruchliwości (jak to czyni współczynnik Glassa – Rogoff) oraz względne znaczenie danego pola w macierzy mobilności. Sumę obu warunków nazwijmy postulatem merytorycznym. Ponieważ można zdefiniować cały szereg mierników spełniających ten postulat, w praktyce należałoby wybrać spośród nich miernik posiadający stosunkowo prostą interpretację oraz spełniający możliwie wiele własności, które uznalibyśmy za pożądane (postulat pragmatyczny). Współczynnik zaproponowany przez Hausera spełnia postulat merytoryczny, lecz nie spełnia pragmatycznego. Nie po-

siada bowiem bezpośredniej interpretacji, gdyż jego wartości są każdorazowo pochodną sposobu parametryzacji modelu, która wymaga złożonych założeń o strukturze obserwowanej mobilności.

### 2.2.7. INDEKS NIERÓWNOŚCI SZANS

Spośród wielu istniejących w tym zakresie możliwości (Bibby 1975) w celu scharakteryzowania odstępstw od modelu równych szans w danym polu macierzy mobilności wybraliśmy miernik, który jest funkcją współczynnika Glassa–Rogoff

$$q_{ij} = \frac{e_{ij}}{n} (g_{ij} - 1)^2 \quad (2.6)$$

Wprowadzony miernik nazwiemy indeksem nierówności szans dla danego pola macierzy mobilności i będziemy oznaczać symbolem  $q_{ij}$ . Prześledzenie wyrażenia (2.6) pozwala zrozumieć, na czym polega jego przewaga nad współczynnikiem Glassa–Rogoff. Otóż bierze on pod uwagę nie tylko względną wielkość odstępstw od modelu równych szans (czemu odpowiada czynnik  $[g_{ij} - 1]^2$ ), ale również względne znaczenie danego pola w tabeli mobilności. Jest ono w tym przypadku wyrażone przez proporcję jednostek w danym polu otrzymaną na mocy modelu równych szans ( $e_{ij}/n$ ). Jeśli więc dla kilku pól tabeli wartości współczynnika Glassa–Rogoff byłyby identyczne, to wartości indeksu nierówności szans byłyby proporcjonalne do względnego udziału oczekiwanych przepływów w poszczególnych polach do sumy przepływów w całej tabeli mobilności.

Posługiwanie się indeksem nierówności szans pozwala na uniknięcie paradoksów interpretacyjnych, na jakie jesteśmy narażeni stosując współczynnik Glassa–Rogoff. Wartości indeksu dla omawianego przykładu samorekrutacji wśród rolników i rybaków wynoszą odpowiednio 0,0716 i 0,0251. W stosunku do wartości uprzednio obliczonych została więc uwzględniona informacja o tym, że proporcja rybaków w rozpatrywanej macierzy mobilności jest niewielka, toteż nieporównywalnie duża rozbieżność z modelem równych szans ma w sumie mniejsze znaczenie niż stosunkowo niewielkie odstępstwo w przypadku znacznie liczniejszej kategorii rolników.

Można rzecz jasna dyskutować, czy wzajemny stosunek otrzymanych wartości indeksu (716 : 251, równy w przybliżeniu 3 : 1) trafnie odzwier-



ciędlą znaczenie odstępstw obserwowanej samorekrutacji od modelu równych szans w przypadku obu rozważanych kategorii. Jeśli uznamy, że nie, to pozostaje nam jedynie dokonać wyboru innego miernika. Jeśli jednak mniejsze znaczenie przywiązujemy do samych liczb, większe zaś do ich związków z rozpatrywanymi zjawiskami, to wybór indeksu nierówności szans zdaje się być wyjątkowo korzystnym posunięciem. Klasa własności tego miernika jest bowiem bardzo bogata.

Rozpatrzmy kilka najprostszych spośród nich. Przede wszystkim zauważmy, że  $q_{ij} = 0$  wtedy i tylko wtedy, gdy wartość współczynnika Glassa – Rogoff jest równa 1 (zob. wzór 2.6), czyli liczebność obserwowana  $m_{ij}$  jest dokładnie równa liczebności  $e_{ij}$  otrzymanej w modelu równych szans. Jednocześnie zero jest minimalną możliwą wartością indeksu, czyli dowolna wartość dodatnia pozwala stwierdzić, że wielkość przepływu w danym polu nie jest zgodna z modelem równych szans. Im wartość ta jest większa, tym mamy do czynienia z bardziej znaczącym odstępstwem.

Inna z własności polega na tym, że dodatnie i ujemne odstępstwa od modelu równych szans są przez indeks traktowane jednakowo. Jeśli na przykład w pewnym polu tabeli przepływ jest większy o 40 osób od ustalonego na mocy modelu równych szans, w innym polu zaś o tym samym znaczeniu do spełnienia wymogu równych szans brakuje 40 osób, to wartości indeksu dla obu pól będą jednakowe. Zwróćmy uwagę, że zarówno współczynnik Glassa – Rogoff, jak i współczynnik Hausera własności tej nie posiadają w tym sensie, że w różny sposób traktują odstępstwa w górę i w dół od zakładanego modelu. Jeśli dla dwóch pól tabeli wartości współczynnika Hausera wynoszą odpowiednio 2 i 0,2, to trudno jest orzec, które z odstępstw należy traktować jako większe.

Ważną zaletą indeksu nierówności szans jest możliwość łatwego uogólnienia tego miernika na całą tabelę mobilności. Uzyskujemy to przez zsumowanie wartości tego indeksu dla wszystkich pól tabeli

$$I = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^s q_{ij} \quad (2.7)$$

Tak otrzymany wskaźnik będziemy nazywać globalnym indeksem nierówności szans i oznaczać literą  $I$ . Pozwala on w sposób ilościowy wyrazić stopień, w jakim obserwowana ruchliwość odbiega od modelu równych szans w całej tabeli. W tym sensie może być wykorzystany jako narzędzie porównań międzykrajowych. Prostota zasady wiążącej jego wartość z wartościami indeksów nierówności szans dla poszczególnych pól

tabeli (wzór 2.7) pozwala na zdekomponowanie otrzymanej wartości globalnego indeksu nierówności szans na składniki odpowiadające poszczególnym przepływowi w macierzy mobilności. Łatwo dzięki temu ustalić, które z przepływów w największym stopniu wyznaczają wartość globalnego poziomu nierówności szans.

Wartość globalnego indeksu nierówności szans  $I$  można również wyrazić jako

$$I = \chi^2/n \quad (2.8)$$

gdzie  $\chi^2$  jest wartością statystyki *chi*-kwadrat, stosowanej między innymi do testowania hipotez o niezależności dwóch cech jakościowych (np. Błażock 1975: 241–51). Indekssem zdefiniowanym w ten sposób posłużyli się w swojej znanej pracy Featherman i Hauser (1978: 72–3), analizując związek między pozycją ojca i syna (a także pierwszym i obecnym zawodem syna) w tabelach ruchliwości dla Stanów Zjednoczonych.

Poprawne posługiwanie się globalnym indeksem nierówności szans w analizach porównawczych wymaga uwzględnienia problemu uzależnienia wartości tego miernika od liczby wyróżnionych kategorii zawodowych. Maksymalna możliwa wartość indeksu dla danej tabeli mobilności wynosi bowiem  $s-1$ , czyli wprost zależy od ich liczby<sup>1</sup>. Problem ten jest od dawna znany w statystycznej teorii pomiaru natężenia związku między dwiema zmiennymi i został rozwiązany w ten sposób, że otrzymana wartość  $\chi^2/n$  jest dzielona przez maksymalną możliwą wartość dla danej tabeli. Na tej zasadzie oparte są dwa często stosowane mierniki statystyczne –  $V$  Cramera i  $T$  Czuprowa (Błażock 1975: 258–9), których wartości zostają poprzez ten zabieg sprowadzone do przedziału  $<0, 1>$ .

Operacja taka jest uzasadniona z formalnego punktu widzenia, lecz zastosowanie jej w przypadku analizy związku między pozycją ojca a syna w tabeli mobilności zdaje się mieć skutek odwrotny do zamierzonego. Ilustrują to przedstawione w tabeli 2.6 wartości mierników  $V$  Cramera,  $T$  Czuprowa oraz globalnego indeksu nierówności szans  $I$ . Zostały one obliczone dla różnych sposobów pogrupowania tabeli międzypokoleniowej ruchliwości w Stanach Zjednoczonych (Featherman i Hauser 1978). Dane te wybraliśmy z tego względu, że w ich przypadku proponowane sposoby pogrupowania nie mają charakteru *ad hoc*, lecz zostały oparte na pewnych koncepcjach teoretycznych (Breiger 1981).

<sup>1</sup> Przy jednakowych marginesach. Jeśli marginesy nie są identyczne, maksymalna wartość indeksu jest mniejsza od  $s-1$ .

Tabela 2.6

Wartości mierników  $V$  Cramera,  $T$  Czuprowa i globalnego indeksu nierówności szans  $I$  dla wybranych sposobów pogrupowania tabeli międzypokoleniowej<sup>a</sup> ruchliwości w Stanach Zjednoczonych

Liczba wyróżnionych kategorii <sup>b</sup>	$V^2$ Cramera $T^2$ Czuprowa <sup>c</sup>	Indeks nierówności szans $I$
17 <sup>d</sup>	0,031	0,496
12	0,039	0,426
9	0,049	0,392
8	0,058	0,405
5	0,090	0,360
4	0,111	0,332
3	0,159	0,318

Źródło: Breiger 1981: tabela 1. Obliczenia własne.

<sup>a</sup> Zawód ojca skrzyżowany z zawodem syna w pierwszej pracy.

<sup>b</sup> Sposoby pogrupowania macierzy wyjściowej zostały podane w tekście źródłowym (s. 608).

<sup>c</sup> W przypadku tabel o jednakowej liczbie wierszy i kolumn wartości  $V$  Cramera i  $T$  Czuprowa są sobie równe.

<sup>d</sup> Odpowiada tablicy nie pogrupowanej.

Analiza danych przedstawionych w tabeli 2.6 pozwala stwierdzić, że wartości globalnego indeksu nierówności szans są w mniejszym stopniu uzależnione od liczby wyróżnionych kategorii zawodowych niż mierników unormowanych ze względu na tę wielkość. Pominiemy tu wyjaśnienie tego dość nieoczekiwanego zjawiska, gdyż ma ono charakter złożony. Poprzestaniemy na stwierdzeniu, że posługiwanie się w analizach porównawczych indeksem nierówności szans ma lepsze uzasadnienie niż zastosowanie w tym celu mierników zależności statystycznej. Niemniej wartość indeksu, aczkolwiek w niewielkim stopniu, jest jednak uzależniona od liczby wyróżnionych kategorii. Należy o tym pamiętać, wykorzystując ten miernik w porównaniach międzykrajowych, gdyż tabele mobilności będące przedmiotem porównań mają na ogół niejednakową liczbę kategorii. Jeżeli więc dla dwóch krajów odmiennych pod tym względem różnica w wartościach indeksu jest niewielka, to może być ona rezultatem niejednakowej liczby kategorii zawodowych w obu tabelach. Jeśli jednak różnica jest znaczna, to nie może być wyjaśniona za pomocą tego czynnika, czyli świadczy o odmiennym poziomie nierówności szans w obu porównywanych krajach.

Scharakteryzujemy obecnie za pomocą indeksu nierówności szans przepływy w przykładowej tabeli ruchliwości o wyróżnionych trzech kategoriach zawodowych. Wartości tego miernika dla poszczególnych pól zos-

Tabela 2.7

Wartości indeksu nierówności szans  $q_{ij}$  dla poszczególnych pól przykładowej tabeli mobilności

Ojcowie	Synowie		
	Umysłowi	Fizyczni	Rolnicy
Umysłowi	6,99 <sup>a</sup>	0,63	2,07
Fizyczni	0,00	2,14	5,35
Rolnicy	2,16	0,81	8,32

\* Podano wartości przemnożone przez 100.

tały przedstawione w tabeli 2.7. W celu zwiększenia przejrzystości oryginalne wartości indeksu podaliśmy w postaci pomnożonej przez 100. Konwencję tę będziemy również stosować w dalszych fragmentach pracy. Poprzez ten zabieg uzyskuje się bowiem wartości dogodniejsze do interpretacji.

Wartość indeksu nierówności szans dla przepływu z kategorii robotników do pracowników umysłowych wynosi 0,00. Świadczy to, że wielkość tego przepływu można uznać za zgodną z modelem równych szans<sup>2</sup>. W pozostałych polach wartości indeksu wyraźnie odbiegają od zera. Stosunkowo najmniej znacząca niezgodność występuje przy przejściu z pracowników umysłowych i rolników do robotników (wartości indeksu równe 0,63 i 0,81). Z kolei z największą niezgodnością mamy do czynienia w przypadku samorekrutacji w kategorii rolników (8,32) i wśród pracowników umysłowych (6,99). Wyraźne odstępstwo od modelu równych szans charakteryzuje również przepływ z pracowników fizycznych do rolników (5,35). Podane wartości indeksu nierówności szans warto zestawić ze współczynnikami Glassa – Rogoff (tab. 2.5) oraz liczebnościami (znaczeniem poszczególnych pól) w modelu równych szans (tab. 2.3). Pozwala to w większym stopniu zrozumieć istotę działania proponowanego współczynnika.

Wartość globalnego indeksu nierówności szans  $I$  dla rozważanej macierzy wynosi 0,285. Trudno jest orzec, czy świadczy ona o znacznym, czy

<sup>2</sup> Wartość z większą liczbą cyfr po przecinku wynosi 0,00135. Odpowiada to niezgodności rozważanego przepływu z modelem równych szans o dwie osoby (zob. tab. 2.4). Jest to jednak niewielkie odstępstwo, jeśli weźmiemy pod uwagę liczbę osób w polu modelu równych szans – wynoszącą 155. Uzyskanie „pełnej” zgodności jest w przypadku analizy macierzy empirycznej praktycznie niemożliwe dla żadnego z pól, ponieważ liczebności otrzymane na mocy modelu równych szans są niecałkowite.

też o niewielkim stopniu nierówności szans, dopóki nie zostanie zestawiona z analogicznymi wartościami obliczonymi dla innych krajów. Porównanie takie zostanie dokonane w rozdziale 4.

Na zakończenie omawiania interpretacji i własności indeksu nierówności szans należy zwrócić uwagę na jeszcze jedną zaletę tego miernika. Mianowicie posiada on wiele bezpośrednich związków z metodą kanonicznej dekompozycji tablic mobilności – to jest metodą, która stanowić będzie podstawę identyfikacji wzorów ruchliwości w przeprowadzonej analizie porównawczej. Jest to argument, który zdecydował o wyborze tego właśnie miernika, jako narzędzia opisu odstępstw obserwowanej ruchliwości od modelu równych szans.

### 2.3. KANONICZNA DEKOMPOZYCJA TABEL MOBILNOŚCI

Proponowana technika analizy tabel mobilności opiera się na metodzie kanonicznej dekompozycji tablic kontyngencyjnych (Maung 1941; Maxwell 1977: 106 – 14). Interesujący przykład zastosowania tej metody w socjologii przedstawił Hope (1972a), szczegółowo omawiając jej pełne rezultaty dotyczące związku między pochodzeniem społeczno-zawodowym współmałżonków. Prezentacji metody dokonamy pod kątem jej wykorzystania do analizy tabel międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej, posługując się stosowaną w tej dziedzinie terminologią oraz ograniczając się wyłącznie do przedstawienia niektórych zagadnień związanych z jej zastosowaniem. Czytelników zainteresowanych ogólną postacią metody kanonicznej dekompozycji tablic kontyngencyjnych, a także formalnym wyprowadzeniem poszczególnych wzorów i twierdzeń odsyłamy do cytowanej wyżej literatury. Należy nadmienić, że dotychczas nie posługiwano się w analizach tabel mobilności kanoniczną dekompozycją tablic kontyngencyjnych, aczkolwiek wskazywano na możliwości istniejące w tym zakresie (Hope 1972b, Macdonald 1972).

#### 2.3.1. WSTĘPNE SFORMUŁOWANIE PROBLEMU

Powróćmy do macierzy różnic  $D$  (tab. 2.4), która opisuje odstępstwa obserwowanej ruchliwości  $M$  od modelu równych szans  $E$ . Celem metody kanonicznej dekompozycji tablic kontyngencyjnych jest odtworzenie tych różnic za pomocą ciągu macierzy przepływów, które nazwiemy tu macierzami kanonicznymi. Struktura macierzy kanonicznej zostaje określona na podstawie pewnych wartości skalowych (zwanych wagami kanonicznych

mi) przypisanych poszczególnym kategoriom zawodowym ojców i synów. Oznaczmy wagi kanoniczne przypisane kategoriom ojców przez  $x_1, x_2, \dots, x_s$ , odpowiadające zaś kategoriom synów przez  $y_1, y_2, \dots, y_s$ . Liczebności w poszczególnych polach macierzy kanonicznej (ozn.  $C$ ) można wówczas zdefiniować następująco

$$c_{ij} = Re_{ij} x_i y_j \quad (2.9)$$

gdzie  $R$  jest dla danej macierzy pewną dodatnią stałą (zwaną korelacją kanoniczną), której interpretację przedstawimy dalej.

Wprowadzony dotychczas aparat pojęciowy pozwala na sformułowanie występującego w rozważanej metodzie problemu: znaleźć takie liczebności  $c_{ij}$  w poszczególnych polach macierzy kanonicznej  $C$ , aby wartość kryterium

$$\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^s \frac{1}{e_{ij}} (d_{ij} - c_{ij})^2 \quad (2.10)$$

była minimalna. W uproszczeniu można powiedzieć, że celem jest określenie takich wartości  $c_{ij}$ , aby możliwie w jak największym stopniu odtwarzały one różnice  $d_{ij}$  odzwierciedlające rozbieżność obserwowanej mobilności z modelem równych szans.

Ze zrozumiałych względów nie będziemy tu prezentować pełnego rozwiązania problemu (zob. literatura cytowana na początku podrozdziału). Ograniczymy się jedynie do stwierdzenia, że liczebności  $c_{ij}$  w polach macierzy kanonicznej są dla danej macierzy mobilności określone w sposób jednoznaczny i mogą być wyliczone za pomocą odpowiedniej procedury. Wyniki te stanowią podstawę obliczenia wag kanonicznych  $x_1, \dots, x_s, y_1, \dots, y_s$  oraz stałej  $R$ . W tym celu rozwiązujemy układ równań otrzymany poprzez rozpisanie wzoru (2.9) dla wszystkich pól macierzy. Tak uzyskane wartości wag kanonicznych są określone z dokładnością do przekształcenia liniowego. Aby uzyskać jednoznaczne wyniki, wystarczy dodatkowo założyć, że średnie wag kanonicznych dla ojców ( $x_1, \dots, x_s$ ) oraz dla synów ( $y_1, \dots, y_s$ ) są równe 0, natomiast wariancje są równe 1. Rozwiązanie w tej postaci stanie się przedmiotem naszej interpretacji.

### 2.3.2. INTERPRETACJA ROZWIĄZANIA

Spróbujmy przede wszystkim określić, jak należy rozumieć liczebność  $c_{ij}$  w danym polu macierzy kanonicznej. Z jednej strony odzwierciedla ona wielkość różnicy  $d_{ij}$  pomiędzy obserwowanym przepływem  $m_{ij}$  z  $i$ -tej ka-

tegorii ojca do  $j$ -tej kategorii syna a przepływem  $e_{ij}$  otrzymanym na mocy modelu równych szans. Może być więc interpretowana w sposób analogiczny jak różnica  $d_{ij}$ , czyli jako liczba osób, które w danym polu macierzy obserwowanej mobilności stanowią nadmiar i które trzeba by przenieść do innych pól macierzy, aby w większym stopniu uzyskać zgodność rozważanej macierzy z modelem równych szans (jeśli wartość  $c_{ij}$  jest ujemna, interpretujemy ją odpowiednio jako niedomiar). Z drugiej strony liczebność  $c_{ij}$  jest określona przez wzór (2.9), czyli jest proporcjonalna do wielkości wagi kanonicznej przypisanej  $i$ -tej kategorii zawodowej ojca oraz proporcjonalna do wielkości wagi kanonicznej odpowiadającej  $j$ -tej kategorii syna. Wskazana relacja jest podstawą powiązania interpretacji liczebności  $c_{ij}$  w polach macierzy kanonicznej  $C$  z wartościami  $x_1, \dots, x_s, y_1, \dots, y_s$  wag kanonicznych.

Uporządkujmy wartości wag kanonicznych dla kategorii zawodowych ojców według ich wielkości (otrzymany porządek nie musi pokrywać się z porządkiem wierszy w macierzy mobilności). Ponieważ z założenia średnia wag kanonicznych jest równa 0, stąd niektóre z nich są dodatnie, niektóre zaś ujemne. Uporządkowane wagi kanoniczne tworzą dwubiegunowy konstrukt, którego jeden biegun jest wyznaczony przez wartości ujemne, drugi zaś przez dodatnie. Oba bieguny należy traktować jako równorzędne w tym sensie, że ewentualna ich interpretacja w kategoriach wyższości – niższości społecznej ma wyłącznie charakter umowny. Na rozważanym dwubiegunowym konstrukcie każda z kategorii zawodowych ojców zajmuje pozycję wyznaczoną przez odpowiadającą jej wartość wagi kanonicznej. W ogólnym przypadku dystanse między poszczególnymi pozycjami nie są równe. W analogiczny sposób możemy zdefiniować dwubiegunowy konstrukt oparty na wartościach wag kanonicznych przypisanych kategoriom zawodowym synów. Pozycje odpowiadających sobie kategorii ojców i synów (o ile odpowiedniość taką wyróżniamy) nie muszą być przy tym na obu konstruktach takie same – mogą różnić się zarówno porządkiem, jak i wielkością dystansów pomiędzy poszczególnymi kategoriami. Zestaw obu konstrukatów nazwiemy osią społeczną strukturalizacji, co można uzasadnić w sposób następujący.

Przypuśćmy, że rozważamy fikcyjną macierz mobilności, w której wyróżniono cztery kategorie zawodowe  $k_1, \dots, k_4$ . Otrzymane wartości wag kanonicznych dla ojców i synów okazały się równe w przypadku odpowiadających sobie kategorii i wynoszą:  $x_1 = y_1 = 2$ ,  $x_2 = y_2 = 1$ ,  $x_3 = y_3 = -1$ ,  $x_4 = y_4 = -2$ . Przyjmijmy dodatkowo, że liczebności we wszystkich polach

$e_{ij}$  modelu równych szans są sobie równe i wynoszą po 20, a stała  $R$  równa jest 0,5. W oparciu o te dane możemy, korzystając z wzoru (2.9), obliczyć liczebności  $c_{ij}$  w polach macierzy kanonicznej. Zostały one przedstawione w tabeli 2.8.

Tabela 2.8  
Liczebności w poszczególnych polach macierzy kanonicznej  $C$   
Dane fikcyjne

Kategorie zawodowe ojców	Kategorie zawodowe synów				Razem
	$k_1$ $y_1=2$	$k_2$ $y_2=1$	$k_3$ $y_3=-1$	$k_4$ $y_4=-2$	
$k_1$ $x_1=2$	40	20	-20	-40	0
$k_2$ $x_2=1$	20	10	-10	-20	0
$k_3$ $x_3=-1$	-20	-10	10	20	0
$k_4$ $x_4=-2$	-40	-20	20	40	0
Razem	0	0	0	0	0

$e_{ij}=20$  dla każdego  $i, j$ .  $R=0,5$ .

Porządek wag kanonicznych określa pozycje kategorii zawodowych  $k_1$  i  $k_4$  jako skrajne na dwubiegunowych konstrukcjach dla ojców i synów. Kategorie  $k_2$  i  $k_3$  zajmują natomiast na obu konstrukcjach pozycje bliżej środka. Z wzoru (2.9) wynika, że najwyższe dodatnie liczebności (wynoszące po 40) występują w lewym górnym i prawym dolnym polu macierzy kanonicznej. Struktura macierzy kanonicznej określa więc, że największa nadwyżka osób – w stosunku do modelu równych szans – występuje w tych polach macierzy ruchliwości, które odpowiadają przepływom ze skrajnych kategorii na konstrukcjach wyznaczonych dla ojców do odpowiadających im skrajnych kategorii na konstrukcjach wyznaczonych dla synów (z kategorii  $k_1$  do  $k_1$  oraz z  $k_4$  do  $k_4$ ). Z kolei przepływy pomiędzy przeciwległymi biegunami konstrukcji (z kategorii  $k_1$  do  $k_4$  oraz z  $k_4$  do  $k_1$ ) zostają w macierzy kanonicznej określone jako występujące znacznie rzadziej, niż należałoby się spodziewać na mocy modelu równych szans. Tej sytuacji odpowiadają największe ujemne wartości w polach prawym górnym i lewym dolnym. Liczebności w pozostałych polach macierzy kanonicznej wyrażają pośrednie odstępstwa od modelu równych szans.



Rozkład liczebności w polach macierzy kanonicznej przedstawionej w tabeli 2.8 można wyobrazić sobie przestrzennie jako powierzchnię o kształcie siodła. Obraz ten warto mieć na uwadze, rozpatrując strukturę liczebności w macierzy kanonicznej. W sytuacjach, gdy analizujemy macierz opartą na liczebnościach empirycznych, struktura ta nie ma bowiem tak prostego kształtu, jak w rozważanym fikcyjnym przykładzie. Regularność zostaje bowiem zakłócona przez niejednakowe liczebności oczekiwane w poszczególnych polach macierzy  $E$  (zob. wzór 2.9) oraz przez nierówne dystanse pomiędzy wagami kanonicznymi.

Zjawisko to dobrze ilustrują liczebności w polach macierzy kanonicznej otrzymane dla przykładowych danych dotyczących ruchliwości zawodowej w Polsce (tab. 2.10). Zanim jednak przejdziemy do ich omówienia, przyjrzyjmy się bliżej odpowiadającym tej macierzy wartościom wag kanonicznych (tab. 2.9, kol. 1–2). Układ trzech kategorii zawodowych jest

Tabela 2.9  
Wagi kanoniczne dla pierwszej i drugiej macierzy kanonicznej  
Polska 1982

Kategoria społeczno-zawodowa	Pierwsza macierz kanoniczna		Druga macierz kanoniczna	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Pracownicy umysłowi	1,38 (100,0) <sup>a</sup>	1,08 (100,0)	2,07 (100,0)	1,48 (100,0)
Pracownicy fizyczni	0,76 (74,6)	0,27 (71,5)	-0,99 (0,0)	-0,87 (0,0)
Rolnicy	-1,04 (0,0)	-1,76 (0,0)	0,21 (39,2)	0,60 (62,9)

<sup>a</sup> W nawiasach podano wartości wag przeskalowane do przedziału 0–100.

analogiczny w przypadku konstruktów wyznaczonych dla ojców oraz konstruktów wyznaczonych dla synów. W obu sytuacjach pracownicy umysłowi lokują się na jednym biegunie (najwyższe dodatnie wartości wag kanonicznych), rolnicy zaś na drugim (wartości ujemne). Pracownicy fizyczni zajmują pozycję pośrednią, przy czym jest ona bliższa pozycji pracowników umysłowych niż rolników. W celu lepszego zobrazowania względnych dystansów pomiędzy kategoriami dogodnie jest wartości wag kanonicznych przeskalować w taki sposób, aby najwyższej wartości dodatniej odpowiadała war-

tość liczbowa 100, najniższej zaś ujemnej wartość 0 (wielkości podane w tab. 2.9 w nawiasach). Podany sposób prezentacji wag kanonicznych będziemy stosować w dalszych częściach opracowania, pamiętając o tym, że otrzymanie liczebności w polach macierzy kanonicznej za pomocą wzoru (2.9) wymaga posłużenia się wagami kanonicznymi w oryginalnej postaci.

Tabela 2.10  
Pierwsza macierz kanoniczna ( $C_1$ )  
Polska 1982

Ojcowie	Synowie			
	Umysłowi	Fizyczni	Rolnicy	Razem
Umysłowi	38 <sup>a</sup>	23	-61	0
Fizyczni	60	35	-95	0
Rolnicy	-98	-58	156	0
Razem	0	0	0	0

<sup>a</sup> Wartości zaokrąglone do liczb całkowitych.

Po podstawieniu wag kanonicznych do wzoru (2.9) otrzymujemy liczebności w polach macierzy kanonicznej (tab. 2.10). Dodatkowo spośród nich odpowiadają przepływom pomiędzy kategoriami zajmującymi zbliżone pozycje na konstrukcjach wyznaczonych przez wagi kanoniczne dla ojców i synów. Ujemne wartości odpowiadają natomiast przepływom pomiędzy kategoriami zajmującymi pozycje przeciwstawne, to jest pomiędzy rolnikami a obiema kategoriami nierolniczymi. Zwróćmy przy tym uwagę, że macierz kanoniczna nie ma tak regularnej struktury, jak przedstawiona w tabeli 2.8 macierz oparta na danych fikcyjnych. Najważniejsza z nieregularności polega na tym, że liczebność odpowiadająca przejściu z kategorii pracowników fizycznych do umysłowych (równa 60) jest większa niż liczebność otrzymana dla przejścia z umysłowych do umysłowych (równa 38), mimo że z wartości wag kanonicznych wynika, iż to ostatnie pole ma w macierzy charakter skrajny. Nieregularność jest tu wynikiem nierównych liczebności w polach macierzy  $E$ . Jeżeli dla obu rozważanych pól obliczymy wartości ilorazu  $c_{ij}/e_{ij}$ , to łatwo przekonamy się, że samorekrutacji wśród pracowników umysłowych nadane jest w macierzy kanonicznej względnie większe znaczenie.

Obecnie spróbujmy odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu wyznaczona macierz kanoniczna pozwala na wyjaśnienie różnic pomiędzy obserwowaną ruchliwością a modelem równych szans. W tym celu skonstru-

ujmy macierz będącą sumą modelu równych szans oraz otrzymanej macierzy kanonicznej  $C$ . Nazwiemy ją macierzą liczebności odtworzonych w oparciu o daną macierz kanoniczną i oznaczymy literą  $P$ . W tabeli 2.11 przedstawiamy liczebności w poszczególnych polach tej macierzy. Poprzez bezpośrednie porównanie można stwierdzić, że są one znacznie lepiej do-

Tabela 2.11  
Macierz liczebności odtworzonych  $P$   
Polska 1982

Ojcowie	Synowie			
	Umysłowi	Fizyczni	Rolnicy	Razem
Umysłowi	94 <sup>a</sup>	153	-7	240
Fizyczni	215	402	56	673
Rolnicy	89	386	339	814
Razem	398	941	388	1727

<sup>a</sup> Liczebności zaokrąglone do liczb całkowitych.

pasowane do obserwowanych przepływów (tab. 2.1) niż liczebności w modelu równych szans (tab. 2.3). Wniosek ten potwierdzają wartości indeksu nierówności szans obliczone dla poszczególnych pól macierzy ruchliwości nie wyjaśnionej przez macierz kanoniczną, to jest ruchliwości pozostałej po odjęciu od ruchliwości obserwowanej przepływów otrzymanych w macierzy kanonicznej (tab. 2.12). Przeciętnie są one niższe od wartości analogicznych wskaźników obliczonych dla macierzy ruchliwości obserwowanej (tab. 2.7). Szczególnie wyraźna redukcja stopnia niedopasowania do modelu równych szans nastąpiła w polach ostatniego wiersza i ostatniej kolumny tabeli – odpowiadającym kategoriom rolników w obu pokoleniach.

Tabela 2.12

Wartości indeksu nierówności szans dla poszczególnych pól macierzy ruchliwości nie wyjaśnionej przez pierwszą macierz kanoniczną  
Polska 1982

Ojcowie	Synowie		
	Umysłowi	Fizyczni	Rolnicy
Umysłowi	1,93	1,59	0,36
Fizyczni	1,26	1,16	0,20
Rolnicy	0,07	0,06	0,01

Otrzymana macierz kanoniczna odtwarza więc przede wszystkim odrębność wzorów ruchliwości w kategorii rolników – wysoką samorekrutację oraz niską wymianę z innymi kategoriami. Wniosek ten można wyprowadzić także opierając się na analizie wartości wag kanonicznych (tab. 2.9, kol. 1–2). Zarówno bowiem dla osób badanych, jak i dla ich ojców największa różnica zarysowuje się pomiędzy wagami przypisanymi kategoriom rolników i pracowników fizycznych. Różnica pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi jest o ponad połowę mniejsza, co świadczy, że wzory alokacji i rekrutacji w ramach tych dwóch kategorii zostają skontrastowane wobec wzorów ruchliwości w kategorii rolników.

Odrębnego omówienia wymaga zachowanie się liczebności odtwarzanych w dwóch polach opisujących wzajemną wymianę między pracownikami umysłowymi a fizycznymi. Po wyłączeniu macierzy kanonicznej dopasowanie pozostałej ruchliwości do modelu równych szans w tych dwóch polach zamiast polepszyć się, pogorszyło się. Rezultat ten nie jest przypadkowy, lecz wynika z własności zastosowanej metody dekompozycji. Otóż ze względu na stosunkowo prostą strukturę macierzy kanonicznej (wzór 2.9) nie mogły w niej zostać skontrastowane kategorie pracowników umysłowych i fizycznych w taki sposób, aby nadreprezentować (w stosunku do modelu równych szans) samorekrutację w tych kategoriach, a nie doreprezentować wymianę między nimi. Macierz kanoniczna kontrastuje bowiem obie te kategorie do rolników. W tej sytuacji wzajemna wymiana między pracownikami fizycznymi a umysłowymi musi zostać nadreprezentowana (dodatnie wartości w obu polach macierzy  $C$ ), stąd też dopasowanie modelu do danych w tym fragmencie macierzy pogorszyło się.

Stwierdzone ograniczenie nie jest jednak wadą metody. Liczebności w macierzy kanonicznej zostały otrzymane poprzez minimalizację kryterium (wzór 2.10), czyli ustalone są w taki sposób, aby możliwie najlepiej odtwarzały różnice obserwowanej ruchliwości w stosunku do modelu równych szans w całej tabeli. Z wartości indeksów nierówności szans  $q_{ij}$  (tab. 2.7) wynika, że największe niedopasowanie ma miejsce w ostatnim wierszu i w ostatniej kolumnie – odnosi się więc do wzajemnych przepływów między rolnikami a pozostałymi kategoriami oraz do samorekrutacji wśród rolników. Jest to najbardziej znacząca cecha analizowanej tabeli mobilności. Znajduje ona odzwierciedlenie w postaci wyraźnego dystansu między rolnikami a kategoriami nierolniczymi na skali wyznaczonej przez wartości wag kanonicznych. Dominujący w macierzy wzór ruchliwości zostaje więc wyrażony w sposób syntetyczny, a zarazem łatwo intuicyjnie zrozumiały.

Jest to ważna własność proponowanej metody, szczególnie korzystna w przypadku analizy tabel mobilności o dużych rozmiarach, gdy trudno stwierdzić dominujący wzór odstępstw od modelu równych szans poprzez analizę wartości indeksów nierówności szans  $q_{ij}$  czy też różnic  $d_{ij}$ .

Stożenie odtwarzalności obserwowanych przepływów na podstawie macierzy kanonicznej można również określić globalnie dla całej tabeli, posługując się wartością globalnego indeksu nierówności szans  $I$ , obliczoną dla macierzy liczebności odtworzonych. Oznaczmy tę wartość przez  $I_1$

$$I_1 = \chi^2(P)/n. \quad (2.11)$$

W przypadku analizowanych danych wartość wskaźnika  $I_1$  wynosi 0,219. Interpretujemy ją analogicznie jak wartość indeksu nierówności szans  $I$ , czyli jako stopień rozbieżności macierzy liczebności odtworzonych z modelem równych szans. Po zrelatywizowaniu wskaźnika  $I_1$  do indeksu nierówności szans  $I$  poprzez obliczenie ilorazu  $I_1/I$  otrzymujemy odpowiedź na pytanie – w jakim stopniu macierz kanoniczna pozwala odtworzyć różnice pomiędzy mobilnością obserwowaną a modelem równych szans. Dla naszych danych wartość tego ilorazu wynosi 77%, tak więc otrzymana macierz kanoniczna dość dobrze opisuje stwierdzone rozbieżności.

Warto zwrócić uwagę na pewną istotną własność wskaźnika  $I_1$ . Jest on mianowicie równy kwadratowi stałej  $R$  (pierwszej korelacji kanonicznej), która służyła jako współczynnik proporcjonalności we wzorze (2.9). Wskazuje to na bezpośredni związek liczebności w polach macierzy kanonicznej z miarą znaczenia tej macierzy w odtwarzaniu różnic pomiędzy mobilnością obserwowaną a modelem równych szans.

### 2.3.3 DRUGA MACIERZ KANONICZNA

Odejmuając od pól macierzy obserwowanej ruchliwości liczebności odtworzone na podstawie uzyskanej macierzy kanonicznej, otrzymujemy macierz różnic  $D_1$ , przedstawioną w tabeli 2.13. Jak wyżej sygnalizowaliśmy, różnice te są na ogół mniejsze od odpowiednich wielkości w macierzy  $D$ , zawierającej różnice obserwowanej mobilności w stosunku do modelu równych szans (tab. 2.4), ponieważ część wielkości pierwotnych różnic zostaje wyjaśniona przez otrzymaną macierz kanoniczną.

Celem przeanalizowania struktury otrzymanej macierzy przedstawioną metodą zastosujemy ponownie, podstawiając do wzoru (2.10) – określającego wartość minimalizowanego kryterium – różnice  $d_{ij}^{(1)}$ . Uzyskamy w ten sposób nową macierz kanoniczną, która w odróżnieniu od poprzed-

Tabela 2.13

Macierz różnic  $D_1$  pomiędzy liczebnościami obserwowanymi a odtworzonymi na podstawie macierzy kanonicznej  $C$   
Polska 1982

Ojcowie	Synowie			
	Umysłowi	Fizyczni	Rolnicy	Razem
Umysłowi	43 <sup>a</sup>	-60	17	0
Fizyczni	-58	81	-23	0
Rolnicy	15	-21	6	0
Razem	0	0	0	0

<sup>a</sup> Wielkości zaokrąglone do liczb całkowitych.

niej nazwiemy drugą macierzą kanoniczną (ozn.  $C_2$ ). Liczebności  $c_{ij}^{(2)}$  w jej poszczególnych polach równe są

$$c_{ij}^{(2)} = R_2 e_{ij} x_i^{(2)} y_j^{(2)} \quad (2.12)$$

gdzie  $R_2$  oznacza stałą (tzw. druga korelacja kanoniczna),  $x_i^{(2)}$  oraz  $y_j^{(2)}$  drugi zestaw wag kanonicznych. Ze względu na fakt, że w rozpatrywanej macierzy mobilności zostały wyróżnione jedynie trzy kategorie zawodowe, liczebności w polach drugiej macierzy kanonicznej dokładnie odtwarzają wielkości różnic  $d_{ij}^{(1)}$ , to jest

$$d_{ij}^{(1)} = c_{ij}^{(2)} \quad \text{dla każdego } i, j \quad (s=3) \quad (2.13)$$

W sumie uprzednio otrzymana macierz kanoniczna (którą nazwiemy pierwszą) oraz druga macierz kanoniczna całkowicie wyjaśniają istniejące w rozpatrywanej macierzy odstępstwa od modelu równych szans. Mówiąc inaczej, wielkości obserwowanych przepływów mogą być w pełni odtworzone na podstawie modelu równych szans oraz pierwszej i drugiej macierzy kanonicznej.

$$M = E + C_1 + C_2 \quad (\text{dla } s=3) \quad (2.14)$$

Wartości wag kanonicznych dla macierzy  $C_2$  zostały podane w tabeli 2.9 (kol. 3-4). Zarówno w przypadku kategorii zawodowych ojców, jak i synów na przeciwległych biegunach znaleźli się obecnie pracownicy umysłowi oraz pracownicy fizyczni. W drugiej macierzy kanonicznej skontrastowane więc zostały te dwie kategorie, które nie były w dostatecznym stopniu rozróżnione w pierwszej macierzy kanonicznej. Druga macierz kanoniczna odtwarza więc przede wszystkim odstępstwa od modelu równych

szans przepływów w ramach kategorii nierolniczych. Globalne znaczenie tego aspektu mobilności jest jednak wyraźnie mniejsze niż poprzednio omówionej bariery między rolnikami a pozostałymi kategoriami. Wartość wskaźnika

$$I_2 = \chi^2(E + C_2)/n \quad (2.15)$$

(równego też kwadratowi drugiej korelacji kanonicznej) wynosi 0,065, co stanowi jedynie 23% wartości indeksu nierówności szans  $I$ , obliczonego dla macierzy obserwowanej mobilności  $M$ .

#### 2.3.4. KANONICZNA DEKOMPOZYCJA TABEL MOBILNOŚCI W POSTACI OGÓLNEJ

W dokonanej powyżej prezentacji metody odwoływaliśmy się na bieżąco do przykładowej macierzy mobilności o wyróżnionych trzech kategoriach zawodowych. Umożliwiło to pokazanie substancywnej interpretacji otrzymanych rezultatów. Obecnie związki pomiędzy wprowadzonymi pojęciami przedstawimy w przypadku ogólnym, zakładając, że analizujemy kwadratową macierz mobilności  $M$  o wyróżnionych  $s$  kategoriach zawodowych.

Dla dowolnej macierzy  $M$  istnieje jednoznacznie określona jej dekompozycja na ciąg  $s-1$  macierzy kanonicznych  $C_1, C_2, \dots, C_{s-1}$  oraz macierz  $E$ , odpowiadającą modelowi równych szans

$$M = E + C_1 + C_2 + \dots + C_{s-1} \quad (2.16)$$

Niech  $P_k$  oznacza macierz liczebności odtworzonych na podstawie  $k$  pierwszych macierzy kanonicznych

$$P_k = \begin{cases} E & \text{dla } k=0 \\ E + C_1 + \dots + C_k & \text{dla } 1 \leq k \leq s-1 \end{cases} \quad (2.17)$$

Macierz

$$D_k = M - P_k \quad \text{dla } 0 \leq k \leq s-1 \quad (2.18)$$

nazywać będziemy  $k$ -tą macierzą różnic. Liczebności  $c_{ij}^{(k)}$  w poszczególnych polach  $k$ -tej macierzy kanonicznej otrzymujemy poprzez zminimalizowanie wartości kryterium

$$\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^s \frac{1}{e_{ij}} (d_{ij}^{(k-1)} - c_{ij}^{(k)})^2 \quad (2.19)$$

gdzie  $d_{ij}^{(k-1)}$  oznaczają liczebności w polach macierzy  $D_{k-1}$ . Jednocześnie

liczebności  $c_{ij}^{(k)}$  spełniają warunek

$$c_{ij}^{(k)} = R_k e_{ij} x_i^{(k)} y_j^{(k)} \quad (2.20)$$

gdzie  $x_1^{(k)}, \dots, x_s^{(k)}, y_1^{(k)}, \dots, y_s^{(k)}$  noszą nazwę  $k$ -tego zestawu wag kanonicznych,  $R_k$  zaś  $k$ -tej korelacji kanonicznej. W powyższym wyrażeniu przyjmuje się, że średnie wag kanonicznych  $x_i^{(k)}$  oraz  $y_j^{(k)}$  są równe 0, wariancje zaś 1.

Z wzorów (2.17) – (2.19) wynika, że dekompozycja macierzy mobilności  $M$  na ciąg macierzy kanonicznych ma charakter hierarchiczny. Reguła wyznaczania liczebności w polach dowolnej macierzy kanonicznej (wzór 2.19) pozostaje bowiem nie zmieniona, lecz wymaga uwzględnienia wszystkich uprzednio otrzymanych macierzy kanonicznych.

Znaczenie danej macierzy kanonicznej w wyjaśnianiu odstępstw od modelu równych szans określa wartość indeksu zdefiniowanego w sposób następujący

$$I_k = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^s \frac{1}{ne_{ij}} [c_{ij}^{(k)}]^2, \quad 1 \leq k \leq s-1 \quad (2.21)$$

Wzór powyższy można zapisać w postaci ilorazu wartości uogólnionej statystyki  $\chi^2$  oraz liczebności próby  $n$

$$I_k = \chi^2(E + C_k)/n \quad (2.22)$$

Analogiczną miarę zdefiniujemy dla macierzy obserwowanej mobilności  $M$

$$I = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^s \frac{d_{ij}^2}{ne_{ij}} \quad (2.23)$$

co jest równoważne

$$I = \chi^2(M)/n \quad (2.24)$$

i odpowiada wartości zdefiniowanej za pomocą wzoru (2.7).

Wprowadzoną miarę będziemy interpretować jako indeks nierówności szans dla ruchliwości opisanej przez daną macierz. Dla dowolnej macierzy  $M$  zachodzi

$$I = I_1 + I_2 + \dots + I_{s-1} \quad (2.25)$$

Dekompozycja macierzy obserwowanej mobilności  $M$  określona przez wzór (2.16) ma więc swój odpowiednik w postaci dekompozycji wartości



indeksu nierówności szans dla tej macierzy na sumę wartości indeksu dla macierzy ruchliwości opisaney przez kolejne macierze kanoniczne.

Wartość indeksu nierówności szans dla całej macierzy może być wyrażona jako suma indeksów charakteryzujących nierówność szans w poszczególnych polach danej tabeli mobilności

$$q_{ij}^{(k)} = \frac{[c_{ij}^{(k)}]^2}{ne_{ij}}, \quad k=1, \dots, s-1 \quad (2.26)$$

oraz macierzy  $M$

$$q_{ij} = \frac{d_{ij}^2}{ne_{ij}}. \quad (2.27)$$

Powyższy wzór jest równoważny wyrażeniu (2.6), za pomocą którego zdefiniowaliśmy wartość indeksu nierówności szans w paragrafie 2.2.7. Jak wówczas stwierdziliśmy, sumując wartości indeksów nierówności szans po wszystkich polach tabeli, otrzymujemy wartość indeksu charakteryzującego stopień odstępstw od modelu równych szans w całej tabeli mobilności. Własność ta przysługuje nie tylko macierzy ruchliwości obserwowanej  $M$ , lecz również macierzom ruchliwości opisaney przez kolejne macierze kanoniczne (macierzom  $E+C_k$ ; zob. wzór 2.21).

### 2.3.5. UWAGI KOŃCOWE

Metoda kanonicznej dekompozycji tabel mobilności umożliwia dokładne odwzorowanie przepływów w tabeli za pomocą ciągu macierzy kanonicznych. Analizując tabele o dużych rozmiarach ograniczymy się więc do rozważenia jedynie kilku pierwszych macierzy kanonicznych, które wyrażają dominujące w tabeli wzory ruchliwości. Tylko taki zabieg umożliwi otrzymanie obrazu syntetycznego, gdyż pełne rozwiązanie charakteryzuje się brakiem redukcji informacji zawartych w macierzy wyjściowej.

Celem określenia, o ile ruchliwość opisana przez uwzględnione macierze kanoniczne wyjaśnia wielkości obserwowanych przepływów, możemy posłużyć się wartością indeksu nierówności szans, obliczoną dla macierzy ruchliwości odtworzonej przez  $k$  uwzględnionych macierzy kanonicznych  $\chi^2(P_k)/n$ , zrelatywizowaną do wartości indeksu  $I$ , obliczonego dla macierzy wyjściowej. Posłużenie się tym wskaźnikiem ułatwia podjęcie decyzji, które z wzorów ruchliwości, opisanych przez kolejne macierze kanoniczne, należy uwzględnić, które zaś mogą zostać pominięte ze względu na swoje niewielkie znaczenie.

## 2.4. ANALIZA KANONICZNA

Omówiona w poprzednim podrozdziale metoda kanonicznej dekompozycji tablic kontyngencyjnych nie była dotychczas wykorzystywana w analizach tabel mobilności. W zamian posługiwano się techniką formalnie równoważną, jaką stanowi analiza kanoniczna (Anderson 1958: 288–306; Maxwell 1977: 85–93). Otrzymane w tej wersji wyniki nie mają jednak tak bezpośredniej i przejrzystej interpretacji. Z tego względu analizę kanoniczną zaprezentujemy w sposób skrócony.

Istotą analizy kanonicznej tabel mobilności jest przedstawienie macierzy obserwowanych przepływów  $M$  w postaci dwóch grup zmiennych zero-jedynkowych oraz macierzy kowariancji między tymi zmiennymi. Zmienne pierwszej grupy ( $X_1, \dots, X_{s-1}$ ) określają przynależność jednostek do poszczególnych kategorii zawodowych pochodzenia. Przypuśćmy, że  $i$ -tą wyróżnioną w macierzy kategorią są rolnicy. Wówczas zmienna  $X_i$  przybiera wartość 1 dla osób, których ojcowie byli rolnikami, 0 zaś dla pozostałych osób. Analogicznie definiujemy zmienne  $Y_1, \dots, Y_{s-1}$  dla poszczególnych kategorii zawodowych synów. Macierz kowariancji pomiędzy tak utworzonymi zmiennymi poddajemy analizie kanonicznej, która w ogólnym przypadku jest techniką służącą przedstawieniu powiązań między dwiema grupami zmiennych. Jako rozwiązanie otrzymujemy  $s-1$  par zmiennych kanonicznych  $(\xi_1, \psi_1), (\xi_2, \psi_2), \dots, (\xi_{s-1}, \psi_{s-1})$ , gdzie

$$\xi_k = x_1^{(k)} X_1 + \dots + x_{s-1}^{(k)} X_{s-1} \quad (2.28)$$

$$\psi_k = y_1^{(k)} Y_1 + \dots + y_{s-1}^{(k)} Y_{s-1} \quad (2.29)$$

Współczynniki  $x_1^{(k)}, \dots, x_{s-1}^{(k)}, y_1^{(k)}, \dots, y_{s-1}^{(k)}$  we wzorach (2.28) – (2.29) nazywamy  $k$ -tym zestawem wag kanonicznych. Zmienne kanoniczne zostają przez procedurę wyodrębnione w taki sposób, aby spełnione były dwa warunki. Po pierwsze, korelacje między zmiennymi  $\xi_k$  i  $\psi_k$  w ramach poszczególnych par (tzw. korelacje kanoniczne) zostają zmaksymalizowane. Po drugie, korelacje pomiędzy odpowiadającymi sobie zmiennymi kanonicznymi w różnych parach (tj.  $\xi_i$  oraz  $\xi_j$ , a także  $\psi_i$  oraz  $\psi_j$ , gdzie  $i \neq j$ ) są równe zero. W ten sposób struktura powiązań między pozycją ojca a syna zostaje zdekomponowana na ciąg niezależnych par zmiennych kanonicznych o kolejno malejącym znaczeniu (korelacji kanonicznej). Charakteryzują one poszczególne aspekty obserwowanej mobilności.

W rozdziale pierwszym omówiliśmy najważniejsze rezultaty otrzymane przez badaczy ruchliwości społeczno-zawodowej metodą analizy kanonicz-

nej. Zastosowań tych było jednak niewiele, co wynika po części z trudności z interpretacją uzyskanego rozwiązania. Ograniczano się bowiem do możliwości stwarzanych w tym zakresie przez język pojęć analizy kanonicznej, to jest – przypomnijmy – techniki służącej wyrażeniu powiązań między dwiema grupami zmiennych. Interpretacje takie miałyby substancywne znaczenie tylko w sytuacji, gdybyśmy mieli do czynienia ze zmiennymi zdefiniowanymi w sposób naturalny, na przykład gdyby przedmiotem analizy były powiązania między korelatami pozycji społecznej ojca (takimi jak prestiż, dochód czy wykształcenie) oraz korelatami pozycji społecznej syna. Tymczasem zmienne rozważane w analizie kanonicznej tabel mobilności zostają wyodrębnione w sposób analityczny. Nie mają więc charakteru naturalnego, lecz sztuczny. Dlatego też sztuczna pozostaje interpretacja, o ile jest utrzymana w konwencji interpretacyjnej wyników analizy kanonicznej.

Sygnalizowany problem nie tylko że nie został dostrzeżony przez badaczy posługujących się tą techniką, ale również przez krytyków kwestionujących przydatność analizy kanonicznej jako metody badania struktury tabel mobilności. Szczególnie widoczne jest to w pracy Hope'a (1972b), który proponuje kilka alternatywnych metod, poruszając się przez cały czas w fikcyjnym świecie zmiennych zero-jedynkowych.

Krytyce może więc być poddana jedynie interpretacja otrzymanego rozwiązania w języku pojęć analizy kanonicznej, nie zaś samo rozwiązanie. W poprzednim podrozdziale pokazaliśmy, że jego interpretacja w ramach metody kanonicznej dekompozycji tablic kontyngencyjnych jest stosunkowo bogata, a nawet częściowo można jej przypisać charakter operacyjny. Co więcej, w następnym podrozdziale postaramy się pokazać, że istnieją pewne dodatkowe interpretacje, które, w świetle powszechnie stosowanych w socjologii metod pomiaru siły związku między zmiennymi, można uznać za szczególnie wartościowe.

## 2.5. ANALIZA MAKSYMALNEJ KORELACJI

Analiza maksymalnej korelacji jest metodą służącą do badania nateżenia i struktury związku między dwiema zmiennymi kategorialnymi (nominalnymi) przedstawionego w postaci konwencjonalnej tablicy kontyngencyjnej. Opis metody został zamieszczony w pracach Kendalla i Stuarta (1961: 566–74), Bonacicha i Kirby'ego (1975) oraz Sawińskiego (1979;

1985). Mimo znacznej prostoty oraz posiadania wielu zalet w stosunku do innych metod badania związku w tabeli dwuzmiennej, analiza maksymalnej korelacji nie znalazła dotychczas uznania w oczach socjologów. W dziedzinie badań nad ruchliwością zastosowali ją jedynie Domański i Sawiński (1984).

Istotę analizy maksymalnej korelacji stanowi wyrażenie siły związku między zmiennymi nominalnymi za pomocą współczynnika korelacji Pearsona (zob. np. Blalock 1975: 318–34). Poszczególnym wierszom oraz poszczególnym kolumnom tabeli zostają przypisane wartości skalowe  $x_1, \dots, x_s, y_1, \dots, y_s$  w taki sposób, aby wartość współczynnika korelacji Pearsona obliczona dla tej tabeli na podstawie przypisanych wartości była maksymalna. W ten sposób zakres zastosowań najczęściej w socjologii wykorzystywanego miernika zostaje rozszerzony poza klasyczne ograniczenie, jakie stanowi wymóg interwałowości skal obu zmiennych. Jest to ważna zaleta proponowanego rozwiązania, ponieważ pozwala na odwołanie się do posiadanej na ogół przez badaczy wiedzy, odnoszącej się do pomiaru siły związku między zmiennymi, a będącej rezultatem dotychczasowych doświadczeń w posługiwaniu się współczynnikiem korelacji Pearsona.

Otrzymane wartości skalowe  $x_1, \dots, x_s, y_1, \dots, y_s$  określają przy tym porządek oraz dystanse między poszczególnymi kategoriami każdej ze zmiennych. Pozwala to na precyzyjne wyrażenie pewnych intuicji co do struktury związku, które na ogół narzuca już sam ogląd tabeli. Wynika to z następującej własności wartości skalowych: wartości  $x_1, \dots, x_s$  przypisane poszczególnym wierszom tabeli są średnimi warunkowymi wartości skalowych  $y_1, \dots, y_s$  przypisanych kolejnym kolumnom, przy czym prawidłowość ta zachodzi także w drugą stronę. Rozpatrując tabelę międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej, interpretacji tej możemy nadać następującą postać: wartości przypisane kategoriom ojców informują nas o średnich pozycji osiągniętej przez ich synów. Mogą więc być traktowane jako wskaźnik mocy alokacyjnej poszczególnych kategorii pochodzenia. Z kolei wartości skalowe przypisane kategoriom synów są średnimi punktacji przypisanej ich ojcom, czyli każda z kategorii zawodowych zostaje scharakteryzowana przez przeciętne pochodzenie osób, które do niej trafiły. Należy przy tym podkreślić, że otrzymanie owych charakterystyk poszczególnych kategorii zawodowych ojców i synów nie wymaga dokonywania żadnych wstępnych założeń co do uporządkowania kategorii bądź dystansów między nimi. Jedynym kryterium uwzględni-

nym w procedurze jest kształt związku między pozycją ojca a syna, czyli struktura przepływów w macierzy międzypokoleniowej ruchliwości.

Istotne możliwości interpretacyjne stwarza również sposób zdefiniowania miernika charakteryzującego natężenie związku w tabeli. Jest nim bowiem współczynnik korelacji zmaksymalizowany po wszystkich możliwych przekształceniach skal obu zmiennych (Sawiński 1979). Jeśli więc pozycję ojca i syna wyskalowalibyśmy w kategoriach prestiżu, statusu, wykształcenia, dochodów czy w dowolny inny sposób, to otrzymana wartość współczynnika, wyrażającego siłę związku między pozycją ojca a syna, nie byłaby wyższa od uzyskanej metodą analizy maksymalnej korelacji. Otrzymujemy w ten sposób wartość, która określa, w jakim stopniu na podstawie przynależności zawodowej ojca możemy odtworzyć przynależność zawodową syna, wykorzystując w pełni posiadane informacje.

Jak łatwo zauważyć, maksymalny współczynnik korelacji w rzeczywistości odpowiada pierwszej korelacji kanonicznej w metodzie kanonicznej dekompozycji bądź w analizie kanonicznej, wartości zaś skalowe przypisane poszczególnym wierszom i kolumnom są równoważne pierwszemu zestawowi wag kanonicznych. Analiza maksymalnej korelacji jest więc szczególnym przypadkiem uprzednio omówionych metod. Niemniej możliwości interpretacyjne, jakie ona stwarza, warto mieć na uwadze, rozpatrując rozwiązanie otrzymane metodą kanonicznej dekompozycji tabel mobilności bądź posługując się analizą kanoniczną.

## 2.6. ROZWIĄZANIA NIEAKCEPTOWALNE

Posługując się zaproponowanymi metodami nie będziemy stosować żadnego typu testów statystycznych umożliwiających weryfikację istotności stwierdzonych prawidłowości, gdyż kwestia ich ewentualnego zastosowania ma złożoną naturę i wymagałaby przyjęcia wielu dodatkowych założeń, których zasadność nie może być sprawdzona. Nie oznacza to oczywiście, że problemy wnioskowania na podstawie przebadanej próby o całości populacji mogą zostać pominięte. Wręcz przeciwnie, aby ustrzec się przed wyciągnięciem niepoprawnych wniosków, stosując przedstawione techniki, należy zachować dużą ostrożność. Szczególnej uwagi wymaga kwestia poprawności oszacowania każdego z rozkładów warunkowych (odpływu i napływu) w tabeli mobilności, co wiąże się z zachowaniem odpowiedniej relacji między liczebnością próby a stopniem szczegółowości zastosowanej kategoryzacji zawodowej. Jeśli bowiem w danej kategorii

jest w przebadanej próbie zbyt mała liczba osób, to istnieją duże szanse niepoprawnego oszacowania rozkładów warunkowych, czyli przypisania tej kategorii wartości skalowych niewłaściwych w tym sensie, że w próbie o większej liczebności analogiczne wartości okazałyby się wyraźnie różne od otrzymanych. Prowadzi to do rozwiązania, które należy uznać za nieakceptowalne.

Wymóg dostatecznej liczebności próby można nazwać statystycznym bądź formalnym. Jednakże stanowi on tylko jeden z dwóch aspektów występującego tu problemu. Drugi aspekt ma naturę ściśle merytoryczną i postaramy się go zdefiniować opierając się na następującym przykładzie. Przypuśćmy, że w macierzy mobilności została wyodrębniona taka kategoria zawodowa, w której stwierdziliśmy pełną samorekrutację. Oznacza to, że na przecięciu odpowiedniego wiersza i kolumny występuje liczebność niezerowa, w pozostałych zaś polach tego wiersza i tej kolumny wszystkie liczebności są równe zero. Rozpatrując ową macierz mobilności z perspektywy analizy maksymalnej korelacji, łatwo jest zauważyć, że maksymalny współczynnik korelacji (równy pierwszej korelacji kanonicznej) przyjmie maksymalną możliwą wartość równą 1. Procedura przypisze bowiem tę samą wartość skalową wszystkim kategoriom zawodowym poza kategorią o pełnej samorekrutacji, redukując macierz do tabeli czteropolowej o liczebnościach niezerowych jedynie na przekątnej głównej. Otrzymamy więc „pełny” związek między zawodem ojca a syna. Z kolei posługując się terminologią stosowaną przy omawianiu wyników uzyskanych metodą kanonicznej dekompozycji, stwierdzilibyśmy, że dominujący aspekt mobilności jest wyznaczony przez samorekrutację w wyróżnionej kategorii zawodowej.

Zauważmy dodatkowo, że powyższy wynik uzyskamy niezależnie od tego, ile osób liczy kategoria o pełnej samorekrutacji. Nawet w sytuacji, w której zawierałaby ona tylko jedną osobę, wyznaczy dominujący aspekt mobilności. W tym momencie dochodzimy do sedna problemu. Jeśli macierz mobilności zawiera jedną bądź kilka wąsko zdefiniowanych kategorii zawodowych, to wzory ruchliwości w tych kategoriach zdominują rozwiązanie, ponieważ w tego typu kategoriach występuje na ogół tendencja do koncentracji rozkładów napływu i odpływu.

Z pozoru może się wydawać, że możliwość zdominowania rozwiązania przez małą liczbą kategorii jest istotną wadą proponowanych metod. Jak jednak stwierdziliśmy, występujący tu problem nie ma charakteru formalnego, lecz merytoryczny. Przypuśćmy, że analizujemy monarchię, <http://rcin.org.pl>

w której władcą może zostać tylko syn władcy. Jeśli więc władca trafił do próby i zarezerwowaliśmy dla niego odrębną kategorię zawodową, to otrzymamy w tej kategorii pełną samorekultację, co wyznaczy dominujący aspekt mobilności w tym społeczeństwie. Jednakże można dyskutować, czy nie uzyskaliśmy w ten sposób trafnego obrazu rozpatrywanego społeczeństwa, ponieważ pozycja władcy jest bez wątpienia pozycją kluczową.

Z zupełnie inną sytuacją mielibyśmy do czynienia, gdybyśmy rozpatrując współczesne społeczeństwo wyróżnili kategorię zdunów, przy czym w przebadanej próbie znalazłby się jeden zdun, którego ojciec też był zdunem. Pełna samorekultacja w kategorii zdunów i w tym przypadku wyznaczyłaby dominujący aspekt mobilności. Jednakże wynik ten mógłby zostać dość łatwo zakwestionowany z dwóch powodów. Po pierwsze, stwierdzona samorekultacja w kategorii zdunów nie ma zapewne charakteru prawidłowości nomologicznej, lecz została otrzymana w sposób przypadkowy, w rezultacie wejścia w skład próby tylko jednego zduna. Nawet gdyby w przykładowym społeczeństwie posiadanie ojca zduna było warunkiem koniecznym przyznania uprawnień do wykonywania zawodu zduna, to i w tym przypadku uzyskanego wyniku nie potraktowalibyśmy jako trafnego obrazu międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej. Kategoria zdunów nie stanowi bowiem istotnego segmentu struktury społecznej, na równi z takimi kategoriami, jak wolne zawody, robotnicy wykwalifikowani czy rolnicy. Otrzymane rozwiązanie należy więc uznać za nieakceptowalne z powodów pozaformalnych.

Problem uzyskania nieakceptowalnego rozwiązania ma więc dwa oblicza. Po pierwsze, może ono być rezultatem zbyt małych liczebności w niektórych kategoriach zawodowych, co jest konsekwencją zbyt małej liczebności próby bądź zastosowania zbyt szczegółowej klasyfikacji. Po drugie, przyczyną może być nietrafność przyjętej kategoryzacji jako narzędzia operacjonalizacji podziałów społecznych, a zwłaszcza wyodrębnienie w niej obok podstawowych segmentów pewnych wąskich kategorii zawodowych niższego rzędu. Uniknięcie tych trudności jest możliwe na etapie projektowania badań. Należy wykorzystać schemat kategoryzacyjny, którego trafność nie budzi wątpliwości, liczebność zaś próby ustalić w taki sposób, aby umożliwiała poprawne oszacowanie rozkładów warunkowych napływu i odpływu w ramach przyjętego schematu podziałów społeczno-zawodowych.

Jednakże posługując się w analizie porównawczej danymi zastanymi można stwierdzić, że wymóg ten nie zawsze jest przestrzegany. W takiej

sytuacji jedyną drogą postępowania jest częściowe pogrupowanie kategorii występujących w oryginalnej klasyfikacji. Dużą pomocą w tym zakresie może stanowić otrzymanie rozwiązania dla macierzy wyjściowej, które pozwala zweryfikować niektóre przypuszczenia co do nieadekwatności schematu klasyfikacji przyjętego przez autorów opracowania.

Jak z tego wynika, rozwiązanie nieakceptowalne może więc pełnić także pewne funkcje heurystyczne. Nie powinno to przesłaniać faktu, że konieczność odróżnienia rozwiązania akceptowalnego od nieakceptowalnego jest przy posługiwaniu się proponowanymi metodami sprawą kluczową. Uzyskane wyniki umożliwiają trafną identyfikację wzorów ruchliwości jedynie wówczas, gdy zostaną osadzone w teoretyczno-empirycznym kontekście procesu strukturalizacji w danym społeczeństwie. W przeciwnym przypadku istnieje niebezpieczeństwo otrzymania wniosków nie tylko że nie trafnych, lecz wręcz humorystycznych. Kwestia ta jest szczególnie ważna w przypadku proponowanych metod z dwóch powodów. Po pierwsze, metody mają w pełni charakter eksploracyjny, czyli założenia teoretyczne nie są *explicite* wprowadzane do konstruowanych modeli ruchliwości zawodowej. Po drugie, istota tych metod opiera się na kompleksowej analizie tabeli mobilności. Pewne aspekty ruchliwości, których analiza na gruncie tradycyjnych metod uznana zostałaby za bezzasadną (np. ze względu na niejednorodność poziomu wyodrębnienia kategorii zawodowych), zostałyby z opracowania wyłączone, mogą w naszym przypadku ujawnić się, a nawet zdominować otrzymane rozwiązanie.

## 2.7. ZAKOŃCZENIE

W rozdziale scharakteryzowaliśmy metody wykorzystywane w dalszych rozważaniach do identyfikacji wzorów ruchliwości w różnych krajach. Punkt wyjścia stanowiło odwołanie się do modelu równych szans, który tworzy bazę referencyjną dla interpretacji otrzymanych wyników. Na marginesie tych rozważań staraliśmy się przedstawić nasz sposób rozumienia ruchliwości na tle ujęć stosowanych w alternatywnych kierunkach badań nad strukturą ruchliwości zawodowej. Następnie w kolejnych podrozdziałach omówiliśmy najważniejsze własności trzech wersji proponowanej metody identyfikacji wzorów mobilności, zwracając szczególną uwagę na istniejące możliwości interpretacyjne wyników. Rozważania zakończyliśmy przedstawieniem wybranych problemów trafności uzyskiwanych rezultatów.



Przedstawiony opis metod w dużym stopniu wykracza poza zakres prezentacji wyników, jaki przyjmiemy przy omawianiu ruchliwości w poszczególnych krajach. Ograniczymy się na ogół do przedstawienia pierwszego i drugiego zestawu wag kanonicznych, podania wartości pierwszej i drugiej korelacji kanonicznej oraz wartości indeksów nierówności szans dla wybranych pól tabeli. Nie będziemy też odwoływać się do wszystkich możliwych interpretacji prezentowanych rezultatów. Uproszczenia te wynikają z ograniczonej objętości pracy. Jedyne zamieszczenie dla każdego kraju modelu równych szans, wybranych macierzy różnic, pierwszej i drugiej macierzy kanonicznej, oraz odpowiadających im macierzy indeksów nierówności szans zwiększyłoby objętość pracy o kilkadziesiąt stron. Pomimo to, że wymienione dane stanowiłyby w wielu miejscach dobrą ilustrację naszych wywodów, rozsądek nakazywał rezygnację z ich przedstawienia. Dlatego też sugerujemy czytelnikowi – w przypadku ewentualnego napotkania fragmentów rozważań, w których argumentacja okazałaby się zbyt syntetyczna – powrót do przedstawionej w tym rozdziale przykładowej analizy macierzy mobilności o trzech kategoriach zawodowych i podjęcie próby samodzielnego rozstrzygnięcia powstałych wątpliwości.

Wszystkie niezbędne obliczenia zostały wykonane na maszynie cyfrowej za pomocą specjalnie w tym celu przygotowanego oprogramowania. Każda z macierzy mobilności była sprowadzana do postaci macierzy korelacji programem MOBTRANS (Sawiński 1984a), po czym wykonywano na niej analizę kanoniczną programem KANAN (Niepokojczycki i Kuć 1983). Program MOBTRANS posłużył nam także do obliczenia liczebności w polach macierzy kanonicznych oraz macierzy ruchliwości odtworzonej, a także wartości indeksu nierówności szans dla poszczególnych pól macierzy wyjściowej oraz dowolnej z macierzy wynikowych. Wykorzystanie odpowiednio oprogramowanej maszyny cyfrowej jest w przypadku posługiwania się proponowanymi technikami konieczne, ponieważ złożoność i pracochłonność obliczeń jest znaczna, zwłaszcza dla macierzy o dużych rozmiarach. Czytelnikom zainteresowanym zastosowaniem proponowanych metod do analizy własnych danych sugerujemy ewentualne skorzystanie ze standardowego programu analizy kanonicznej, dostępnego w niektórych pakietach (np. w pakiecie SPSS; Nie i inni 1975). Także wykorzystane przez nas oprogramowanie może być na życzenie osób zainteresowanych udostępnione.

## Rozdział 3

### PROBLEMY INTERPRETACJI WYMIARÓW RUCHLIWOŚCI ZAWODOWEJ

#### 3.1. WSTĘP

W interpretacjach rezultatów analiz nad wzorami ruchliwości wskazywano, że podstawowym wymiarem ruchliwości jest wymiar pozycji społecznej. Najważniejsze rezultaty w tym zakresie przedstawiliśmy w rozdziale 1. Zwróciliśmy jednocześnie uwagę, że wśród badaczy występowała zasadniczo zgodność w takiej interpretacji podstawowego wymiaru.

Celem tego rozdziału jest polemika z wyrażonym wyżej poglądem. Będziemy starali się pokazać, że problem wyodrębnienia podstawowego wymiaru ruchliwości jest bardziej złożony i w związku z tym jego interpretacja jako wymiaru pozycji społecznej nie jest tak oczywista. Szczególny charakter wzorów mobilności powoduje, że podstawowy wymiar otrzymany za pomocą różnych technik jest w swoim kształcie zbliżony do wymiaru pozycji społecznej. Można jednak wykazać, iż w rzeczywistości odzwierciedla on inny aspekt społecznego zróżnicowania. Spróbujemy rozstrzygnąć, o jaki aspekt tu chodzi oraz dlaczego były trudności z jego identyfikacją. W rozważaniach sporo miejsca poświęcimy również interpretacji drugiego wymiaru. Naszym zdaniem była ona także niepoprawna, co wiąże się z niewłaściwą interpretacją pierwszego.

Niedostatki dotychczasowych interpretacji rzutują na wartość ustaleń w innych ważnych kwestiach. Warto przypomnieć, że na podstawie wyników omawianych analiz wyprowadza się wnioski o kształcie systemu nierówności. Fakt ten określa rangę problemów podejmowanych w tym rozdziale.

## 3.2. KRYTYKA KLASYCZNEJ INTERPRETACJI BLAU'A I DUNCANA

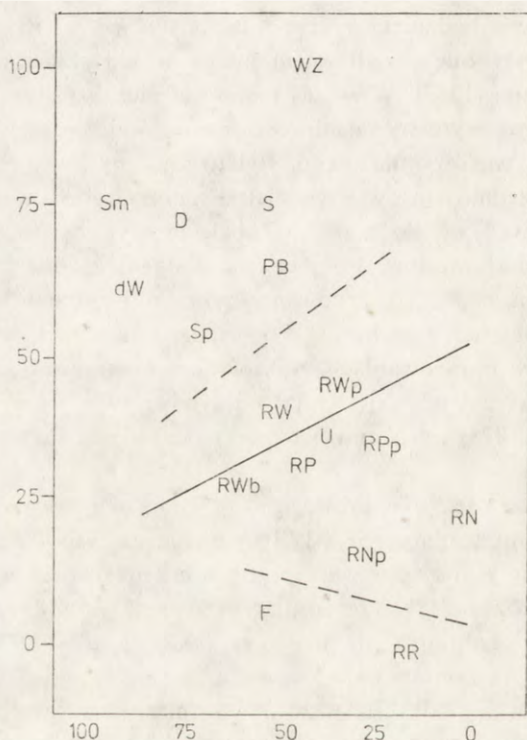
Podstawą naszych rozważań będzie analiza macierzy międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej mężczyzn w Stanach Zjednoczonych. Dane zostały zebrane w badaniach przeprowadzonych w 1962 r. na próbie ogólnokrajowej. Były one przedmiotem analiz w klasycznej już dziś pracy Blau'a i Duncana (1967). Wówczas to po raz pierwszy starano się odtworzyć podstawowe wymiary ruchliwości zawodowej, posługując się techniką skalowania wielowymiarowego. Był to znaczny krok naprzód w stosunku do uprzednio stosowanych metod analizy tabel mobilności, na co zwróciliśmy uwagę w rozdziale 1. Tabelę tę czynimy podstawą naszych analiz z dwóch powodów. Po pierwsze dlatego, że dane, na podstawie których została ona skonstruowana, zebrano i opracowano w sposób dający gwarancję ich rzetelności. Po drugie, tabela ta była przedmiotem analiz w innych opracowaniach, w których rozpatrywano kwestię wymiarów ruchliwości zawodowej (Klatzky i Hodge 1971; Hope 1972b; Featherman i inni 1978) lub stanowiła punkt odniesienia takich analiz (Macdonald 1972).

Przedmiotem wielowymiarowego skalowania w analizie Blau'a i Duncana (stosowano technikę SSA-I) były macierze współczynników podobieństw dla napływu i odpływu. Sposób konstrukcji tych macierzy przedstawiliśmy w rozdziale 1. Prezentując otrzymane wyniki ograniczymy się do omówienia rezultatów dla macierzy odpływu. Zostały one graficznie przedstawione na rycinie 3.1.

Blau i Duncan podkreślają, że dwuwymiarowe rozwiązanie odtwarza w akceptowalnym stopniu strukturę zależności w macierzy podobieństw. Rozwiązanie trójwymiarowe nie okazało się bowiem wyraźnie lepiej dopasowane do danych, rozwiązanie zaś jednowymiarowe nie mogło zostać zaakceptowane zgodnie z przyjmowanymi kryteriami. Interpretując uzyskany wynik badacze doszli do wniosku, że podstawowym wymiarem w rozpatrywanej tabeli mobilności jest pozycja społeczna (status). Świadczy o tym w ich przekonaniu fakt, że uporządkowanie kategorii zawodowych na osi wyznaczającej główny wymiar zróżnicowania (na ryc. 3.1 oś pionowa) silnie koresponduje z ich uporządkowaniem według kryterium pozycji społecznej.

Drugi wymiar wprowadza znacznie słabsze zróżnicowanie, a zarazem jest trudniej interpretowalny. Autorzy identyfikują ten wymiar jako lekko

Rycina 3.1  
Dwuwymiarowe rozwiązanie skalowania wielowymiarowego macierzy  
współczynników podobieństw dla odpływu  
Stany Zjednoczone 1962



Źródło: Blau i Duncan 1967: rycina 2.1.

Objaśnienia symboli: WZ – wolne zawody, S – specjaliści, D – dyrektorzy, wielcy właściciele, wysocy urzędnicy państwowi, Sm – specjaliści marketingu, dW – drobni właściciele, PB – pracownicy biurowi, Sp – sprzedawcy, RWp – wykwalifikowani robotnicy przemysłowi, RW – pozostali robotnicy wykwalifikowani, RWb – robotnicy wykwalifikowani budownictwa, RPp – półwykwalifikowani robotnicy przemysłu, RP – pozostali robotnicy półwykwalifikowani, U – pracownicy usług, RNp – niewykwalifikowani robotnicy przemysłu, RN – pozostali robotnicy niewykwalifikowani, F – farmerzy, RR – robotnicy rolni.

skośny w stosunku do osi poziomej, co na rycinie 3.1 zostało zaznaczone linią ciągłą. Skrajne pozycje na jednym z biegunów zajmują kategorie robotników przemysłowych oraz wolne zawody i urzędnicy. Blau i Duncan wskazują, że praca w tych zawodach jest zorganizowana według zasad

racjonalności, narzuconych przez wymogi technologii (robotnicy) bądź poprzez abstrakcyjne, powszechnie przyjęte standardy działania (wolne zawody). Biegun przeciwny tworzą rolnicy, robotnicy budowlani i właściciele. Praca w zawodach wchodzących w skład tych kategorii nie jest zorganizowana według ściśle określonych zasad, wymaga posługiwania się wiedzą intuicyjną oraz dokonywania rozstrzygnięć w zależności od sytuacji. Autorzy wyrażają pogląd, że drugi wymiar konstytuuje opozycja pomiędzy rolami zawodowymi zorganizowanymi na zasadach uniwersalistycznych i partykularystycznych.

Blau i Duncan wprowadzają także drugą płaszczyznę rozważań. Rozpatrując dystanse między kategoriami jako wskaźnik barier ruchliwości wyodrębniają trzy grupy zawodów: pracowników umysłowych, fizycznych oraz rolników. Bariery między tymi grupami nazywają barierami klasowymi (na ryc. 3.1 zaznaczone liniami przerywanymi). Ta forma podziałów stanowi odrębną w stosunku do hierarchii statusu postać zróżnicowania społecznego, aczkolwiek jest z nią związana. Klasa społeczna, w ujęciu Blau'a i Duncana, jest bowiem wyznaczona nie tylko przez miejsce jej reprezentantów na skali pozycji społecznej, lecz również poprzez wiele dodatkowych atrybutów. Zestaw atrybutów różniących pracowników fizycznych od rolników oraz pracowników umysłowych od fizycznych nie jest przy tym identyczny. Autorzy wyprowadzają ten wniosek z faktu, że obie bariery klasowe nie układają się wzdłuż jednego wymiaru (na ryc. 3.1 oznaczające je linie przerywane nie są równoległe).

Omawiając analogiczne wyniki skalowania wielowymiarowego otrzymane dla macierzy napływu, Blau i Duncan podkreślają, że są one zbliżone do przedstawionych powyżej. Podstawowym wymiarem ruchliwości okazał się ponownie wymiar pozycji społecznej. Zarysowały się także podziały klasowe, jako częściowo odrębna forma zróżnicowania w stosunku do hierarchii pozycji społecznej. Na uwagę zasługuje fakt, że w porównaniu z macierzą odpływu znacznie wzrósł dystans kategorii rolniczych (farmerzy i robotnicy rolni) w stosunku do pracowników fizycznych. Obie te kategorie wyraźnie wyodrębniły się w stosunku do pozostałych.

W przeciwieństwie do macierzy odpływu drugi wymiar zaznaczył się bardzo słabo i zarazem nie odtwarza on konfiguracji otrzymanej dla macierzy odpływu. Wynik ten, zdaniem autorów, osłabia wartość poprzedniej interpretacji drugiego wymiaru jako opozycji: uniwersalizm – partykularyzm. Kwestię interpretacji tego rezultatu można więc uznać za otwartą, lecz, zdaniem Blau'a i Duncana, otrzymany uprzednio wynik świad-

czy o pewnej prawidłowości, co nasuwa potrzebę jej zinterpretowania (1967: 75).

Sugestywne rezultaty omówionej analizy – ze względu na charakter zastosowanej metody – oraz spektakularny charakter ich prezentacji spowodowały, że interpretacja Blau'a i Duncana została zaakceptowana przez innych badaczy. Jednakże wnikliwa analiza otrzymanych rezultatów oraz prześledzenie wywodów autorów nasuwa wiele wątpliwości. Interpretację Blau'a i Duncana można zakwestionować zarówno na gruncie teoretycznym, jak i metodologicznym. Nasze uwagi pod adresem tej interpretacji rozpoczniemy wskazując na pewne wątpliwości o charakterze teoretycznym.

Niejasny jest stosunek pomiędzy dystrybucyjnym i relacyjnym ujęciem struktury społecznej. Mówiąc o podziałach klasowych, autorzy wskazują na dystynkcje pomiędzy grupami zawodów ze względu na podobieństwo wzorów ruchliwości. Takie ujęcie zasadniczo odpowiada relacyjnemu rozumieniu struktury społecznej (Mach i Wesolowski 1982). Z kolei podkreślanie roli wymiaru pozycji społecznej świadczy o przyjęciu jako perspektywy odniesienia podejścia dystrybucyjnego. Oba te ujęcia nie wykluczają się wzajemnie pod warunkiem, że ustalimy, które z nich ma charakter pierwotny. Blau i Duncan sugerują, że znaczenie podstawowe ma zróżnicowanie według wymiaru pozycji społecznej, przy czym stwierdzenie to sformułowali *ex post*, wyłącznie na podstawie otrzymanych rezultatów, nie opierając się na określonych przesłankach teoretycznych. Wprowadzona dalej interpretacja dystansów pomiędzy kategoriami zawodowymi w terminach różnic klasowych jest przejawem niekonsekwencji badaczy. Ze względu na brak jasno określonej perspektywy teoretycznej nie można bowiem rozstrzygnąć podstawowej kwestii: czy wymiar klasowy jedynie wprowadza modyfikacje w hierarchii zawodów według kryterium pozycji społecznej – czyli zróżnicowanie w wymiarze statusu ma charakter pierwotny – czy też pierwotny charakter ma zróżnicowanie klasowe, wewnątrz zaś poszczególnych klas zawody są uporządkowane w wymiarze statusu.

Biorąc pod uwagę te argumenty można stwierdzić rzecz następującą. Rezultaty analizy nie potwierdzają żadnej hipotezy teoretycznej, ponieważ hipoteza taka nie została sformułowana. Nie ma więc podstaw do przyjęcia, że dominującym wymiarem ruchliwości zawodowej jest pozycja społeczna, nie zaś zróżnicowanie klasowe.

Słabością interpretacji Blau'a i Duncana jest to, że nie dostarcza ona

przekonujących wyjaśnień zaobserwowanych prawidłowości. Widać to również w przypadku interpretacji drugiego wymiaru. Autorzy próbują określić wspólne cechy takich grup zawodowych, jak robotnicy przemysłowi i reprezentanci wolnych zawodów, uważając, że wspólnym mianownikiem jest w tym przypadku uniwersalizm zasad organizacji pracy. Interpretacja taka może budzić poważne wątpliwości. W przypadku robotników zasady racjonalnej organizacji pracy są im narzucone poprzez wymogi reżimu pracy. Natomiast w przypadku wolnych zawodów istnieją jedynie pewne ogólnie sformułowane zasady racjonalnej organizacji pracy, co do których występuje większy lub mniejszy *consensus*. Nie jest natomiast ściśle określony zakres, kolejność i sposób wykonywania czynności składających się w sumie na rolę zawodową. Sygnalizowany tu aspekt odmienności ról zawodowych wydaje się ważny, o czym świadczą rezultaty badań nad konsekwencjami różnic w złożoności pracy (Kohn 1969; Słomczyński i inni 1981). W efekcie interpretacja położenia tych kategorii jako zbliżonego wydaje się pochopna, przynajmniej na gruncie przyjętej opozycji: uniwersalizm – partykularyzm.

Formułując przedstawione wyżej uwagi o charakterze krytycznym założyliśmy, że przedstawione przez Blau'a i Duncana rozwiązanie trafnie odtwarza strukturę podobieństw między kategoriami zawodowymi. Wyniki te można jednak zakwestionować od strony metodologicznej. Nie można bowiem wykluczyć, że niektóre z zaobserwowanych prawidłowości mają charakter przypadkowy w tym sensie, że nie są inwariantne w stosunku do różnych technik skalowania wielowymiarowego, czyli mogą być specyficzne dla danej, konkretnej techniki (w tym przypadku SSA – I).

W celu częściowej weryfikacji tego przypuszczenia przeprowadziliśmy wielowymiarowe skalowanie tej samej macierzy współczynników podobieństwa dla odpływu, posługując się techniką MDSCAL (Kruskal 1964; zastosowano wersję dostępną w pakiecie OSIRIS). Otrzymane przez nas rezultaty okazały się bardzo zbliżone do uzyskanych przez Blau'a i Duncana. Skalowane kategorie zawodowe ułożyły się wyraźnie wzdłuż jednego wymiaru, zbieżnego z hierarchią pozycji społecznej. Jednakże zróżnicowanie kategorii w drugim wymiarze w niektórych fragmentach okazało się odmienne. Wykwalifikowani robotnicy budownictwa, którzy na wykresie Blau'a i Duncana zajmowali pozycję zbliżoną do rolników, obecnie przesunęli się na biegun przeciwny i znaleźli się obok półwykwalifikowanych i niewykwalifikowanych robotników przemysłowych. Natomiast wykwalifikowani robotnicy przemysłowi przesunęli się w przeciwnym

kierunku. Rezultat ten świadczy, że otrzymane przez Blau'a i Duncana uporządkowanie kategorii zawodowych w drugim wymiarze ma charakter przypadkowy. Jest to zapewne konsekwencją faktu, iż drugi wymiar jest w ogóle bardzo słabo zarysowany. Rezultat ten należy uznać za dodatkowe potwierdzenie przypuszczenia, że przedstawioną przez Blau'a i Duncana interpretację tego wymiaru należy uznać za chybioną.

Interpretacja Blau'a i Duncana została również zakwestionowana przez socjologów brytyjskich. Na tej samej macierzy mobilności przeprowadzono analizę wymiarów kanonicznych (*explanatory variates analysis*), która jest pewną wersją analizy kanonicznej (Hope 1972b). Dwuwymiarowe rozwiązanie, które otrzymano, było bardziej przejrzyste w porównaniu z rezultatem uzyskanym przez Blau'a i Duncana. Po wykonaniu rotacji okazało się, że pierwszy wymiar jest zbieżny ze różnicowaniem kategorii zawodowych według kryterium statusu, natomiast drugi wymiar, który wprowadza zróżnicowanie nie mniejsze niż pierwszy, jest wyznaczony w sposób zdecydowany przez opozycję między kategoriami rolniczymi (farmerzy i robotnicy rolni) a nierolniczymi (Hope 1972b: 166, 171–2). Wyjaśniając rozbieżności w interpretacji drugiego wymiaru, Hope wskazywał na mankamenty zastosowanej przez Blau'a i Duncana, techniki wielowymiarowego skalowania, polegające na tym, że uwzględnia ona jedynie uporządkowanie dystansów, ignorując ich relatywne wielkości (1972b: 166). Podobne zastrzeżenia formułuje Macdonald (1972).

Sygnalizowana przez Hope'a odrębność kategorii rolniczych znalazła również potwierdzenie w rezultatach analiz przeprowadzonych przez Duncan-Jonesa (1972). Autor posłużył się analizą kanoniczną w klasycznej postaci, z tym że ograniczył się wyłącznie do interpretacji pierwszego otrzymanego wymiaru. Krok ten uzasadnia stwierdzeniem, że zróżnicowanie w drugim i następnych wymiarach nie wykazuje żadnej substatywnej regularności. Analizując macierz Blau'a i Duncana autor zwraca uwagę, że kanoniczne wartości skalowe przypisane poszczególnym kategoriom zawodowym nie są dokładnym odwzorowaniem punktacji na skali pozycji społecznej. Świadczy o tym fakt, że obie kategorie rolnicze lokują się zdecydowanie na krańcu skali, przeciwnym do tego, który zajmują kategorie uprzywilejowane. Jednocześnie dystans obu tych kategorii do pozostałych jest znaczny. Tymczasem na skali pozycji społecznej miejsce farmerów i robotników rolnych jest wyraźnie różne, przy czym farmerzy zajmują pozycję wyższą niż robotnicy niewykwalifikowani i pracownicy usług.



Analiza tabel ruchliwości dla Anglii i Australii (Duncan-Jones 1972) również wskazuje na istnienie dystansu pomiędzy kategoriami rolniczymi a nierolniczymi. Szczególnie spektakularny rezultat w tym zakresie otrzymano dla Australii. Dystans pomiędzy farmerami a robotnikami niewykwalifikowanymi okazał się ponad pięciokrotnie większy od dystansu, który dzieli robotników niewykwalifikowanych od przedstawicieli wolnych zawodów. Duncan-Jones podsumowuje zaobserwowane fakty stwierdzeniem, że „w pewnych społeczeństwach dystynkcja pomiędzy zawodami rolniczymi a nierolniczymi może być tak wielka, że jest w stanie zdominować pozostałe różnice” (1972: 200).

Analiza kanoniczna macierzy Blau'a i Duncana została również przeprowadzona przez socjologów amerykańskich (Klatzky i Hodge 1971). Zasluguje ona na bliższą uwagę z tego względu, że jej autorzy, operując tą samą metodą w przypadku tych samych danych, dochodzą do konkluzji zasadniczo odmiennych od wniosków sformułowanych przez badaczy brytyjskich. Klatzky i Hodge starali się zweryfikować tezę Blau'a i Duncana głoszącą, że główna oś ruchliwości jest wyznaczona przez wymiar statusu. Otrzymane w pierwszym wymiarze wartości skalowe dla kategorii ojców i synów skorelowano z punktacją tych kategorii na skali statusu, otrzymując współczynniki korelacji rzędu 0,93 (1971: 19). Wynik ten uznano za pełne potwierdzenie tezy Blau'a i Duncana. Klatzky i Hodge podali także wielkość współczynników korelacji pomiędzy wartościami skalowymi otrzymanymi dla poszczególnych zawodów za pomocą metody analizy kanonicznej a wartościami skalowymi otrzymanymi przez Blau'a i Duncana za pomocą stosowanej przez nich techniki skalowania wielowymiarowego. Okazały się one rzędu 0,98 (1971: 119). W przekonaniu autorów podnosi to wiarygodność rezultatu uzyskanego przez Blau'a i Duncana. Należy jeszcze nadmienić, że Klatzky i Hodge, podobnie jak Duncan-Jones, nie byli w stanie podać substancywnej interpretacji dla drugiego spośród wymiarów, wyodrębnionych poprzez zastosowanie analizy kanonicznej.

Przeгляд różnych stanowisk unaoczniał brak zgodności wyników analiz prowadzonych różnymi metodami na tych samych danych. W konsekwencji formułowane ustalenia nie odpowiadają w gruncie rzeczy na pytania, które inspirowały podjęcie tych analiz. Podstawowa kwestia – jakie są wymiary ruchliwości zawodowej – nie została w nich rozstrzygnięta.

Poszczególne badacze dostrzegali rozmaite aspekty rozpatrywanego problemu, co z pewnością wzbogaciło zasób wiedzy o strukturze wzorów

ruchliwości. Ich wyjaśnienia nie tworzą jednak spójnej całości oraz nie są kumulatywne, ponieważ w pewnym stopniu znoszą się nawzajem. Fakt, że dotychczas nie starano się wytłumaczyć, co powoduje brak zgodności między rezultatami, decyduje w naszym przekonaniu o tym, że analityczne możliwości rozpatrywanego podejścia nie zostały w pełni wykorzystane. Ten stan rzeczy nasuwa potrzebę ponownego rozważenia kwestii, jakie czynniki wyznaczają wzory przepływów między kategoriami zawodowymi. Temu zagadnieniu poświęcimy pozostałą część rozdziału.

### 3.3. ANALIZA KANONICZNA MACIERZY BLAU'A I DUNCANA

Jakakolwiek próba wzbogacenia zakresu dotychczasowych ustaleń w dowolnej dziedzinie musi charakteryzować się tym, że wyjaśnia wszystkie dotychczas uzyskane rezultaty oraz wskazuje na czynniki powodujące brak spójności otrzymanych wniosków. Próbę taką podejmiemy w zakresie problemu identyfikacji podstawowych wymiarów ruchliwości zawodowej. Posłużymy się metodą analizy kanonicznej, ponieważ spośród dotychczas stosowanych daje największe możliwości analityczne. Punktem wyjścia naszych rozważań będą wzory przepływów w omawianej macierzy Blau'a i Duncana. Pozwoli nam to na bezpośrednie pokazanie niedostatków dotychczasowych interpretacji oraz wyjaśnienie przyczyn zaistniałych niepowodzeń w zakresie identyfikacji wymiarów ruchliwości zawodowej.

Wartości skalowe dla ojców i synów w pierwszym wymiarze kanonicznym dla 17 kategorii zawodowych z macierzy Blau'a i Duncana zostały zamieszczone w tabeli 3.1. Rozwiązanie, które prezentujemy, jest równoważne z wynikami otrzymanymi przez Klatzky i Hodge'a (1971: 19–21); różnice sprowadzają się do sposobu normalizacji wartości skalowych (zob. par. 2.3.1). Zwróćmy uwagę na dwie regularności, które wystąpiły zarówno w przypadku wartości skalowych przypisanych kategoriom ojców, jak i w przypadku wartości skalowych przypisanych kategoriom synów. Po pierwsze, obie kategorie rolnicze (farmerzy i robotnicy rolni) zajmują bardzo zbliżoną pozycję. Po drugie, dystans dzielący kategorie rolnicze od pozostałych jest zdecydowanie największym dystansem spośród wszystkich dystansów między sąsiadującymi kategoriami. W przypadku ojców dystans pomiędzy rolnikami a niewykwalifikowanymi robotnikami przemysłu (najbliższa nierolnicza kategoria) wynosi 22,0. Dla synów odpowiedni dystans (w tym przypadku pomiędzy robotnikami

Tabela 3.1

Niestandaryzowane wagi kanoniczne<sup>a</sup> dla pierwszej i drugiej pary zmiennych kanonicznych. Macierz ruchliwości międzypokoleniowej  
Stany Zjednoczone 1962

Kategoria zawodowa	Pierwsza zmienna kanoniczna		Druga zmienna kanoniczna	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Wolne zawody	100,0	100,0	100,0	94,6
Specjaliści	82,4	84,5	56,1	42,5
Dyrektorzy, wielcy właściciele, wysocy urzędnicy	83,4	81,3	60,9	50,5
Specjaliści marketingu	88,0	86,7	74,1	50,7
Drobni właściciele	73,3	61,0	63,6	46,4
Pracownicy biurów	72,1	60,8	46,0	19,0
Sprzedawcy	63,3	66,8	48,8	37,2
Wykwalifikowani robotnicy przemysłowi	52,2	51,5	18,8	0,0
Pozostali robotnicy wykwalifikowani	49,5	49,5	26,1	18,4
Wykwalifikowani robotnicy budownictwa	39,6	41,4	20,5	24,0
Półwykwalifikowani robotnicy przemysłowi	38,2	41,6	9,3	8,6
Pozostali robotnicy półwykwalifikowani	39,5	40,1	19,8	17,9
Pracownicy usług	42,5	44,4	16,6	8,8
Niewykwalifikowani robotnicy przemysłowi	24,1	34,3	0,0	3,3
Pozostali robotnicy niewykwalifikowani	26,2	29,1	6,1	19,4
Farmerzy	2,1	0,0	62,6	100,0
Robotnicy rolni	0,0	3,1	30,5	68,4

Źródło: Blau i Duncan 1967: tabela J2.1.

<sup>a</sup> Niestandaryzowane wagi kanoniczne zostały wyskalowane w ten sposób, że najwyższej wartości przypisano 100,0, najniższej zaś 0,0.

rolnymi a pozostałymi robotnikami niewykwalifikowanymi) jest jeszcze większy i wynosi 26,0. Dystanse pomiędzy dowolnymi pozostałymi sąsiadującymi ze sobą kategoriami zawodowymi są znacznie mniejsze. Drugi co do wielkości dystans dla ojców (między reprezentantami wolnych zawodów a specjalistami marketingu) wynosi 12,0, czyli jest prawie dwukrotnie mniejszy od dystansu między kategoriami rolniczymi a nierolniczymi. Natomiast dla synów drugi co do wielkości dystans (pomiędzy z jednej

strony dyrektorami, wielkimi właścicielami i wysokimi urzędnikami państwowymi, z drugiej zaś strony sprzedawcami) wynosi 14,5, czyli też jest prawie dwukrotnie mniejszy.

Otrzymany za pomocą analizy kanonicznej dystans pomiędzy kategoriami rolniczymi a nierolniczymi okazuje się więc dominującym dystansem, na co zwracał uwagę cytowany wcześniej Duncan-Jones. Wynik ten prowadzi do wyraźnie odmiennych wniosków od tych, które sformułowali Blau i Duncan, posługując się metodą skalowania wielowymiarowego. Łatwo stwierdzić, w czym leży przyczyna tych rozbieżności. Blau i Duncan oparli swoją interpretację na analizie wielowymiarowego skalowania macierzy odpływu, stwierdzając jednocześnie, że rozwiązanie dla macierzy napływu w zasadzie potwierdza wcześniejsze ustalenia. Tymczasem o ile dystans pomiędzy kategoriami rolniczymi a pozostałymi nie zaznacza się w sposób wyraźny dla macierzy odpływu (ryc. 3.1), to dla macierzy napływu okazuje się on dystansem zdecydowanie dominującym (Blau i Duncan 1967: 74)<sup>1</sup>. Jest on nawet większy od tego, który uzyskaliśmy za pomocą analizy kanonicznej. Rozbieżność rezultatów obu tych technik może być jednak wyjaśniona. W przypadku skalowania wielowymiarowego konstruowane były dwa modele: oddzielny dla odpływu i oddzielny dla napływu. Natomiast w analizie kanonicznej konstruowany jest jeden model, który jednocześnie uwzględnia odpływ i napływ. W efekcie model ten można traktować jako pośredni, pomiędzy modelem otrzymanym techniką skalowania wielowymiarowego dla odpływu a analogicznym modelem otrzymanym dla napływu. Zaznaczymy przy tym, że wskazana własność analizy kanonicznej, to znaczy to, że reprezentuje ona model pośredni, nie ma charakteru ścisłego, lecz jedynie przybliżony. Obie klasy modeli są bowiem wzajemnie do siebie niesprowadzalne.

Blau i Duncan nie zwrócili należytej uwagi na rezultat świadczący o tym, że kategorie rolnicze mogą charakteryzować się wyraźną odrębnością od pozostałych. Jest to sprawa o kluczowym znaczeniu. Jeśli bowiem okazałoby się, że kategorie rolnicze rzeczywiście charakteryzują się znaczną odrębnością od pozostałych, to stawia to pod znakiem zapy-

---

<sup>1</sup> Należy zwrócić uwagę, że omawiane rozwiązanie zostało w pracy Blau'a i Duncan'a przedstawione graficznie w dość niefortunny sposób. Oprócz punktów oznaczających poszczególne kategorie zawodowe na rycinie umieszczone również zostały nazwy kategorii, co znacznie zaciemnia obraz konfiguracji i utrudnia zauważenie, że pomiędzy kategoriami rolniczymi a pozostałymi istnieje bardzo duży dystans.

tania interpretacje pierwszego wymiaru, jako odzwierciedlającego zróżnicowanie kategorii zawodowych według pozycji społecznej.

Naszym zdaniem, zbliżona pozycja farmerów do robotników rolnych oraz odległa od robotników niewykwalifikowanych jest nie do pogodzenia z punktacją przypisaną tym kategoriom na skali statusu. Teza ta nie może jednak zostać zweryfikowana bezpośrednio, ponieważ autorzy nie przedstawili punktacji statusowej dla rozważanych 17 kategorii zawodowych. Używając słowa „status” odwołują się do pozycji tych kategorii w wymiarach dochodu i wykształcenia. Tymczasem okazuje się, że w obydwu wymiarach obserwujemy następującą prawidłowość: farmerzy lokują się bardzo blisko robotników niewykwalifikowanych, natomiast charakteryzują się znacznym dystansem od robotników rolnych. Różnica średniego rocznego dochodu farmerów i robotników rolnych wyniosła 1504 dolary, farmerów zaś i robotników niewykwalifikowanych jedynie 197 dolarów. Podobnie farmerzy mieli wykształcenie przeciętne o pół klasy wyższe niż robotnicy rolni, a tylko o jedną dziesiątą klasy niższe niż robotnicy niewykwalifikowani (Blau i Duncan 1967: 27). Położenie farmerów w stosunku do robotników rolnych jest więc inne, niż wynika to z rezultatów skalowania wielowymiarowego. Należy przy tym podkreślić, że kwestia ustalenia rzeczywistej pozycji farmerów nie jest sprawą błahą, ponieważ jest to w rozważanym układzie kategoria stosunkowo liczna (28% w pokoleniu ojców i 6% w pokoleniu synów; Blau i Duncan 1967: 496).

Dodatkowych argumentów na rzecz słuszności naszego stanowiska dostarcza porównanie wyników wielowymiarowego skalowania z pozycją interesujących nas kategorii zawodowych na skali statusu, przy czym punktacja statusu została określona dla 12 kategorii w ramach klasyfikacji spisowej (Featherman i Stevens 1982). W ramach klasyfikacji, którą się posłużymy, punktację statusu przypisano kategoriom zawodowym pogrupowanym w sposób zbliżony do tego, który zastosowali Blau i Duncan. W opracowaniu Feathermana i Stevens wartości statusu określono za pomocą kilku alternatywnych metod, częściowo na podstawie różnych źródeł danych. Podano również wartości oryginalnego indeksu pozycji społecznej (SES) Duncana (1961). Podstawą naszego wnioskowania będzie więc kilka skal pozycji społecznej. Daje to większą pewność, że ustalenia dotyczące kategorii rolniczych nie będą przypadkowe, co mogłoby ewentualnie mieć miejsce, gdybyśmy posłużyli się jedną skalą, przy której konstrukcji zostały popełnione błędy.

W przypadku wszystkich skal prezentowanych przez Feathermana i Stevens farmerzy lokują się wyraźnie wyżej niż robotnicy rolni. Ta ostatnia kategoria sytuuje się za każdym razem na poziomie niewykwalifikowanych pracowników usług domowych (pomoc domowe, dozorczy), zajmując wraz z nią najniższe miejsce na skali. Na oryginalnej skali pozycji społecznej Duncana kategorię farmerów od robotników rolnych oddziela dodatkowo kategoria robotników niewykwalifikowanych. Na pozostałych skalach – skonstruowanych przez Feathermana i Stevens – farmerzy zajmują pozycję wyższą także od robotników półwykwalifikowanych i pracowników transportu. Dystans, który dzieli ich od robotników rolnych, należy więc uznać w tym przypadku za znaczny. Zarazem nie istnieje bariera pomiędzy farmerami a robotnikami zatrudnionymi w zawodach nierolniczych.

Rezultat analizy zdaje się wskazywać na to, że interpretacja podstawowego wymiaru ruchliwości jako pozycji społecznej nie jest poprawna. Zróźnicowanie kategorii zawodowych na skali statusu nie wyjaśnia w zadowalający sposób położenia niektórych punktów w wymiarze, który uznano za podstawowy. Blau i Duncan starali się znaleźć uniwersalny wymiar stratyfikacji społecznej, który uzewnętrznia się zarówno we wzrach odpływu, jak i napływu. Jednakże odpływ i napływ charakteryzują różne aspekty procesu społecznej strukturalizacji, przez co rozwiązania, otrzymane techniką skalowania wielowymiarowego dla macierzy odpływu i napływu, mogą być odmienne. Tak stało się w przypadku danych analizowanych przez Blau'a i Duncana, czego autorzy nie uwydatnili w dostatecznym stopniu. Podejmując próbę wyodrębnienia uniwersalnego wymiaru ruchliwości, należałoby się więc posłużyć raczej jedną z technik, które jednocześnie uwzględniają oba rozpatrywane aspekty mobilności. Warunki te spełnia analiza kanoniczna. Rezultaty uzyskane przy jej zastosowaniu wskazują, że odrębność kategorii rolniczych zarysowuje się wyraźnie. Świadczy to, że wyników wielowymiarowego skalowania dla macierzy odpływu nie można traktować jako reprezentatywnych dla całości procesu społecznej strukturalizacji, co może stanowić podstawę do zakwestionowania interpretacji podstawowego wymiaru w kategoriach statusu.

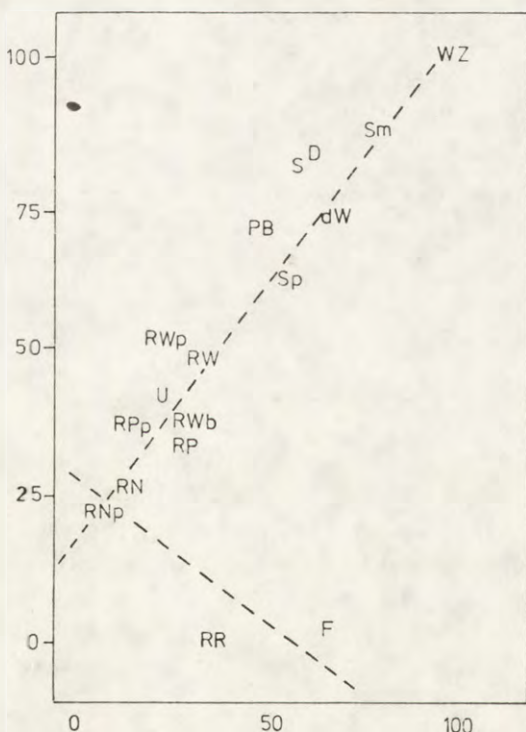
#### 3.4. PROPONOWANE MODYFIKACJE STOSOWANYCH METOD

Aczkolwiek dystynkcja: kategorie rolnicze – nierolnicze wydaje się główną cechą podstawowego wzoru ruchliwości, to jednak kwestia inter-  
<http://rcin.org.pl>

pretacji struktury ruchliwości jest sprawą bardziej złożoną. Postaramy się to uzasadnić na podstawie rezultatów analizy kanonicznej macierzy Blau'a i Duncana, przy czym rozwiązanie zostanie przedstawione nie dla jednego, lecz dla dwóch pierwszych wymiarów kanonicznych. Należy podkreślić, że w dotychczasowych zastosowaniach analizy kanonicznej drugi wymiar nie był przedmiotem zainteresowań badaczy, a co więcej wskazywano, że trudno mu przypisać sensowną interpretację (Klatzky i Hodge 1971; Duncan-Jones 1972). W naszej analizie postaramy się wyjaśnić przyczyny pojawienia się takiego poglądu oraz pokazać, że nie jest on słuszny.

Rycina 3.2

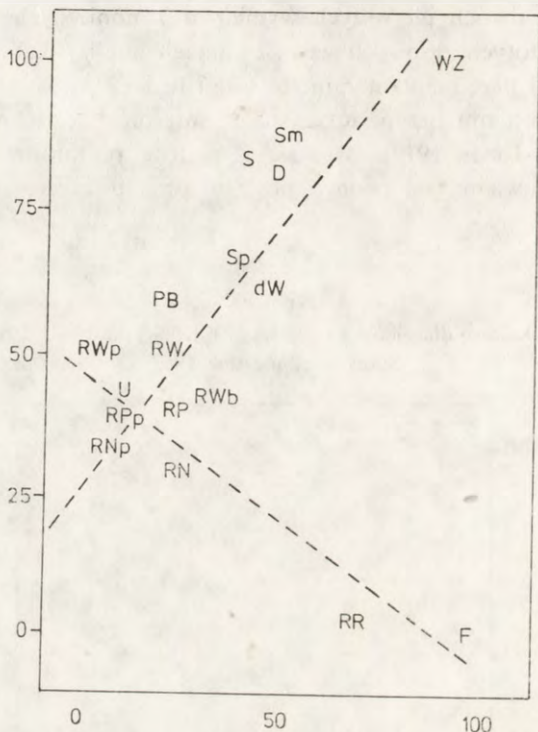
Wartości skalowe dla ojców na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej  
Stany Zjednoczone 1962



Źródło: Blau i Duncan 1967: tabela J2. 1.

Objaśnienia symboli podano pod ryciną 3.1.

Rycina 3.3  
Wartości skalowe dla synów na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej  
Stany Zjednoczone 1962



Źródło: Blau i Duncan 1967: tabela J2. 1.  
Objaśnienia symboli podano pod ryciną 3.1.

Wartości skalowe dla poszczególnych kategorii zawodowych ojców i synów w pierwszym i drugim wymiarze kanonicznym zostały przedstawione w tabeli 3.1. Dodatkowo zobrazowaliśmy je graficznie na rycinach 3.2 i 3.3. Przy sporządzaniu tych rycin metryki wartości skalowych zostały dobrane w taki sposób, aby były proporcjonalne do wielkości pierwszej i drugiej korelacji kanonicznej. W ten sposób uzyskaliśmy mniejszy rozrzut punktów wzdłuż drugiego wymiaru, co odpowiada relatywnie mniejszej jego ważności.

Na początek rozważmy zrzutowania poszczególnych punktów na oba wymiary kanoniczne (ryc. 3.2 i 3.3), co jest równoważne z analizą wartości skalowych przedstawionych w tabeli 3.1. W pierwszym wymiarze



zaznacza się odrębność kategorii rolniczych, natomiast pozostałe kategorie tworzą kilkuelementowe wiązki, pomiędzy którymi dystanse są mniej więcej równomierne. W drugim wymiarze wartości skalowe dla ojców i synów rozkładają się w nieco inny sposób (tab. 3.1). Dla ojców zarysowuje się opozycja pomiędzy pracownikami umysłowymi i farmerami z jednej strony, a robotnikami – z drugiej. W przypadku synów na jednym biegunie znajdują się wolne zawody i farmerzy, natomiast na drugim robotnicy przemysłowi i pracownicy usług. Kategorie pośrednie tworzą w tym przypadku robotnicy rolni, pozostali pracownicy umysłowi oraz pozostałe grupy robotników.

Zwracamy uwagę, że układ kategorii w drugim wymiarze kanonicznym jest odmienny w stosunku do tego, który otrzymali Blau i Duncan. Najważniejsza różnica polega na tym, że kategorie farmerów i wolnych zawodów lokują się obok siebie, co jest niezgodne z interpretacją Blau'a i Duncana, w myśl której kategorie te powinny lokować się na przeciwnych biegunach. Jednocześnie potwierdza się obserwacja innych badaczy, że zróżnicowaniu kategorii w drugim wymiarze trudno jest przypisać sensowną interpretację.

Bezpośrednia analiza wartości skalowych nie pozwala więc na sformułowanie jednoznacznych ustaleń co do tego, jakie są podstawowe wymiary ruchliwości. Zwróćmy jednak uwagę na pewną interesującą własność otrzymanych za pomocą analizy kanonicznej konfiguracji punktów dla ojców i synów (ryc. 3.2 i 3.3). Do każdej z tych konfiguracji możemy dość ściśle dopasować dwa wzajemnie prostopadłe do siebie wymiary – różne od wymiarów kanonicznych. Rozważmy rozwiązanie otrzymane dla ojców (ryc. 3.2). Wszystkie kategorie nierolnicze układają się wzdłuż linii prostej, prowadzącej od wolnych zawodów do niewykwalifikowanych robotników przemysłowych. Prosta ta jest lekko ukośna w stosunku do pierwszego wymiaru kanonicznego (na ryc. 3.2 została zaznaczona linią przerywaną). Drugi wymiar tworzy linia prostopadła do niej, przechodząca pomiędzy dwiema kategoriami rolniczymi (druga linia przerywana na ryc. 3.2). Identyfikacyjny układ osi możemy wyznaczyć dla kategorii zawodowych synów.

Bez żadnych dodatkowych obliczeń można stwierdzić, że tak wyznaczony układ osi jest lepiej dopasowany do istniejącej konfiguracji punktów niż dwa pierwsze wymiary kanoniczne. Powstaje więc pytanie, dlaczego tego typu rozwiązanie nie jest bezpośrednim rezultatem zastosowania analizy kanonicznej. Odpowiedź jest następująca: analizę kanoniczną można traktować jako technikę, która poszczególne wymiary

dopasowuje do danych po kolei. Oznacza to, że najpierw dopasowywany jest pierwszy wymiar – w najlepszy sposób, w jaki można to zrobić. Następnie, do zróżnicowania nie wyjaśnionego przez pierwszy wymiar, dopasowywany jest drugi wymiar itd. Pierwszy wymiar nie musi być przez to dobrze dopasowany do kategorii nierolniczych, ponieważ jest on dopasowany do wszystkich kategorii – łącznie z rolniczymi. Widać to na obu rycinach. Gdyby pierwszy wymiar był dobrze dopasowany do kategorii nierolniczych (np. pokrywałby się z osią zaznaczoną linią przerywaną), to byłby bardzo źle dopasowany do kategorii rolniczych. W sytuacji gdy punkty reprezentujące kategorie zawodowe układają się wyraźnie wzdłuż różnych osi (tak jak w rozważanym przypadku), to rezultaty analizy kanonicznej nie zawsze pozwalają na bezpośrednią identyfikację tych osi.

Poprawienie dopasowania układu osi do konfiguracji punktów wymaga więc dokonania rotacji pierwotnego rozwiązania otrzymanego za pomocą analizy kanonicznej. Powstaje jednak problem wyboru kryteriów, które zastosowana metoda rotacji powinna uwzględniać. Zdecydowaliśmy się na wybór jednej ze standardowych metod rotacji – metody Varimax (Harman 1967). Prowadzi ona do takiego rozwiązania, w którym możliwie wiele współrzędnych punktów w nowym układzie osi jest bliskich zeru. Procedura ta odpowiada intuicyjnemu rozumieniu „dopasowywania” osi do konfiguracji punktów, do którego to rozumienia odwoływaliśmy się poprzednio. Jeżeli bowiem z dwóch dających się wyróżnić osi jedna jest dość ściśle „dopasowana” do grupy punktów, to współrzędne punktów na drugiej osi są bliskie zeru.

Osie zaznaczone na rycinach 3.2 i 3.3 liniami przerywanymi zostały w rzeczywistości wyznaczone metodą Varimax. Jak widać, uzyskane rozwiązanie jest zasadniczo zgodne z przypuszczeniami co do wymiarów tych konfiguracji. Przy czym otrzymane wymiary różnią się istotnie swoją mocą explandacyjną; ważniejszy okazuje się wymiar odzwierciedlający wzajemne dystanse pomiędzy kategoriami nierolniczymi.

Fakt, że wymiar zróżnicowania kategorii nierolniczych jest wymiarem dominującym, stwarza możliwość posłużenia się jeszcze inną metodą identyfikacji tego wymiaru. Polega ona na przeprowadzeniu analizy kanonicznej na macierzy ruchliwości skonstruowanej wyłącznie dla kategorii nierolniczych. Uzyskujemy w ten sposób wartości skalowe tylko dla kategorii nierolniczych, które informują o wzorach przepływów pomiędzy tymi kategoriami.

Druga z proponowanych metod polega więc na tym, że poprzez wyłączenie kategorii rolniczych eliminujemy z tabel zarówno mobilność wewnętrzną w ramach kategorii rolniczych, jak i napływ do kategorii rolniczych oraz odpływ z tych kategorii do pozostałych kategorii zawodowych. Zabieg ten umożliwia wyeliminowanie podstawowego mankamentu rozwiązania kanonicznego dla pełnej macierzy mobilności. Przypomnijmy, że problem polega na tym, iż w analizie kanonicznej dla pełnej macierzy pierwszy wymiar jest dopasowywany jednocześnie do wszystkich kategorii zawodowych, przez co okazuje się źle dopasowany do konfiguracji punktów odpowiadających kategoriom nierolniczym. Wyłączając kategorie rolnicze uzyskujemy możliwość dobrego dopasowania pierwszego wymiaru kanonicznego do pozostałych kategorii. Należy więc oczekiwać, że zidentyfikowany tą metodą wymiar okaże się zbliżony do wymiaru otrzymanego poprzez zastosowanie rotacji do rozwiązania kanonicznego dla pełnej macierzy mobilności.

Tabela 3.2

Niestandaryzowane wagi kanoniczne<sup>a</sup> dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych. Macierz mobilności międzypokoleniowej z wyłączonymi kategoriami rolniczymi (farmerzy i robotnicy rolni)  
Stany Zjednoczone 1962

Kategoria zawodowa	Ojcowie	Synowie
Wolne zawody	100,0	100,0
Specjaliści	68,6	64,0
Dyrektorzy, wielcy właściciele, wysocy urzędnicy	71,9	67,2
Specjaliści marketingu	81,4	68,6
Drobni właściciele	67,2	52,8
Pracownicy biurów	57,1	35,4
Sprzedawcy	52,7	51,0
Wykwalifikowani robotnicy przemysłowi	30,9	17,7
Pozostali robotnicy wykwalifikowani	32,2	25,8
Wykwalifikowani robotnicy budownictwa	22,5	21,2
Półwykwalifikowani robotnicy przemysłowi	15,7	12,4
Pozostali robotnicy półwykwalifikowani	21,7	16,3
Pracownicy usług	22,3	15,6
Niewykwalifikowani robotnicy przemysłowi	0,0	0,0
Pozostali robotnicy niewykwalifikowani	4,5	4,0

Źródło: Blau i Duncan 1967: tabela J2.1.

<sup>a</sup> Niestandaryzowane wagi kanoniczne zostały wyskalowane w ten sposób, że najwyższej wartości przypisano 100,0, najniższej zaś 0,0.

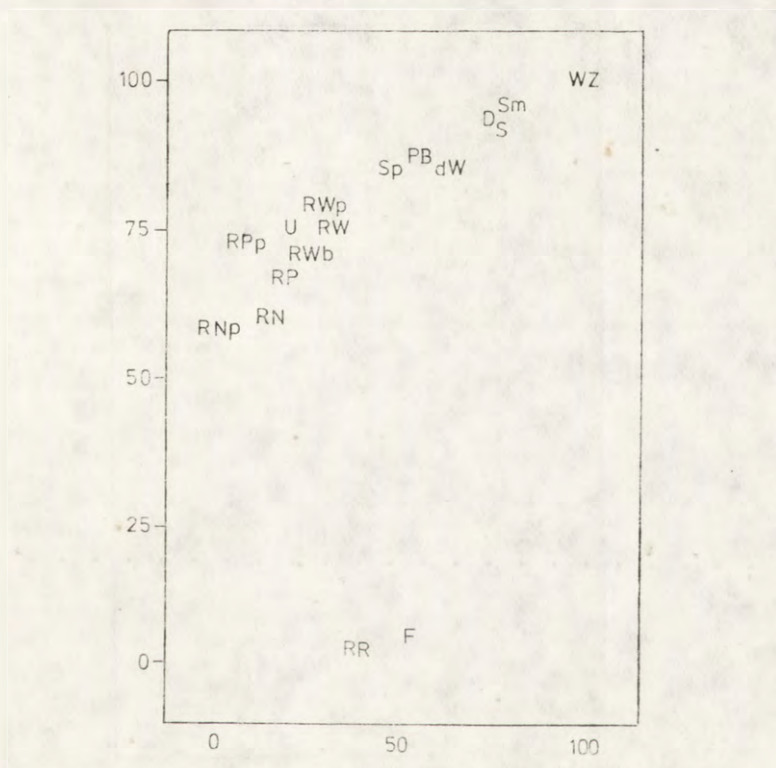
Uzyskane wyniki w pełni potwierdzają powyższe przypuszczenie. W tabeli 3.2 przedstawiamy wartości skalowe w pierwszym wymiarze kanonicznym dla 15 kategorii nierolniczych, otrzymane poprzez przeprowadzenie analizy kanonicznej na macierzy ruchliwości skonstruowanej wyłącznie dla tych kategorii. Zarówno uporządkowanie kategorii, jak i dystanse pomiędzy nimi są bardzo zbliżone do otrzymanych za pomocą rotacji Varimax (ryc. 3.2 i 3.3). Jedyna istotna różnica polega na tym, że w rozwiązaniu dla zredukowanej macierzy mobilności względnemu zmniejszeniu ulegają dystanse pomiędzy kategoriami lokującymi się w dolnej części skali. Warto jest zwrócić uwagę na przyczyny tego zjawiska. W badanej zbiorowości ma miejsce duży odpływ z kategorii rolniczych do robotniczych. Jednakże szanse wejścia do poszczególnych kategorii robotniczych są zróżnicowane w zależności od tego, czy chodzi o robotników wykwalifikowanych, półwykwalifikowanych czy niewykwalifikowanych. Zjawisko to wpływa na zarysowanie się wyraźnych dystansów pomiędzy wymienionymi kategoriami, co znajduje odzwierciedlenie w rezultacie otrzymanym dla pełnej macierzy mobilności. Wycelowanie przepływów pomiędzy kategoriami rolniczymi a robotniczymi powoduje wyłączenie oddziaływania tego czynnika, przez co względne dystanse pomiędzy kategoriami robotniczymi zmniejszają się.

Powyższe propozycje wydają się istotnym wzbogaceniem opartych na analizie kanonicznej metod identyfikacji podstawowych wymiarów ruchliwości zawodowej. Ocena analitycznej użyteczności tego podejścia wymaga jednak rozstrzygnięcia, czy stwierdzone zjawisko niedopasowania pierwszego wymiaru kanonicznego do zróżnicowania kategorii nierolniczych ma charakter ogólnej prawidłowości, czy też jest specyficzne jedynie dla danych, które rozpatrywaliśmy. W celu częściowego rozstrzygnięcia tej kwestii przeprowadzimy obecnie analizę innej macierzy mobilności. Jest to tabela przepływów międzypokoleniowych (zawód ojca skrzyżowany z zawodem syna w pierwszej pracy) ustalona na podstawie wyników badania zrealizowanego w 1973 r. w Stanach Zjednoczonych (Featherman i Hauser 1978). Ponieważ w zamierzeniu autorów miała to być replikacja badania Blau'a i Duncana z 1962 r., sposób kategoryzacji zawodów zastosowany w obydwu badaniach był identyczny.

Na rycinach 3.4 i 3.5 przedstawiamy rezultaty analizy kanonicznej dla pełnej macierzy mobilności międzypokoleniowej Feathermana i Hausera. W porównaniu z omawianymi uprzednio danymi Blau'a i Duncana dystans kategorii rolniczych od pozostałych w pierwszym wymiarze kanonicznym

Rycina 3.4

Wartości skalowe dla ojców w pierwszym i drugim wymiarze kanonicznym. Zawód ojca skrzyżowany z zawodem syna w pierwszej pracy  
Stany Zjednoczone 1973



Źródło: Breiger 1981: tabela 1.

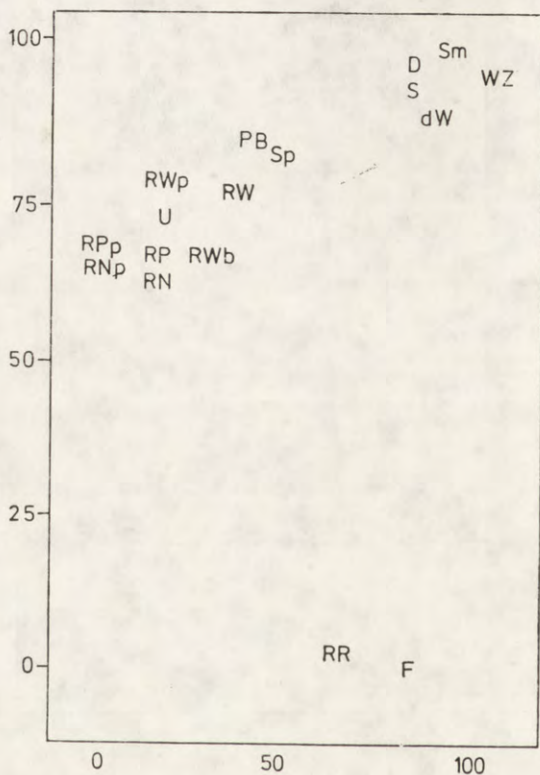
Objaśnienia symboli podano pod ryciną 3.1.

jest znacznie większy, co wynika stąd, że kategorią przeznaczenia jest pierwszy zawód, nie zaś zawód ostatni. Można zaryzykować stwierdzenie, że istotą zróżnicowania w pierwszym wymiarze kanonicznym jest polaryzacja kategorii na rolnicze i nierolnicze. Kategorie nierolnicze są w tym układzie rozróżniane w niewielkim stopniu.

Jednakże, co łatwo zauważyć, kategorie nierolnicze układają się wzdłuż pewnego wymiaru, który nie pokrywa się z wymiarami kanonicznymi (zaznaczony on został na ryc. 3.4 i 3.5 linią przerywaną). Wprowadzony wymiar dość dobrze różnicuje te kategorie: od wolnych zawodów do nie-

Rycina 3.5

Wartości skalowe dla synów w pierwszym i drugim wymiarze kanonicznym. Zawód  
ojca skrzyżowany z zawodem syna w pierwszej pracy  
Stany Zjednoczone 1973



Źródło: Breiger 1981; tabela 1.

Objaśnienia symboli podano pod ryciną 3.1.

wykwalifikowanych robotników przemysłu. Otrzymany rezultat może być traktowany jako argument na rzecz tezy, że stwierdzone na podstawie analizy danych Blau'a i Duncana zjawisko braku zbieżności pierwszego wymiaru kanonicznego z wymiarem zróżnicowania kategorii nierolniczych nie ma charakteru przypadkowego, lecz jest wyrazem ogólniejszej prawidłowości. Warto podkreślić, że w przypadku ostatnio analizowanych danych problem ma większe znaczenie, gdyż kąt pomiędzy pierwszym wymiarem kanonicznym a wymiarem zrotowanym jest duży. Znacznym

modyfikacjom ulega przez to porządek kategorii oraz dystanse między nimi na osi dopasowanej do kategorii nierolniczych, w stosunku do uporządkowania i dystansów wyznaczonych przez pierwszy wymiar kanoniczny.

Proponowana metoda wydaje się więc użytecznym narzędziem identyfikacji wymiarów ruchliwości zawodowej. Pozostaje kwestia interpretacji tych wymiarów, czemu poświęcimy dwa następne podrozdziały. Postaramy się pokazać, jakie mechanizmy ruchliwości powodują odrębność kategorii rolniczych. Postaramy się także określić, jak niektóre aspekty nierówności społecznych wiążą się z pozycją zajmowaną w wymiarze różnicującym kategorie nierolnicze.

### 3.5. ODRĘBNOŚĆ KATEGORII ROLNICZYCH

Rezultaty przeprowadzonych do tej pory analiz dość jednoznacznie świadczą o tym, że dystans pomiędzy kategoriami rolniczymi a nierolniczymi jest zdecydowanie największy, w porównaniu z dystansami pomiędzy pozostałymi kategoriami zawodowymi. Fakt ten nasuwa przypuszczenie, że zestaw czynników określających wzory ruchliwości nie jest jednakowy dla wszystkich kategorii. Wzory ruchliwości charakterystyczne dla kategorii rolniczych wydają się określone przez to, że reprezentanci tych kategorii posiadają pewne atrybuty położenia społecznego, w które nie są wyposażeni reprezentanci pozostałych kategorii zawodowych. W naszym przekonaniu w grę wchodzi przede wszystkim cechy następujące: 1. specyficzny charakter gospodarstwa rolnego jako warsztatu pracy, 2. niezbywalność posiadanych zasobów, 3. socjalizacja poprzez pracę, 4. odrębność kulturowa oraz 5. izolacja geograficzna.

Specyficzny charakter gospodarstwa rolnego jako warsztatu pracy wywiera wpływ na wzory mobilności jedynie pośrednio, to znaczy poprzez modyfikację oddziaływania pozostałych wymienionych czynników. Niemniej jest to czynnik ważny. W gospodarstwie rolnym praca produkcyjna nie daje się całkowicie oddzielić od życia osobistego i rodzinnego. Charakter gospodarki rolnej powoduje, że w pracę zaangażowani są wszyscy członkowie rodziny. Fakt ten powoduje poczucie wspólnego celu, jakim jest skoncentrowanie aktywności na funkcjonowaniu gospodarstwa rolnego (Bertrand i Wierzbicki 1970: 259). Wytwarza to przywiązanie do warsztatu pracy, które jest dodatkowo wzmacniane przez postrzeganie analogicznych postaw u innych członków rodziny. Kwestię zapewnienia ciągłości funkcjonowania gospodarstwa rolnego uznaje się za pierwszorzędną, co

kształtuje decyzje dotyczące ewentualnej zmiany zawodu przez poszczególnych członków rodziny.

Ważną cechą położenia społecznego farmerów jest niezbywalny charakter posiadanych zasobów. Mówiąc o zasobach (*resources*) mamy na myśli cechy położenia społecznego, które określają dostęp do społecznie ważnych dóbr, wyznaczających miejsce jednostek w systemie nierówności. Podstawowe zasoby w przypadku farmerów stanowią środki produkcji (ziemia, zabudowania, maszyny, inwentarz) oraz posiadane przez nich kwalifikacje. Nie są one bezpośrednio wymienne na inne zasoby, którymi dysponują przedstawiciele innych grup zawodowych (wykształcenie, stanowisko w organizacji pracy, korzystne układy personalne i inne). Niezbywalność zasobów stanowi dla farmerów istotną barierę mobilności. Posiadanie środków produkcji ogranicza zakres możliwości zawodowych wyłącznie do pozycji nisko lokujących się w systemie nierówności. Z kolei kwalifikacje posiadane przez farmerów nie mają charakteru uniwersalnego, lecz wybitnie partykularny. Użyteczność tych kwalifikacji ogranicza się jedynie do zawodów rolniczych, natomiast jako czynnik dostępu do innych pozycji zawodowych ich przydatność jest niska.

Szczególny charakter gospodarstwa rolnego jako warsztatu pracy polega również na tym, iż pełni ono jednocześnie funkcje instytucji socjalizującej. Własność ta w niewielkim stopniu występuje w sytuacjach, gdy rodzice posiadają innego typu środki produkcji. W gospodarce rolnej dzieci są włączane do pracy produkcyjnej już od najmłodszych lat. Socjalizacja poprzez pracę odgrywa tu, w porównaniu z innymi środowiskami zawodowymi, szczególnie ważną rolę. W efekcie postawy wobec pracy zostają zdominowane przez przywiązanie do gospodarstwa rolnego oraz do pracy na roli (kontakt z przyrodą, swoboda organizowania pracy, brak instytucjonalnego podporządkowania). Równocześnie w procesie socjalizacji ograniczona jest rola szkoły. Wynika to stąd, że nauka szkolna dzieci farmerów nie wykracza na ogół poza poziom obowiązkowy, a oprócz tego wiele spośród nich uczęszcza do szkół nisko zorganizowanych. Ograniczeniu podlega więc transmisja norm uniwersalistycznych, których potencjalnym źródłem przekazu jest szkoła. Chodzi tu o normy, które uzależniają wartość jednostki od jej osobistych osiągnięć i wskazują jednocześnie, że dążenie do osiągnięć jest w społeczeństwie powszechne (Turner 1960). Jeśli więc normy te nie zostają w dostatecznym stopniu zinternalizowane, to poziom aspiracji zawodowych jest niski, co w przypadku farmerów jest czynnikiem ograniczającym ich ruchliwość w górę.



Rodziny farmerskie cechują specyficzne wartości i wzory zachowań. Wyznacza to ich odrębność kulturową w stosunku do innych grup zawodowych. Wskazuje się na dwa główne czynniki, które odrębność tę ukształtowały (Bertrand i Wierzbiński 1970: 109–10). Pierwszym z nich są tradycje życia pionierskiego, które wyrobiły ufność we własne siły i poczucie niezależności. Drugim czynnikiem jest charakter pracy na farmie, prowadzący do dużej zwartości rodziny farmerskiej oraz do patriarchalnego układu stosunków wewnątrz rodziny. Silna odrębność kulturowa jest czynnikiem przeciwdziałającym zmianom pozycji społecznej, ponieważ zmiany takie prowadzą do zerwania więzi z własną grupą społeczną, co jest sprzeczne z potrzebami asymilacji i integracji, szczególnie silnie odczuwanymi przez członków zbiorowości tradycyjnych.

Izolacja geograficzna rodzin farmerskich wynika z rozproszonego charakteru osadnictwa, co wiąże się z niską gęstością zaludnienia na terenach rolniczych. Izolacja geograficzna w dwojaki sposób wpływa na wzory ruchliwości. Przejście do nierolniczych grup zawodowych wymaga jednoczesnej zmiany miejsca zamieszkania. Ruchliwość zawodowa wiąże się więc ściśle z ruchliwością przestrzenną, co wprowadza dodatkowe bariery przeciwdziałające zmianom pozycji społecznej. Drugą konsekwencją izolacji geograficznej jest to, że reprezentanci kategorii rolniczych w mniejszym stopniu internalizują dominujące w społeczeństwie wzory osiągnięć. Ich grupy odniesienia są bowiem homogeniczne pod względem zawodowym. W ten sposób wiele spośród społecznie funkcjonujących kanałów awansu oraz wzorów karier nie zostaje w ogóle dostrzeżonych.

Wymienione czynniki oddziałują na wzory ruchliwości pomiędzy kategoriami rolniczymi a nierolniczymi w postaci syndromu. Są one bowiem ze sobą wzajemnie powiązane, przez co można je traktować jako różne aspekty wspólnego mechanizmu. Jest to pewien układ, który nie sprzyja zarówno odpływowi z kategorii rolniczych, jak i napływowi do tych kategorii.

### 3.6. WYMIAR ZRÓŻNICOWANIA KATEGORII NIEROLNICZYCH

Analiza wzorów ruchliwości za pomocą zaproponowanych w tym rozdziale metod pozwoliła na stwierdzenie, że zróżnicowanie kategorii nierolniczych jest dość ściśle dopasowane do jednego wymiaru. Został on wyodrębniony, jako niezależny w stosunku do omówionych różnic we wzorach mobilności, pomiędzy kategoriami nierolniczymi a rolniczy-

mi. Taka perspektywa umożliwi analizę wzorów mobilności w obrębie samych kategorii nierolniczych niejako w czystej postaci, to znaczy z wyłączeniem oddziaływania specyficznego charakteru wzorów mobilności rolników.

Podstawą interpretacji tego wymiaru będzie analiza danych z macierzy międzypokoleniowej ruchliwości Blau'a i Duncana. Posłużymy się tu rezultatami otrzymanymi dla tabeli z wyłączonymi kategoriami rolniczymi, co umożliwia bezpośrednią identyfikację rozważanego wymiaru. Rezultaty te zostały przedstawione w tabeli 3.2, oddzielnie dla ojców i synów. Różnice między tymi dwoma wynikami omówimy w pierwszej kolejności.

Wartości skalowe dla ojców i synów charakteryzują dwa różne aspekty procesu strukturalizacji. Punktacje przypisane kategoriom ojców informują o mocy alokacyjnej tych kategorii, czyli określają, do jakich pozycji dochodzą przeciętnie ich synowie. Według tego kryterium kategorie dzielą się na kilka warstw. Warstwy takie stanowią: robotnicy niewykwalifikowani, pozostali robotnicy i pracownicy usług, pracownicy umysłowi o najniższych kwalifikacjach (tj. pracownicy biurów i sprzedawcy), specjaliści i właściciele, wolne zawody.

Dystanse między tymi warstwami nie są jednakowe. Największy dystans zaznacza się pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi. Świadczy to, że w tym miejscu występuje największa różnica w wymiarze mocy alokacyjnej. Rezultat ten wymaga interpretacji. Można by bowiem sądzić, że podstawowym wymiarem kształtującym wzory alokacji są różnice w zasobach materialnych. W myśl tej interpretacji, wyższa pozycja materialna ojca umożliwiałaby kształcenie dzieci w lepszych szkołach oraz pozwalałaby na spełnienie innych wymogów warunkujących dostęp do wyższych pozycji zawodowych. Okazuje się jednak, że pod względem położenia materialnego (mierzonego wielkością dochodu) kategorie pracowników fizycznych i umysłowych nie są rozłączne, lecz zazębiają się (Blau i Duncan 1967: 27). Tymczasem pod względem mocy alokacyjnej kategorie te dzieli wyraźny dystans – najniższa kategoria pracowników umysłowych lokuje się zdecydowanie wyżej od najwyższej kategorii robotniczej.

Wyjaśniając zaobserwowane zjawisko należy więc odwołać się do innego typu czynników. Naszym zdaniem, decydującą rolę odgrywać tu może zróżnicowanie kulturowe. Wiąże się ono bowiem z odmiennością systemów wartości oraz ekskluzywnością kontaktów społecznych (Lauermann i Guttman 1966), które to czynniki wpływają na aspiracje zawodowe.

Aspiracje te ukierunkowują z kolei działania jednostek na osiągnięcie określonych pozycji zawodowych, co znajduje odzwierciedlenie we wzorach alokacji. Różnicowanie kulturowe wywiera więc pośredni wpływ na rozważany aspekt mobilności. W tej sytuacji pozostaje do ustalenia, o ile kategorie zawodowe są między sobą kulturowo zróżnicowane oraz pomiędzy którymi kategoriami dystanse kulturowe są największe. Dobrych danych w tym zakresie dostarczają badania prowadzone w Stanach Zjednoczonych w latach 1953–1965 (Glenn i Alston 1968). Odpowiedzi na pytania dotyczące szerokiego zakresu postaw, przekonań i wartości posłużyły do utworzenia syntetycznej skali dystansu kulturowego. Wykorzystując tę skalę stwierdzono, że zdecydowanie największa różnica istnieje pomiędzy pracownikami umysłowymi a fizycznymi. Jest to zbieżne z otrzymanym przez nas rezultatem. Okazuje się również, że druga co do wielkości bariera na skali Glenna i Alstona wystąpiła pomiędzy wolnymi zawodami a pozostałymi kategoriami pracowników umysłowych. Wynik ten stanowi dodatkowe potwierdzenie słuszności interpretacji różnicowania mocy alokacyjnej w terminach odrębności kulturowych, ponieważ analogiczny dystans zarysował się pomiędzy wartościami skalowymi przypisanymi kategoriom ojców.

Jeden z mechanizmów oddziaływania czynników kulturowych na wzory alokacji opiera się na nierównej akceptacji zasad uniwersalizmu. Zjawisko to jest udokumentowane empirycznie (Stephenson 1957; Della Fave 1974). Wśród reprezentantów warstw wyższych w znacznie większym stopniu występuje orientacja na osiągnięcia, struktura społeczna jest postrzegana jako otwarta, a miejsce w systemie nierówności jako zależne od wysiłków jednostki. Czynniki te kształtują aspiracje zawodowe na wyraźnie wyższym poziomie niż w przypadku kategorii społecznych, które akceptują zasady uniwersalizmu w znacznie mniejszym stopniu.

Czynniki kulturowe w znacznym zakresie wyjaśniają obserwowane różnice we wzorach odpływu. Warto więc rozważyć, czy te czynniki również mogą wyjaśnić drugi z aspektów procesu strukturalizacji, wyznaczony przez wzory napływu do poszczególnych kategorii zawodowych. Wzory napływu znajdują odzwierciedlenie w wartościach skalowych przypisanych kategoriom synów (tab. 3.2), które to wartości informują, z jakich pozycji wywodzą się przeciętnie osoby dochodzące do poszczególnych kategorii zawodowych. Na otrzymanej w ten sposób skali największy dystans istnieje pomiędzy wolnymi zawodami a trzema następnymi — w kolejności — kategoriami pracowników umysłowych; drobni właścici-

ciele lokują się na poziomie sprzedawców, zaś urzędnicy zajmują pozycje pośrednią pomiędzy pracownikami umysłowymi a fizycznymi. Wśród robotników odrębną warstwę stanowią robotnicy niewykwalifikowani, którzy sytuują się najniżej na omawianej skali.

Najbardziej znamioną cechą rozważanego aspektu strukturalizacji, w porównaniu z wzorami odpływu, jest zatarcie się bariery pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi. Aczkolwiek każda z kategorii pracowników umysłowych nadal lokuje się wyżej od dowolnej z kategorii pracowników fizycznych, to jednak dystans pomiędzy tymi dwoma segmentami struktury zawodowej jest wyraźnie mniejszy. Jest to konsekwencją stosunkowo niskiej pozycji urzędników. Wartość skalowa otrzymana dla tej kategorii świadczy więc o tym, że jej reprezentanci wywodzą się z kategorii o stosunkowo niskiej mocy alokacyjnej, to znaczy głównie z kategorii robotniczych. Do identycznego wniosku skłania porównanie rozkładów napływu do urzędników i do pozostałych kategorii zawodowych (Blau i Duncan 1967: 39). Interpretacja tego zjawiska wymaga w naszym przekonaniu wyjaśnienia, dlaczego robotnicy napływają częściej do kategorii urzędników niż do kategorii sprzedawców, mimo iż obie grupy zawodowe pod pewnymi względami zajmują podobną pozycję w systemie nierówności (np. pod względem mocy alokacyjnej, co sygnalizowaliśmy wyżej).

Odmiennosc wzorów rekrutacji do obu kategorii wydaje się związana z odmiennością cech pracy w zawodach do nich zaliczanych, co określa charakter predyspozycji wymaganych od kandydatów. Praca w zawodach urzędniczych ma charakter wysoce zrutynizowany, wymaga przestrzegania reżimu czasowego oraz ścisłego wykonywania poleceń. Socjalizacja synów robotników w dużym stopniu przygotowuje ich do pracy fabrycznej (Bowles i Gintis 1976), która to praca charakteryzuje się podobnymi wymogami. Zarówno więc posiadane przez synów robotników predyspozycje, jak i fakt, że praca urzędnicza nie wymaga wysokich kwalifikacji, powodują, iż robotnicy przechodząc do najniższej kategorii pracowników umysłowych nie napotykają barier.

Inna sytuacja ma miejsce w przypadku napływu do kategorii sprzedawców. Praca sprzedawców jest w niskim stopniu zrutynizowana, wymaga przedsiębiorczości, inicjatywy, elastycznego reagowania w różnych sytuacjach. Predyspozycje do takiej pracy mają w większym stopniu osoby wywodzące się z klas średnich, a zwłaszcza z rodzin drobnych przedsiębiorców, kupców, agentów. Znajduje to odzwierciedlenie w przedstawi-

nej przez Blau'a i Duncana macierzy napływu (1967: 39). Obserwowana rekrutacja do tej kategorii stosunkowo często ma miejsce spośród drobnych właścicieli, specjalistów marketingu i sprzedawców, natomiast rekrutacja z kategorii robotniczych ma wyraźnie mniejsze znaczenie.

Drugą własnością omawianego aspektu strukturalizacji są stosunkowo duże dystanse pomiędzy kategoriami w górnej części skali (tab. 3.2). Odębność wolnych zawodów od pozostałych pracowników umysłowych można tłumaczyć ich profesjonalizacją. Celem profesjonalizacji jest monopolizacja wiedzy, kwalifikacji i kompetencji. Pozwala to na kontrolę rynku pracy i ograniczenie dostępu do zawodów wchodzących w skład tej kategorii (Larson-Sarafatti 1977). Jest to wyrazem dążenia reprezentatów wolnych zawodów do zapewnienia sobie uprzywilejowania na rynku pracy. Wejście do tych kategorii jest ograniczone przez wiele praktyk ustalonych przez organizacje profesjonalne. Chodzi tu zwłaszcza o stałe podnoszenie wymogów w zakresie formalnego wykształcenia oraz o konieczność odbycia określonej praktyki instytucjonalnej (Hall 1969: 92). W ten sposób proces socjalizacji zawodowej ma charakter specyficzny i długotrwały. Uzyskanie statusu *profession* wymaga więc poniesienia przez jednostkę znacznie większych nakładów niż w przypadku wejścia do innych kategorii, czego wyrazem jest znaczna odległość wolnych zawodów od pozostałych pracowników umysłowych na skali charakteryzującej wzory napływu.

Zwróćmy jeszcze uwagę na dość spory dystans dzielący kategorie specjalistów, dyrektorów i wielkich właścicieli (tj. trzy następne kategorie po wolnych zawodach) od drobnych właścicieli i sprzedawców. Bariera między tymi warstwami może być, jak sądzimy, wyznaczona w dużej mierze przez dwa czynniki. Z jednej strony są to wysokie wymogi kwalifikacyjne w zawodach należących do wyższej z wymienionych warstw. Z drugiej zaś strony w grę mogą wchodzić wymagania co do posiadania przez kandydatów pewnych cech i postaw charakterystycznych dla klas wyższych, takich jak: ogólna kultura, ogląda towarzyska, dobre maniery, poprawny sposób wysławiania się. Cechy te stanowią ważny element ról zawodowych, wykonywanych przez reprezentatów tej kategorii, co w pewnym stopniu ogranicza jej bazę rekrutacyjną do kandydatów wywodzących się z warstw wyższych.

Przedstawiona interpretacja wskazuje, że wzory napływu wyznaczone są w znacznej mierze przez inne czynniki niż wzory odpływu. Rekrutacja do poszczególnych kategorii zawodowych jest w niewielkim stopniu determinowana przez zróżnicowanie kulturowe, natomiast podstawową rolę odgrywają cechy pracy, określające wymogi wejścia do poszczególnych za-

wodów. Odmienność mechanizmów strukturalizacji powoduje również, że kształt uwarstwienia kategorii zawodowych, rozpatrywanych ze względu na odpływ i napływ, jest w znacznym stopniu różny.

Nie oznacza to jednak, że kształt zróżnicowania kategorii w obu wymiarach jest całkowicie odmienny. Zarówno bowiem ogólny porządek, jak i miejsce określonych segmentów struktury zawodowej są zbliżone. Na obu skalach wszystkie kategorie pracowników fizycznych lokują się niżej od dowolnej kategorii pracowników umysłowych, robotnicy niewykwalifikowani zajmują pozycję najniższą, wolne zawody zaś znajdują się zdecydowanie na szczycie hierarchii. Zarówno wzory napływu, jak i odpływu odzwierciedlają więc również pewne wspólne cechy procesu strukturalizacji. Inaczej mówiąc, pewne własności uwarstwienia kategorii zawodowych mają niejako pierwotny charakter w stosunku do dokonującej się ruchliwości, w związku z czym ujawniają się zarówno we wzorach odpływu, jak i napływu.

### 3.7. PODSUMOWANIE

W rozdziale tym zaproponowaliśmy dwie metody identyfikacji podstawowych wymiarów ruchliwości zawodowej oparte na analizie kanonicznej. Potrzeba zastosowania takich metod wynikała z dokonanej analizy przepływów w klasycznej tabeli ruchliwości międzypokoleniowej Blau'a i Duncana. Okazało się, że pod względem ruchliwości kategorie rolnicze (farmery i robotnicy rolni) charakteryzują się znaczną odrębnością w stosunku do pozostałych kategorii zawodowych. Nasunęło to przypuszczenie, że mamy do czynienia z dwoma różnymi wymiarami wyznaczającymi strukturę ruchliwości – jednym, określającym odrębność kategorii rolniczych od nierolniczych, oraz drugim, odzwierciedlającym zróżnicowanie wzorów mobilności wyłącznie w ramach kategorii nierolniczych. Zaproponowane przez nas metody umożliwiają rozróżnienie tych dwóch wymiarów. Wykazaliśmy, że takie podejście dość trafnie odtwarza strukturę ruchliwości w macierzy Blau'a i Duncana. Dodatkowo przeprowadzone porównanie pokazało, że otrzymany rezultat jest odzwierciedleniem ogólniejszej prawidłowości, charakterystycznej dla ruchliwości dokonującej się w Stanach Zjednoczonych. Jednocześnie przedstawiliśmy próbę interpretacji otrzymanych wymiarów. Wskazaliśmy na cechy położenia społecznego rolników, wyznaczające specyfikę ich wzorów ruchliwości. Natomiast zróżnicowanie kategorii nierolniczych odzwierciedla, jak uznaliśmy, pewne pierwotne cechy

<http://rcin.org.pl>

uwarstwienia społecznego, ujawniające się zarówno we wzorach odpływu, jak i napływu, aczkolwiek mechanizmy alokacji i dostępu do pozycji zawodowych są różne.

Przyjęta perspektywa pozwoliła na pokazanie, że dotychczasowe próby identyfikacji wymiarów struktury ruchliwości szły w niewłaściwym kierunku. Starano się bowiem wyodrębnić jeden wymiar, który posiadałby walor uniwersalnej osi społecznej strukturalizacji. Ze sposobu postępowania wielu badaczy wynika, że z góry przyjmowali oni założenie o istnieniu uniwersalnego wymiaru statusu, a rezultaty analiz nad strukturą ruchliwości starali się wykorzystać jako dodatkowy argument na rzecz słuszności tej hipotezy. Należy zaznaczyć, że uzyskane przez nas wyniki nie powinny być traktowane jako kontrargument. Pokazują natomiast, że wymiar, który dotychczas traktowano jako podstawowy, jest w rzeczywistości złożeniem dwóch różnych aspektów ruchliwości: jednego, określonego przez opozycję kategorii rolniczych do nierolniczych, oraz drugiego, odzwierciedlającego wzory ruchliwości w ramach kategorii nierolniczych. W efekcie w ramach wymiaru, który dotychczas traktowano jako podstawowy, nie daje się dobrze wyjaśnić położenia kategorii farmerów, przez co wymiar ten nie może być interpretowany jako status. Poszukiwanie takiej interpretacji jest, naszym zdaniem, zasadne jedynie po uprzednim wyłączeniu efektu odrębności kategorii rolniczych.

W dalszych analizach będziemy starali się ustalić, czy w innym krajach kategorie rolnicze również charakteryzują się specyficznymi wzorami ruchliwości. Powrócimy także do zasygnalizowanego tu problemu interpretacji wymiaru, który określa wzory mobilności kategorii nierolniczych. Między innymi spróbujemy rozstrzygnąć, czy może on być interpretowany jako wymiar statusu.

## Rozdział 4

### ANALIZA PORÓWNAWCZA WZORÓW MOBILNOŚCI W WYBRANYCH KRAJACH

#### 4.1. WSTĘP

Wyniki badań nad ruchliwością zawodową w różnych krajach były wielokrotnie przedmiotem porównań. Stosowano przy tym różne strategie, wśród których można wyróżnić dwa przeciwstawne typy. Z jednej strony porównywano ze sobą co najwyżej kilka wybranych krajów, starając się ustalić podobieństwa i różnice między nimi ze względu na różne aspekty ruchliwości (np. Broom i Jones 1969; Tominaga 1978; Andorka i Zagórski 1980; Pöntinen 1983). Podejście takie umożliwia szczegółowe scharakteryzowanie mobilności w porównywanych społeczeństwach i wyjaśnienie stwierdzonych różnic i podobieństw za pomocą wspólnych i dystynktywnych cech tych społeczeństw. Z drugiej strony wyodrębniano pewne ogólne cechy mobilności, jak na przykład stopień otwartości społeczeństwa mierzony proporcją osób ruchliwych, i starano się ustalić ich związek z innymi makrosocjalnymi cechami poszczególnych krajów, jak dochód naródowy na jednego mieszkańca czy stopień urbanizacji (Miller 1960; Cutright 1968; Hazelrigg i Garnier 1976; Tyree i inni 1979). Dążono w ten sposób do uchwycenia prawidłowości wspólnych dla stosunkowo dużej liczby krajów, aczkolwiek ustalenia formułowane na podstawie rezultatów tych analiz dotyczą, ze względu na brak dostatecznie precyzyjnych danych, jedynie najbardziej ogólnych charakterystyk mobilności.

Analizy prezentowane w tym rozdziale mają niejako pośredni charakter w stosunku do wymienionych wyżej typów. Naszym celem jest identyfikacja dominujących wzorów ruchliwości w wybranych krajach. Począwszy od pracy Sorokina (1959 [1927]), w literaturze poświęconej temu zagadnieniu panuje przekonanie, że ruchliwość społeczna w różnych krajach ma wiele podstawowych cech wspólnych (Bendix i Lipset 1959; Treiman 1970). Do-



tyczy to również kwestii dominujących wzorów ruchliwości. Otrzymane w tym zakresie rezultaty mają jednak ograniczony zasięg, ponieważ dotyczą wyłącznie kilku wybranych krajów należących do grupy anglosaskiej (Duncan-Jones 1972; Featherman i inni 1978). W naszej analizie uwzględnimy dane z większej liczby krajów, zróżnicowanych pod względem politycznym, ekonomicznym i kulturowym.

Za punkt wyjścia przyjmiemy ustalenia dokonane w poprzednim rozdziale na podstawie analizy macierzy międzypokoleniowej ruchliwości w Stanach Zjednoczonych. Stwierdziliśmy w tym przypadku istnienie dwóch odrębnych osi społecznej strukturalizacji – jednej, określonej przez odrębność kategorii rolniczych od nierolniczych, oraz drugiej, odzwierciedlającej zróżnicowanie wzorów mobilności wyłącznie w ramach kategorii nierolniczych. Obecnie postaramy się ustalić, czy i o ile opisana struktura ruchliwości reprodukuje się w innych krajach. Będziemy również próbowali rozstrzygnąć, w jakim stopniu miejsce odpowiadających sobie kategorii zawodowych w systemie stosunków wyznaczonych przez wzory ruchliwości jest podobne, a o ile pozycje pewnych kategorii mają charakter specyficzny, właściwy jedynie dla danego kraju.

Należy wyraźnie zaznaczyć, że głównym celem jest ujawnienie pewnych prawidłowości, nie zaś ich wyjaśnienie. Wyniki naszych analiz mają bowiem służyć pokazaniu pewnych zjawisk, z których dotychczas w niewielkim stopniu zdawano sobie sprawę. Chcemy postawić pewne problemy, które mogą być rozstrzygnięte w dalszych opracowaniach, nastawionych w większym stopniu na wniknięcie w mechanizmy generowania wzorów ruchliwości w poszczególnych krajach.

Przedstawimy wpiery schemat analizy zastosowany w tym rozdziale. Następnie omówimy według tego schematu strukturę wzorów mobilności w każdym z rozpatrywanych krajów. Na koniec zestawimy wyniki analiz w celu rozstrzygnięcia kwestii, w jakim stopniu można mówić o podobieństwie dominujących wzorów mobilności w różnych krajach.

#### 4.2. UWAGI METODOLOGICZNE I SCHEMAT ANALIZY

W naszej analizie wykorzystamy macierze ruchliwości międzypokoleniowej z dziewięciu krajów: Anglii, Australii, Filipin, Francji, Izraela, Republiki Federalnej Niemiec, Stanów Zjednoczonych, Szwecji i Węgier. Wybraliśmy te kraje dlatego, że tylko dla nich są dostępne dane, odpowied-

nie dla celów naszej analizy. Dane takie muszą spełniać trzy podstawowe kryteria. Po pierwsze, muszą pochodzić z reprezentacyjnych prób ogólnonarodowych. Daje to gwarancję, że obejmą w ten sposób całość zróżnicowania zawodowego w danym społeczeństwie. Po drugie, liczba wyróżnionych kategorii zawodowych musi być dostatecznie duża. Specyfika naszej metody polega bowiem na identyfikacji dystansów między kategoriami, stąd przy ich niewielkiej liczbie otrzymany obraz jest zbyt uproszczony. Z naszych doświadczeń wynika, że kategorii tych nie powinno być mniej niż 8–10. Po trzecie, wystarczająco duża musi być liczebność próby. Próby o zbyt małych liczebnościach nie dają bowiem stabilnych oszacowań rozkładów odpływu i napływu dla poszczególnych kategorii w tabeli ruchliwości. Jest to ważny wymóg, ponieważ w naszej metodzie rozkłady te są podstawą wyznaczania miejsca każdej kategorii zawodowej w układzie określonym przez wzory mobilności.

Osobną uwagę należy poświęcić kwestii porównywalności danych, które będą przedmiotem naszych rozważań. Jest to problem towarzyszący wszelkim międzykrajowym badaniom porównawczym. Wykorzystywane tutaj dane poddajemy analizie wtórnej, toteż poza naszą kontrolą pozostaje sposób ich zbierania i opracowywania. Z faktem tym wiąże się szereg ograniczeń, w tym brak możliwości zastosowania jednolitej klasyfikacji zawodów. Porównywalność klasyfikacji jest tutaj sprawą o kluczowym znaczeniu, ponieważ dopiero operowanie w ramach jednolitych kategorii zawodowych stwarza możliwość ustalenia pewnych prawidłowości. Ponieważ wykorzystywane przez nas macierze mobilności nie były opracowywane z myślą o badaniach porównawczych, stosowano w nich różne schematy klasyfikacji. Oznacza to zarówno, że wyodrębniano niejednakową liczbę kategorii zawodowych, jak też to, że zakresy kategorii w poszczególnych klasyfikacjach zachodzą na siebie, czyli wyróżniano kategorie o niejednakowym składzie zawodowym. Niejednorodność klasyfikacji wynika częściowo z dążenia badaczy do zapewnienia trafnego odwzorowania w kategoriach zawodowych najistotniejszych podziałów społecznych w poszczególnych krajach. Realizacja postulatu trafności utrudnia jednak porównywalność danych.

W naszej analizie posłużymy się strategią, która w pewnym stopniu pozwoli na złagodzenie sprzeczności w tym zakresie. Będziemy w tym celu operować kategoriami zagregowanymi na wyższym szczeblu, co do których można założyć, że są funkcjonalnie ekwiwalentne w różnych krajach.

O ile bowiem porównywanie kategorii na niższym szczeblu agregacji nie jest uprawnione, ponieważ ich skład zawodowy w różnych krajach jest odmienny (np. „urzędnicy” w Stanach Zjednoczonych <clerks> i w RFN <Angestellte>), zatem zabieg agregacji wyznacza odpowiadające sobie kategorie w społecznym podziale pracy. W obu wymienionych krajach byłoby to na przykład pracownicy umysłowi o niższych kwalifikacjach. Należy zaznaczyć, że zabieg agregacji będziemy stosować na etapie interpretacji wyników, natomiast obliczenia będą w zasadzie prowadzone na macierzach opartych na oryginalnych klasyfikacjach zastosowanych przez poszczególnych autorów.

Identyfikacja podstawowych osi ruchliwości dla każdego z krajów zostanie przeprowadzona według jednolitego schematu, co ułatwi dokonanie porównań. W pierwszej kolejności określimy stopień otwartości struktury społecznej w danym kraju poprzez porównanie rzeczywistej mobilności z modelem równych szans. Następnie podejmiemy problem specyficznego miejsca kategorii rolniczych w układzie stosunków wyznaczonych przez wzory ruchliwości. Na to zjawisko zwróciliśmy uwagę w poprzednim rozdziale, gdzie wykazaliśmy, że jest to jeden z podstawowych wyznaczników mobilności w Stanach Zjednoczonych. Analogiczny rezultat uzyskano również dla Anglii i Australii (Duncan-Jones 1972; Hope 1972b; Macdonald 1972). Nasuwa to przypuszczenie, że odrębność wzorów ruchliwości właściwych kategoriom rolniczym ma charakter bardziej uniwersalny. Dlatego też zagadnienie to przeanalizujemy dla każdego z rozważanych krajów. Kwestią poruszaną w dalszej kolejności będzie charakter wzorów ruchliwości pomiędzy kategoriami nierolniczymi. Jak pamiętamy, w dotychczasowych ujęciach tego problemu wskazywano, iż szanse ruchliwości są w decydującym stopniu wyznaczone przez miejsce kategorii w wymiarze ogólnie rozumianego statusu. Dla każdego z analizowanych krajów postaramy się określić, o ile wymiar ten może być interpretowany jako status oraz jakie jest jego względne znaczenie w stosunku do wymiaru różnicującego kategorie na rolnicze i nierolnicze.

Postaramy się również w przypadku każdego z krajów ustalić, czy istnieją takie kategorie zawodowe, których miejsce w układzie wyznaczonym przez wzory mobilności nie jest dobrze wyjaśniane przez oba zdefiniowane wyżej wymiary. Rezultat taki świadczyłby o potrzebie wyodrębnienia dodatkowego wymiaru, który wyjaśniałby specyficzne położenie tych kategorii.

## 4.3. STRUKTURA MOBILNOŚCI W POSZCZEGÓLNYCH KRAJACH

Poniżej przedstawiamy wyniki w zakresie identyfikacji podstawowych wymiarów ruchliwości otrzymane dla poszczególnych krajów metodą kanonicznej dekompozycji. Z prezentacji wyłączymy przypadek Stanów Zjednoczonych, który szczegółowo omówiliśmy w rozdziale 3.

## 4.3.1. ANGLIA

Przedmiotem naszej analizy będzie macierz mobilności międzypokoleniowej mężczyzn opracowana na podstawie wyników badania przeprowadzonego w 1972 r. w Anglii i Walii. Próba objęła 10 309 osób w wieku 20–64 lata. W analizie wykorzystamy macierz w postaci przedstawionej przez Eriksona i innych (1979), w której wyodrębniono 9 kategorii zawodowych. Zawody pogrupowano według kryterium pozycji społecznej i charakteru pracy. Wyróżniono trzy kategorie pracowników umysłowych,

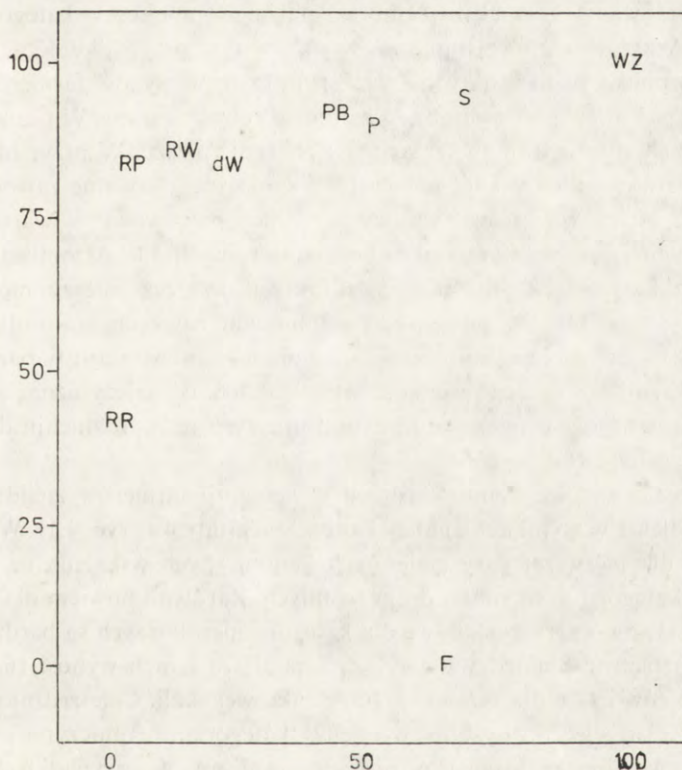
Tabela 4.1

Niestandardyzowane wagi kanoniczne dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych oraz pierwsza i druga korelacja kanoniczna. Pełna macierz mobilności oraz macierz z wyłączonymi kategoriami rolniczymi  
Anglia 1972

Kategoria zawodowa	Pełna macierz mobilności		Macierz bez kategorii rolniczych	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Wolne zawody, dyrektorzy, wielcy właściciele, wysocy urzędnicy państwowi	100,0	100,0	100,0	100,0
Specjaliści, kierownicy, technicy	95,8	98,7	68,1	63,7
Przedsiębiorcy	90,3	93,4	47,7	54,6
Pracownicy biurowi, pracownicy fizyczno-umysłowi	91,8	95,1	42,1	43,4
Drobni właściciele	84,6	90,0	18,8	32,1
Robotnicy wykwalifikowani, niższy personel techniczny	87,2	91,8	9,4	7,9
Robotnicy półwykwalifikowani i niewykwalifikowani	83,7	87,4	0,0	0,0
Farmerzy	0,0	0,0	—	—
Robotnicy rolni	42,2	32,9	—	—
Pierwsza korelacja kanoniczna	0,432		0,382	
Druga korelacja kanoniczna	0,378		0,165	

Źródło: Erikson i inni 1979: tabela 7. Badania oparte na reprezentatywnej próbie losowej obejmujące 10 309 osób w wieku 20–64 lata.

Rycina 4.1  
Wartości skalowe dla ojców na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej  
Anglia 1972



Źródło: Erikson i inni 1979: tabela 7.

Objaśnienia symboli: WZ – wolne zawody, dyrektorzy, wielcy właściciele, wysocy urzędnicy państwowi, S – specjaliści, kierownicy, technicy, P – przedsiębiorcy, PB – pracownicy biurowi, pracownicy fizyczno-umysłowi, dW – drobni właściciele, RW – robotnicy wykwalifikowani, niższy personel techniczny, RP – robotnicy półwykwalifikowani i niewykwalifikowani, F – farmerzy, RR – robotnicy rolni

dwie właściciele, dwie robotników oraz dwie kategorie rolnicze. Pełny zestaw kategorii przedstawiamy w tabeli 4.1.

Charakterystykę wzorów ruchliwości rozpoczniemy od przedstawienia wyników analizy danych w tabeli przepływów (tabeli tej nie prezentujemy). Porównaliśmy wielkości rzeczywistych przepływów z wielkościami wynikającymi z modelu równych szans. Posłużyliśmy się w tym celu, wprowadzo-

nym w paragrafie 2.2.7, indeksem nierówności szans  $q_{ij}$ . Wartości tego indeksu dla pól leżących na przekątnej głównej mogą być traktowane jako miary samorekrutacji w poszczególnych kategoriach zawodowych.

Zdecydowanie największa samorekrutacja ma miejsce w kategorii farmerów. Wartość współczynnika  $q_{ij}$  wynosi w tym przypadku 13,4, co odpowiada ponad piętnastokrotnie większym szansom synów farmerów zostania farmerami, niż wynikałoby to z modelu równych szans. W pozostałych kategoriach stopień samorekrutacji jest znacznie niższy. W przypadku kategorii najwyżej ułokowanej w hierarchii społecznej – wolne zawody, dyrektorzy, wielcy właściciele, wysocy urzędnicy państwowi – wartość indeksu wynosi 5,4, dla kategorii robotników rolnych 5,0, natomiast w pozostałych kategoriach stopień samorekrutacji jest już bliższy modelowi równych szans. Ogólne odstępstwo od modelu równych szans dla całej macierzy mobilności można określić za pomocą omówionego w paragrafie 2.2.7 wskaźnika  $\chi^2/n$ . Jego wielkość wynosi 0,406, co należy uznać za wartość przeciętną dla macierzy mobilności opartych na wyróżnieniu dziewięciu kategorii zawodowych.

Zjawisko wysokiej samorekrutacji w kategorii farmerów znajduje odzwierciedlenie w wynikach analizy kancnicznej (tab. 4.1, ryc. 4.1). Wartości skalowe dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych wskazują na odrębność tej kategorii w stosunku do pozostałych. Zarówno bowiem dla ojców, jak i dla synów wartości skalowe dla kategorii nierolniczych są bardzo zbliżone. Rozpiętość pomiędzy najwyższą i najniższą z nich wynosi 16,3 punkta dla ojców i 12,6 dla synów na 100-punktowej skali. Całe zróżnicowanie sprowadza się więc do dystansów między kategoriami rolniczymi i nierolniczymi. Analogiczne zjawisko zaobserwowaliśmy w przypadku Stanów Zjednoczonych, aczkolwiek w przypadku danych angielskich wystąpiło ono znacznie wyraźniej (por. ryc. 3.2 i 4.1).

Dominująca rola dystansu pomiędzy kategoriami rolniczymi i nierolniczymi powoduje, że obraz zróżnicowania w obrębie kategorii nierolniczych nie zostaje ujawniony przez pierwszy wymiar kanoniczny<sup>1</sup>. Zachodzi więc

<sup>1</sup> Uzyskany wynik nie powinien być traktowany jako mankament stosowanej metody, co sugerują niektórzy autorzy (Hope 1972b). Problem ten omówiliśmy szczegółowo w podrozdziale 2.5. Warto nadmienić, że analiza tej samej macierzy techniką skalowania wielowymiarowego daje analogiczne rezultaty w przypadku wzorów napływu. Na otrzymanym przez nas wykresie punkty reprezentujące kategorie nierolnicze zgrupowały się bardzo blisko siebie, natomiast punkty odpowiadające farmerom i robotnikom rolnym znalazły się od nich w znacznej odległości.

koniczność identyfikacji dalszych wymiarów ruchliwości. Można się w tym celu posłużyć technikami przedstawionymi w rozdziałach 2 i 3 – analizą drugiego wymiaru kanonicznego (po przeprowadzeniu rotacji) lub analizą kanoniczną macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi. W przypadku danych angielskich obie techniki dają analogiczne rezultaty. Uzyskane pierwszą metodą dystanse między kategoriami nierolniczymi (które mogą być odczytane z ryc. 4.1) są bardzo zbliżone do dystansów otrzymanych drugą metodą (tab. 4.1, kol. 3–4). Zarówno dla ojców, jak i dla synów największy dystans zarysowuje się pomiędzy kategorią obejmującą wolne zawody, dyrektorów, wielkich właścicieli i wysokich urzędników państwowych a pozostałymi pracownikami umysłowymi. Wyraźny dystans występuje również między pracownikami umysłowymi a kategoriami robotniczymi. Warto też zwrócić uwagę na stosunkowo zbliżoną pozycję robotników wykwalifikowanych i niewykwalifikowanych.

Rozpatrywana w kategoriach wzorów ruchliwości struktura społeczna w Anglii składa się więc niejako z czterech podstawowych segmentów. Są to rolnicy, robotnicy, obejmująca właścicieli i pracowników umysłowych klasa średnia oraz elita zawodowa. Na uzyskane rezultaty można spojrzeć z punktu widzenia pojawiających się od wielu lat teorii „nowych” klas, których ambicją jest scharakteryzowanie przemian systemu nierówności w społeczeństwie przemysłowym. Otrzymane przez nas wyniki nie potwierdzają tezy o zburzeniu klasy robotniczej (Aron 1950; Millar 1966; Bell 1973), tezy o proletaryzacji urzędników (Mills 1965), ani też tezy o konwergencji dolnych warstw pracowników umysłowych i najwyższych pozycji robotniczych (Mallet 1975). Każda z tych tez zakłada bowiem ząbiecie się kategorii pracowników umysłowych i fizycznych, nasze zaś wyniki świadczą, że są one od siebie wyraźnie odseparowane. Przedstawione rezultaty nie dają również podstaw do twierdzenia, że w łonie klasy robotniczej krystalizują się podziały według kryterium kwalifikacji (Dahrendorf 1964). Oparty na kryterium mobilności dystans między robotnikami wykwalifikowanymi i niewykwalifikowanymi jest bowiem niewielki, biorąc pod uwagę wielkości dystansów między pozostałymi kategoriami.

Naszym zdaniem, w wynikach analizy znajdują raczej potwierdzenie ujęcia teoretyczne, za pomocą których uzasadnia się tradycyjny model struktury społecznej w Anglii. Wskazuje się na przykład na silne poczucie przynależności do klasy robotniczej, które jest przejawem obawy przed odrzuceniem i wykorzeniem z własnej klasy (Hoggart 1976) lub też przejawem solidarności klasowej (Scase 1974). Efektem może być niechęć do

przechodzenia do innych kategorii społecznych (Westergaard i Resler 1975).

Wyjaśniając z kolei barierę ruchliwości między elitą zawodową a klasą średnią można odwołać się do tezy Lockwooda (1958) dotyczącej mechanizmu rekrutacji do najwyższych pozycji. Lockwood twierdzi, że rekrutacja ta w niewielkim stopniu dokonuje się poprzez pokonywanie kolejnych szczebli kariery zawodowej. Kandydatów do objęcia tych pozycji poszukuje się bowiem bezpośrednio wśród absolwentów wyższych uczelni (Lockwood 1958: 61). Należy przy tym uwzględnić, że szkoły wyższe w Anglii mają w większości charakter elitarny, a droga do nich prowadzi przez najlepsze szkoły podstawowe i wybrane typy szkół średnich (Turner 1960; Halsey i inni 1980). Długotrwały charakter selekcji w systemie szkolnym powoduje więc, że ten kanał awansu jest dostępny dla jednostek wywodzących się z kategorii uprzywilejowanych.

Na zakończenie chcielibyśmy zwrócić uwagę na pewną specyficzną cechę ruchliwości w społeczeństwie angielskim. Struktura przepływów międzypokoleniowych w Anglii może być w znacznym stopniu odtworzona tylko na podstawie dwóch wyróżnionych przez nas wymiarów. Zróżnicowanie w pierwszym i drugim wymiarze wyjaśnia w sumie 81% obserwowanych różnic w stosunku do modelu równych szans (stosunek sumy kwadratów dwóch pierwszych korelacji kanonicznych do  $\chi^2/n$ ). Dalsze wymiary zaznaczają się bardzo słabo. Warto jedynie odnotować, że w przypadku macierzy przepływów między kategoriami nierolniczymi następny wymiar wyznacza pewną odrębność kategorii przedsiębiorców i drobnych właścicieli.

#### 4.3.2. FRANCJA

W analizie posłużymy się danymi zgromadzonymi w badaniach przeprowadzonych w 1970 r., które objęły 37 843 osoby w wieku 15–65 lat. Wykorzystana przez nas macierz mobilności (Erikson i inni 1979) została skonstruowana w identyczny sposób jak w przypadku Anglii. W szczególności stosowano ten sam schemat podziału na 9 kategorii zawodowych.

Rozbieżność obserwowanej ruchliwości w stosunku do modelu równych szans okazała się wysoka. Wartość indeksu  $\chi^2/n$  wyniosła 0,619. Rezultat ten może być wyjaśniony przez przeciętnie dość wysoką samorekrutację w poszczególnych kategoriach zawodowych. Najwyższa ma miejsce w przypadku farmerów (17,1) oraz kategorii obejmującej wolne zawody, dyrektorów, wielkich właścicieli i wysokich urzędników państwowych



7,8). Dość wysoka samorekrutacja występuje również wśród drobnych właścicieli (3,6) oraz robotników rolnych (3,1).

Charakter wzorów samorekrutacji sugeruje, że w przypadku Francji podstawowa oś strukturalizacji społecznej ma również postać opozycji pomiędzy pewną grupą kategorii a resztą. Jest to sytuacja podobna jak w Anglii, gdzie istniała zdecydowana dychotomia między kategoriami nierolniczymi a rolniczymi, co znajdowało odzwierciedlenie w znacznie wyższej samorekrutacji w tych ostatnich kategoriach. Takie przypuszczenie potwierdzają rezultaty analizy kanonicznej (tab. 4.2). Wartości wag kanonicznych podane w dwóch pierwszych kolumnach tabeli 4.2 świadczą o tym, że pierwszy wymiar kanoniczny oddziela przede wszystkim kategorie rolnicze od nierolniczych. Nie ujawnia on przez to w dostatecznym stopniu zróżnicowania pomiędzy kategoriami nierolniczymi, toteż zastosowaliśmy zabieg wyłączenia kategorii rolniczych z macierzy i analizę kanoniczną

Tabela 4.2

Niestandardyzowane wagi kanoniczne dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych oraz pierwsza i druga korelacja kanoniczna. Pełna macierz mobilności oraz macierz z wyłączonymi kategoriami rolniczymi

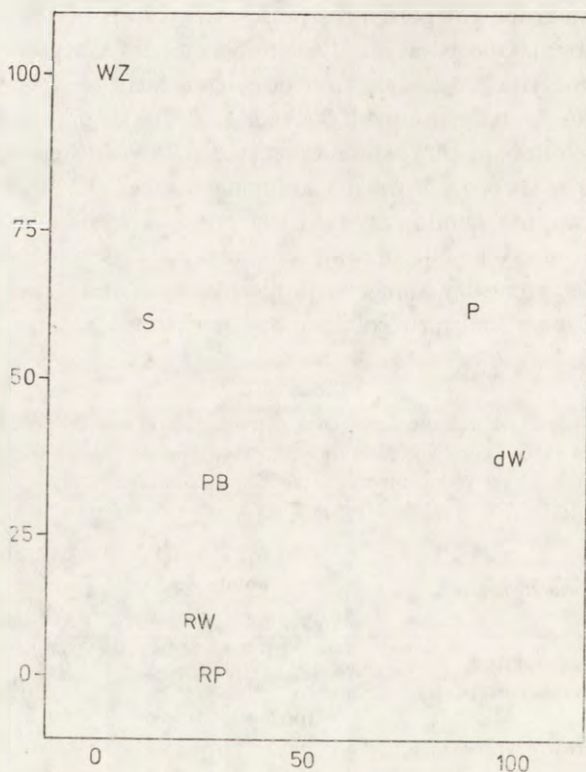
Francja 1970

Kategoria zawodowa	Pełna macierz mobilności		Macierz bez kategorii rolniczych	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Wolne zawody, dyrektorzy, wielcy właściciele, wysocy urzędnicy państwowi	100,0	100,0	100,0	100,0
Specjaliści, kierownicy, technicy	90,1	85,5	60,0	50,1
Przedsiębiorcy	86,5	79,3	62,1	56,8
Pracownicy biurówi, pracownicy fizyczno-umysłowi	77,4	74,3	33,6	26,8
Drobni właściciele	72,1	73,3	36,9	43,3
Robotnicy wykwalifikowani, niższy personel techniczny	68,5	72,3	9,7	5,2
Robotnicy półwykwalifikowani i niewykwalifikowani	60,7	57,2	0,0	0,0
Farmerzy	0,0	0,0	—	—
Robotnicy rolni	33,9	29,3	—	—
Pierwsza korelacja kanoniczna	0,539		0,424	
Druga korelacja kanoniczna	0,371		0,291	

Źródło: Erikson i inni 1979: tabela 7. Badanie oparte na reprezentatywnej próbie losowej obejmującej 37 843 osoby w wieku 15–65 lat.

Rycina 4.2

Wartości skalowe dla ojców na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej. Macierz z wyłączonymi kategoriami rolniczymi  
Francja 1970



Źródło: Erikson i inni 1979: tabela 7.

Objaśnienia symboli podano pod ryciną 4.1.

przeprowadziliśmy wyłącznie dla tabeli przepływów między kategoriami nierolniczymi. Wyniki tej analizy prezentujemy w trzeciej i czwartej kolumnie tabeli 4.2 oraz graficznie na rycinie 4.2.

Konfiguracja punktów na rycinie 4.2. zdaje sprawę z faktu, że we Francji ruchliwością w obrębie kategorii nierolniczych rządzą dwa wymiary. Pierwszy z nich, odpowiadający osi wertykalnej, wprowadza ogólne zróżnicowanie mocy alokacyjnej poszczególnych kategorii. Drugi wymiar separuje właścicieli środków produkcji od kategorii pozostałych. Identyczny

układ zarysowuje się w przypadku wzorów napływu. W pierwszym wymiarze największy dystans zaznacza się pomiędzy elitą zawodową a pozostałymi kategoriami. Zbliżoną pozycję zajmują obie kategorie robotników, które są zarazem wyraźnie odrębne od pracowników umysłowych o niższych kwalifikacjach.

Ważną cechą struktury ruchliwości we Francji jest zdecydowanie odmienny charakter mobilności właścicieli środków produkcji. Zjawisko to nie występuje w takim stopniu w żadnym innym spośród analizowanych przez nas krajów (jak później pokażemy, z wyjątkiem Izraela). Można go było jednak oczekiwać, biorąc pod uwagę silnie ugruntowaną pozycję drobnej własności w gospodarce francuskiej oraz fakt, że drobni przedsiębiorcy i rzemieślnicy są kategoriami stosunkowo licznymi (Wesołowski 1962: 31).

#### 4.3.3. SZWECJA

Przedmiotem analizy są dane pochodzące z badań poziomu życia przeprowadzonych w 1974 r. na próbie ogólnokrajowej 5616 osób w wieku 15 – 75 lat. Opartą na wynikach tych badań macierz mobilności przedstawił Erikson i inni (1979). Zastosowano identyczny schemat klasyfikacji jak w przypadku Anglii i Francji.

W przypadku Szwecji stosunkowo niewielką wartość przyjmuje indeks  $\chi^2/n$ , wyrażający rozbieżność między obserwowaną mobilnością a modelem równych szans. Jego wartość wynosi jedynie 0,310. Wynikowi temu odpowiada przeciętnie niższy poziom samorekrutacji w poszczególnych kategoriach. Wyraźnym odstępstwem od tej prawidłowości jest wartość współczynnika samorekrutacji w przypadku elity zawodowej (wolne zawody, dyrektorzy, wielcy właściciele i wysocy urzędnicy państwowi) wynosząca 7,6 oraz w przypadku farmerów (6,5). Za względnie wysoki należy również uznać współczynnik samorekrutacji przedsiębiorców (2,1).

Wskazane charakterystyki macierzy mobilności znajdują wyraz w wynikach analizy kanonicznej. Zróznicowanie w pierwszym wymiarze kanonicznym określone jest przez dystans między elitą zawodową a pozostałymi kategoriami (tab. 4.3). Z kolei w drugim wymiarze zarysowuje się odrębność kategorii farmerów, w trzecim zaś przedsiębiorców. Na dystynktywne miejsce elity zawodowej i przedsiębiorców w układzie wyznaczonym przez wzory mobilności wskazuje również rozwiązanie dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi. Zostało ono przedstawione w trzeciej i czwartej kolumnie tabeli 4.3.

Tabela 4.3

Niestandaryzowane wagi kanoniczne dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych oraz pierwsza i druga korelacja kanoniczna. Pełna macierz mobilności oraz macierz z wyłączonymi kategoriami rolniczymi  
Szwecja 1974

Kategoria zawodowa	Pełna macierz mobilności		Macierz bez kategorii rolniczych	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Wolne zawody, dyrektorzy, wielcy właściciele, wysocy urzędnicy państwowi	100,0	100,0	100,0	100,0
Specjaliści, kierownicy, technicy	64,7	63,6	50,3	28,7
Przedsiębiorcy	54,5	63,8	33,8	37,8
Pracownicy biurowi, pracownicy fizyczno-umysłowi	48,2	58,5	25,0	40,2
Drobni właściciele	30,4	50,7	9,7	23,0
Robotnicy wykwalifikowani, niższy personel techniczny	31,5	47,9	1,4	3,0
Robotnicy półwykwalifikowani i niewykwalifikowani	28,7	36,4	0,0	0,0
Farmerzy	0,0	0,0	—	—
Robotnicy rolni	7,6	16,8	—	—
Pierwsza korelacja kanoniczna	0,416		0,379	
Druga korelacja kanoniczna	0,285		0,180	

Źródło: Erikson i inni 1979: tabela 7. Badania oparte na reprezentatywnej próbie losowej obejmującej 5 616 osób w wieku 15–75 lat.

Przedstawione rezultaty pozwalają na sformułowanie kilku spostrzeżeń na temat struktury wzorów ruchliwości w Szwecji. Przede wszystkim warto zwrócić uwagę, że dystans kategorii rolniczych od innych kategorii jest w Szwecji mniejszy niż w przypadku wszystkich dotychczas analizowanych krajów. Jest to naszym zdaniem główną przyczyną tego, że poziom nierówności szans — mierzony indeksem  $\chi^2/n$  — jest w omawianym kraju stosunkowo niski. Okazuje się bowiem, że dla macierzy z kategoriami nierolniczymi poziom nierówności szans jest wyższy niż na przykład w Anglii (0,197 dla Szwecji i 0,187 dla Anglii), gdzie z kolei poziom nierówności szans określony dla pełnej macierzy mobilności jest wyższy (0,310 dla Szwecji i 0,406 dla Anglii). Znamioną cechą ruchliwości w Szwecji jest także to, że mimo ogólnie względnie niskiego poziomu nierówności szans między kategoriami zawodowymi istnieją bariery i są to bariery wyraźne. Stwier-

dzenie to odnosi się przede wszystkim do dystansu między elitą zawodową a pozostałymi kategoriami oraz do wyraźnej odrębności kategorii przedsiębiorców.

#### 4.3.4. REPUBLIKA FEDERALNA NIEMIEC

Analizie poddamy macierz mobilności opracowaną na podstawie wyników badania przeprowadzonego w latach 1969–70. Badanie objęło 25 200 osób w wieku 16–65 lat (Kleining 1971). Stosowano klasyfikację zawodów złożoną z 10 kategorii. Wyróżniono wolne zawody, cztery kategorie pracowników umysłowych zróżnicowane ze względu na poziom kwalifikacji, złożoności pracy oraz sektor zatrudnienia (państwowy–prywatny), drobnych właścicieli, rolników oraz trzy kategorie robotników: wykwalifikowanych, półwykwalifikowanych i niewykwalifikowanych.

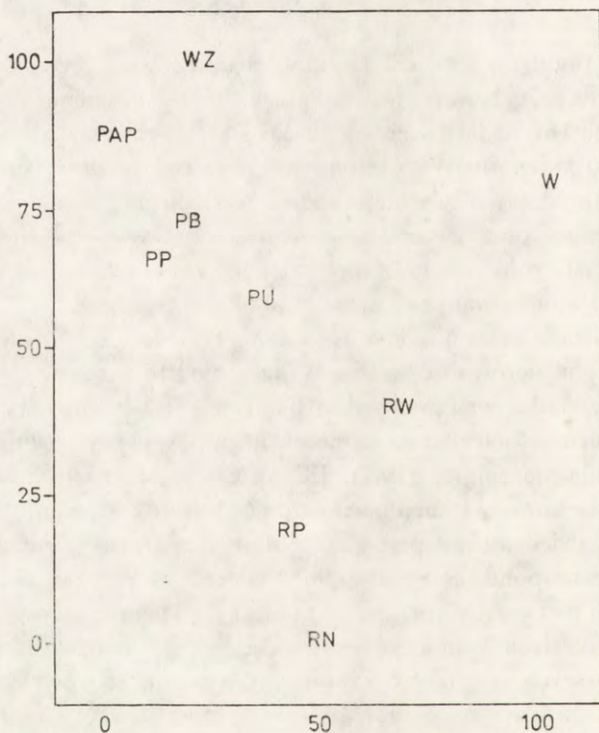
Wykorzystane przez nas dane świadczą o tym, że w RFN istnieje bardzo wysoki poziom nierówności szans. Wskazuje na to zarówno wysoka wartość współczynnika  $\chi^2/n$  wynosząca 0,885, jak też ogólnie wyższe niż w innych krajach współczynniki samorekrutacji. Najwyższą samorekrutacją charakteryzują się rolnicy (19,2), jednakże i w pozostałych kategoriach współczynniki samorekrutacji należy uznać za wysokie (średnio 6,8).

Wysokie dziedziczenie przesądza o tym, że struktura ruchliwości nie daje się zdekomponować na dwa lub nawet trzy podstawowe wymiary. Suma dwóch pierwszych korelacji kanonicznych stanowi jedynie 58% sumy wszystkich korelacji kanonicznych (równiej  $\chi^2/n$ ), co oznacza, że oprócz dwóch pierwszych wymiarów kanonicznych ważne są również następne. Zjawisko to ilustruje konfiguracja punktów przedstawiona na rycinie 4.3. Współrzędne punktów odpowiadają wagom kanonicznym (dla ojców) przypisanym kategoriom zawodowym na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej po wyłączeniu kategorii rolniczych. Trudno tu zidentyfikować dominujący wymiar różnicujący kategorie nierolnicze, co łatwo było dokonać w przypadku z dotychczas analizowanych krajów, gdzie na ogół dość ściśle pokrywał się on z pierwszym wymiarem kanonicznym. Jedynie sensowna interpretacja otrzymanego rozwiązania byłaby możliwa po dokonaniu rotacji układu współrzędnych o 45° tak, aby pierwsza z osi pokrywała się ze zróżnicowaniem wewnątrz pracowników umysłowych i prowadziła od pracowników administracji państwowej do pozostałych pracowników umysłowych, a druga uwzględniała zróżnicowanie wzorów ruchliwości w kategoriach robotniczych i prowadziła od robotników wykwalifikowanych

<http://rcin.org.pl>

Rycina 4.3

Wartości skalowe dla synów na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej. Macierz z wyłączonymi kategoriami rolniczymi  
Republika Federalna Niemiec 1969



Źródło: Kleining 1971.

Objaśnienia symboli: WZ – wolne zawody, PAP – pracownicy administracji państwowej, PP – pozostali pracownicy państwowi, PB – pracownicy biurowi, PU – pozostali pracownicy umysłowi, W – właściciele, RW – robotnicy wykwalifikowani, RP – robotnicy półwykwalifikowani, RN – robotnicy niewykwalifikowani.

do niewykwalifikowanych. Jednakże interpretacja ta nie wyjaśnia w wystarczającym stopniu położenia dwóch ważnych kategorii zawodowych – wolnych zawodów i właścicieli. Jest tak dlatego, że specyfikę ich wzorów mobilności wyjaśniają dopiero dalsze wymiary kanoniczne. Dwuwymiarowy obraz struktury ruchliwości przedstawiony na rycinie 4.3 nie może być zatem traktowany jako trafne odwzorowanie tej struktury. Jej specy-

ficzną cechą jest bowiem odmienny charakter wzorów ruchliwości w poszczególnych kategoriach zawodowych, przez co ich cechy wspólne uwiadcniają się bardzo słabo.

#### 4.3.5. AUSTRALIA

Charakter procesu strukturalizacji społecznej w Australii analizować będziemy posługując się danymi zebranymi w 1965 r. w badaniu przeprowadzonym na ogólnonarodowej próbie obejmującej mężczyzn w wieku powyżej 20 lat. Korzystamy z macierzy mobilności opracowanej przez Brooma i Jonesa (1969), w której wyróżniono 16 kategorii zawodowych. W ramach tego schematu znalazły się nie tylko kategorie, które reprezentują podstawowe segmenty struktury społecznej (jak wolne zawody, pracownicy biurowi, robotnicy wykwalifikowani), ale również kategorie niższego szczebla ogólności, jak na przykład kierowcy czy górnicy. Została w niej także uwzględniona specyficzna dla Australii kategoria zawodowa, jaką stanowią wielcy hodowcy (*graziers*).

Charakter danych, którymi się posługujemy, wymaga komentarza natury metodologicznej. W macierzy mobilności wyróżniono stosunkowo dużą liczbę kategorii. Z tego względu liczebność przebadanej próby należy uznać za niewystarczającą ( $N=1853$ ). Szacowaniu podlegają bowiem wielkości przepływów w 256 ( $16 \times 16$ ) polach macierzy. Niektóre spośród tych przepływów mogły nie zostać oszacowane poprawnie, co zniekształciłoby strukturę wzorów ruchliwości. Mała liczebność niektórych kategorii może powodować ich pozorną odrębność, która, jak należy przypuszczać, nie wystąpiłaby, gdyby próba była wystarczająco liczna. Z drugiej jednak strony, ujawniona odrębność może być odzwierciedleniem rzeczywistych procesów, na przykład internalizowanych przez jednostki wzorów dziedziczenia zawodu czy przekazywania własności środków produkcji. Problem ten trudno rozstrzygnąć w przypadku niektórych kategorii zawodowych, co należy mieć na uwadze, interpretując ich miejsce w układzie stosunków wyznaczonych przez wzory ruchliwości.

Stożenie zamknięcia struktury społecznej w Australii mierzony odchyleniem od modelu równych szans okazał się bardzo wysoki. Wartość  $\chi^2/n$  wyniosła 0,802. Poszczególne kategorie zawodowe są bardzo zróżnicowane pod względem samorekrutacji. Największe rozmiary osiąga ona wśród wielkich hodowców i farmerów (odpowiednio 25,5 i 14,3). Wniosek ten w przypadku obu kategorii jest dobrze uzasadniony, ponieważ wielkości współczynników oparte są na stosunkowo dużych liczebnościach. Wysokie dzie-

dziczenie występuje również wśród górników (5,1), lecz wniosek ten może być kwestionowany, ponieważ brane tu pod uwagę liczebności są niewielkie (pozycję ojca dziedziczy tylko 8 osób).

Wysokie wartości samorekrutacji występują również w innych mało-licznych kategoriach. Należy to uwzględnić przy porównywaniu wysokiej wartości indeksu nierówności szans z wartościami otrzymanymi dla innych krajów. W Australii wysoka wartość tego wskaźnika bierze się bowiem stąd, że analizujemy szereg wąskich kategorii o wysokim stopniu zamknięcia. Jeżeli przyjmiemy, że kategorie te identyfikują istotne segmenty struktury społecznej, to uzyskany wynik należy uznać za świadectwo wysokiego usztywnienia systemu nierówności. Może być jednak i tak, że zastosowana klasyfikacja nie odwzorowuje trafnie najistotniejszych podziałów społecznych, gdyż wyróżnione wąskie kategorie nie są znaczącymi elementami struktury społecznej i powinny być włączone do kategorii wyższego rzędu. W takiej sytuacji mogłoby się okazać, że stopień nierówności szans nie jest w Australii większy niż w innych krajach.

Interpretując wyniki analizy kanonicznej należy pamiętać o specyficznym charakterze wzorów mobilności w wąskich kategoriach zawodowych. Z tego też względu będziemy rozpatrywać pozycje kategorii jedynie w pierwszym wymiarze kanonicznym, który zdaje sprawę z wzorów mobilności między kategoriami społecznymi wyższego rzędu, z tym że rozważymy pierwszy wymiar po uprzednim wyłączeniu z macierzy ruchliwości czterech kategorii: wielkich hodowców, robotników rolnych, farmerów i górników. Wzory mobilności w tych kategoriach zdominowały bowiem ogólną strukturę przepływów w tym sensie, że pierwsze wymiary kanoniczne dla pełnej macierzy mobilności wskazywały jedynie na dystynkcje pomiędzy każdą z tych kategorii a pozostałymi. W efekcie układ podstawowych segmentów systemu nierówności nie mógł zostać ujawniony. Z kolei ograniczenie się do pierwszego wymiaru kanonicznego w zredukowanej macierzy wynika stąd, iż następne wymiary identyfikują wyłącznie specyfikę wzorów ruchliwości odpowiadających każdej z wąskich kategorii zawodowych, które nie zostały wyłączone (właściciele sklepów, sprzedawcy, wojsko i policja).

Uzyskane w ten sposób wyniki przedstawiamy w tabeli 4.4. Na szczycie hierarchii lokują się wolne zawody, a w przypadku wzorów odplywu również specjaliści (wartości skalowe dla ojców). Pozostałe kategorie pracowników umysłowych dzieli od nich pewien dystans. Wyraźna odrębność zaznacza się również pomiędzy pracownikami umysłowymi a robotnikami, przy czym warto zwrócić uwagę, że wszystkie trzy kategorie robotników



Tabela 4.4

Niestandardyzowane wagi kanoniczne dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych oraz pierwsza i druga korelacja kanoniczna. Macierz bez kategorii rolniczych i górników<sup>a</sup>

Australia 1965

Kategoria zawodowa	Ojcowie	Synowie
Wolne zawody	100,0	100,0
Specjaliści	88,6	66,0
Dyrektorzy	59,5	61,8
Właściciele sklepów	34,8	53,2
Pracownicy biurowi	57,6	55,5
Wojsko i policja	45,4	72,6
Robotnicy wykwalifikowani	10,9	12,8
Sprzedawcy	44,8	47,5
Robotnicy półwykwalifikowani	6,6	16,8
Kierowcy	0,0	0,0
Pracownicy usług	29,7	20,8
Robotnicy niewykwalifikowani	7,9	5,9
Pierwsza korelacja kanoniczna <sup>b</sup>		0,356
Druga korelacja kanoniczna		0,213

Źródło: Broom i Jones 1969; tabela 3. Badanie oparte na ogólnonarodowej próbie obejmującej 1853 mężczyzn w wieku powyżej 20 lat.

<sup>a</sup> Wyłączono kategorie: wielkich hodowców, farmerów, robotników rolnych i górników.

<sup>b</sup> Pierwsza i druga korelacja kanoniczna dla pełnej macierzy wynoszą odpowiednio 0,536 i 0,459.

zajmują zbliżone pozycje. Interpretując przedstawione wartości skalowe należy mieć na uwadze, że nie identyfikują one pozycji wąskich kategorii zawodowych, czego przyczyny staraliśmy się wyżej uzasadnić. Fakt ten dobrze ilustruje porównanie, określonych przez wzory odpływu, pozycji zajmowanych w pierwszym wymiarze przez właścicieli i sprzedawców oraz pozycji wojska i policji wyznaczonej przez wzory napływu.

Wzory ruchliwości pomiędzy typowymi dla społeczeństwa przemysłowego kategoriami zawodowymi są więc w Australii podobne jak w innych krajach. Kwestią nie rozstrzygniętą pozostaje jednak problem miejsca wąskich kategorii zawodowych w systemie nierówności. W przypadku niektórych z tych kategorii można zapewne przyjąć, że ich odrębność nie jest dysyntywną cechą struktury społecznej w Australii, lecz artefaktem badawczym – konsekwencją zastosowania nietrafnej klasyfikacji zawodów. Wątpliwości nasuwa zwłaszcza wydzielenie górników z ogółu robotników, czy też potraktowanie jako odrębnej kategorii wojska i policji. Jednakże niektóre z pozostałych wąskich kategorii zawodowych zdają się identyfikować istotne

segmenty struktury społecznej. Dotyczy to przede wszystkim wielkich hodowców, którzy w Australii zajmują tradycyjnie uprzywilejowaną pozycję, między innymi ze względu na dużą rolę gospodarki hodowlanej (Encel 1975).

#### 4.3.6. FILIPINY

Podstawą analizy wzorów mobilności na Filipinach będą wyniki badań przeprowadzonych w 1968 r. na reprezentacyjnej ogólnonarodowej próbie pracujących mężczyzn w wieku od 25 do 64 lat (Bacol 1971)<sup>2</sup>. Specyfika macierzy mobilności skonstruowanej na podstawie wyników tych badań polega na tym, że wyróżniono w niej aż cztery kategorie rolnicze. Są to: rybacy i myśliwi, właściciele i zarządcy gospodarstw rolnych, dzierżawcy gospodarstw rolnych oraz robotnicy rolni. Podział taki jest uzasadniony tym, że na Filipinach ludność rolnicza stanowi większość pracujących (w zbiorowości ojców 81%, w zbiorowości synów 68%). W macierzy wyróżniono także 10 kategorii nierolniczych, których zestaw jest zbliżony do układu stosowanego w analizach ruchliwości w innych krajach.

Na Filipinach poziom nierówności szans okazał się najwyższy spośród wszystkich analizowanych przez nas krajów. Wartość indeksu *I* wyniosła 1,121. Na tak znaczne odstępstwo składa się przede wszystkim samorekrutacja w każdej z czterech wyróżnionych kategorii rolniczych. Jej poziom waha się od 16,9 dla rybaków i myśliwych do 8,9 dla robotników rolnych. Samorekrutacja wśród kategorii nierolniczych jest wyraźnie niższa, aczkolwiek poziom jej jest zróżnicowany. W największym stopniu od modelu równych szans odbiega ona w kategoriach robotniczych (od 6,0 do 6,5). Natomiast najniższe rozmiary przybiera samorekrutacja wśród pracowników umysłowych, między którymi obserwuje się zarazem znaczne natężenie przepływów. Porównanie dokonującej się ruchliwości z modelem równych szans nasuwa spostrzeżenie, że pracownicy umysłowi stanowią osobny sektor struktury zawodowej.

Odmienny charakter mają wzory ruchliwości w obrębie kategorii rolniczych. Wysoka samorekrutacja współwystępuje w tym przypadku ze stosunkowo niewielkimi przepływami pomiędzy tymi kategoriami. Świadczy to o silnym zróżnicowaniu w ramach omawianego segmentu struktury

<sup>2</sup> Próba posiada nietypowe ograniczenie, gdyż obejmuje tylko mężczyzn żonatych. Przyjmijmy jednak, że czynnik ten nie wpływa w istotny sposób na uzyskane rezultaty.

społecznej. Obserwacja ta wydaje się niezwykle istotna, jeśli uwzględnimy, że kategorie rolnicze obejmują większość osób w rozpatrywanej populacji. Może to być przyczyną stwierdzonych przez nas wysokich odstępstw od modelu równych szans w całym społeczeństwie. W związku z tym można oczekiwać, że rozwiązanie kanoniczne ujawni nieco inne wzory przepływów niż w innych krajach.

Tabela 4.5

Niestandardyzowane wagi kanoniczne dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych oraz pierwsza i druga korelacja kanoniczna. Pełna macierz mobilności oraz macierz z wyłączonymi kategoriami rolniczymi  
Filipiny 1968

Kategoria zawodowa	Pełna macierz mobilności		Macierz bez kategorii rolniczych	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Wolne zawody	100,0	100,0	96,7	100,0
Specjaliści	85,2	70,2	76,9	60,5
Wysocy urzędnicy	90,8	92,1	100,0	95,5
Pracownicy biurów	79,9	74,6	81,8	80,7
Sprzedawcy	72,5	62,9	73,4	67,7
Robotnicy wykwalifikowani	77,4	68,9	47,6	43,6
Pracownicy transportu	68,4	54,9	43,3	36,7
Robotnicy półwykwalifikowani	50,6	50,0	10,9	0,0
Pracownicy usług	63,9	53,7	43,1	36,6
Robotnicy niewykwalifikowani	59,0	58,8	0,0	0,5
Rybacy i myśliwi	47,5	49,2	—	—
Właściciele i zarządcy gospodarstw rolnych	25,3	28,5	—	—
Dzierżawcy gospodarstw rolnych	0,0	0,0	—	—
Robotnicy rolni	18,5	16,5	—	—
Pierwsza korelacja kanoniczna	0,536		0,495	
Druga korelacja kanoniczna	0,480		0,419	

Źródło: Bacol 1971: 198. Badanie oparte na reprezentatywnej ogólnonarodowej próbie 36 472 mężczyzn (żonaty) w wieku 25–64 lat.

W tabeli 4.5 prezentujemy wartości skalowe w pierwszym wymiarze kanonicznym dla pełnej macierzy mobilności oraz dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi. Należy zwrócić uwagę, że pierwszy wymiar kanoniczny nie kontrastuje kategorii rolniczych w stosunku do pozostałych, lecz wprowadza zróżnicowanie w obrębie wszystkich kategorii. Można wskazać dwie przyczyny tego zjawiska. Z jednej strony jest ono

konsekwencją istnienia wyraźnych barier ruchliwości w obrębie kategorii rolniczych. Z drugiej zaś strony wynika ono z niejednakowej wymiany pomiędzy kategoriami rolniczymi a poszczególnymi kategoriami nierolniczymi. Drugi i następne wymiary kanoniczne mają już inny charakter, gdyż kontrastują one kolejno każdą z kategorii rolniczych z pozostałymi kategoriami oraz odzwierciedlają bariery ruchliwości w ramach kategorii rolniczych.

Istotną cechą struktury ruchliwości na Filipinach jest to, że wzory przepływów między kategoriami nierolniczymi mają kształt bardzo zbliżony zarówno wtedy, gdy uwzględnimy ich wymianę z kategoriami rolniczymi, jak i wówczas, gdy kategorie te z macierzy wyłączymy (wartości skalowe w kol. 3–4 tab. 4.5). Świadczy to o względnej trwałości tych wzorów. W tym drugim przypadku bariery pomiędzy podstawowymi segmentami struktury społecznej zarysowują się wyraźniej, ponieważ nie interferuje tu wymiana z kategoriami rolniczymi. Tak dla napływu, jak i dla odpływu, wyraźnie wyodrębniają się cztery warstwy zdystansowane wobec siebie. Są to: elita zawodowa (wolne zawody, dyrektorzy i wyżsi urzędnicy państwowi), pozostali pracownicy umysłowi, robotnicy wykwalifikowani łącznie z pracownikami transportu i usług oraz robotnicy niewykwalifikowani.

Kategoria właścicieli zaznacza się na Filipinach słabo. W analizie macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi ich specyfikę identyfikuje dopiero czwarty kolejny wymiar kanoniczny. Ważniejszym aspektem procesu strukturalizacji wydaje się wysoki stopień samorekrutacji w ramach dwóch wyróżnionych kategorii robotniczych (drugi i trzeci wymiar kanoniczny). Położenie właścicieli w strukturze nierówności należy jednak interpretować ostrożnie, gdyż nie zostali oni w stosowanym schemacie klasyfikacji wyodrębnieni jako samodzielna kategoria, lecz razem z pracownikami handlu.

#### 4.3.7. IZRAEL

W analizie wzorów ruchliwości dokonującej się w Izraelu korzystamy z danych zgromadzonych w badaniu przeprowadzonym w 1974 r. na próbie obejmującej 1% populacji ( $n=4427$ ). W skład próby weszli mężczyźni, głowy gospodarstw domowych, w wieku powyżej 25 lat, bez wojskowych i mieszkańców kibuców. Rozpatrywana macierz zawiera 15 kategorii zawodowych. W zastosowanej klasyfikacji, oprócz tradycyjnych kryteriów podziału zawodów, w dość szczegółowy sposób rozróżniono cha-

rakter i rozmiary własności środków produkcji. W tym zakresie wyróżniono: kategorię wielkich i średnich właścicieli, samodzielnych pośredników i kupców, drobnych rzemieślników oraz właścicieli gospodarstw rolnych. Konsekwentne oddzielenie właścicieli środków produkcji od pracowników najemnych na wszystkich szczeblach hierarchii zawodowej wydaje się zaletą tej klasyfikacji, gdyż chwytą ona istotny wymiar zróżnicowania społecznego w krajach kapitalistycznych.

Istotną cechą strukturalizacji społecznej w Izraelu jest stosunkowo niski poziom nierówności szans. Mierzony wielkością indeksu  $I$  wynosi on 0,248, co stanowi najniższą wartość spośród wszystkich analizowanych przez nas krajów. Znaczna otwartość struktury społecznej jest przejawem wysokiej zgodności przepływów między kategoriami oraz – na ogół – samorekrutacji w tych kategoriach z modelem równych szans. Istotne odchylenia wykazują jedynie właściciele środków produkcji. Wartość współczynnika  $q_{ij}$  osiąga najwyższe wartości wśród właścicieli gospodarstw rolnych (4,2), samodzielnych pośredników i kupców (1,5) oraz wielkich i średnich właścicieli (1,1).

Przejdźmy do omówienia wzorów ruchliwości. Rozwiązanie dla pełnej macierzy (którego nie prezentujemy) pozwala stwierdzić, że pozycja właścicieli gospodarstw rolnych jest odrębna w stosunku do pozostałych kategorii. Uwzględnia się ona w postaci bardzo wyraźnego dystansu w drugim wymiarze kanonicznym. Pierwszy wymiar kanoniczny obrazuje natomiast zróżnicowanie szans ruchliwości w ramach kategorii nierolniczych. Jest ono zasadniczo zgodne z rozwiązaniem dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi, które będzie przedmiotem naszej interpretacji (tab. 4.6).

Dominującą cechą ruchliwości w kategoriach nierolniczych jest ich podział pod tym względem na dwa wyraźnie odrębne segmenty. Układ taki odzwierciedlają wartości skalowe w pierwszym wymiarze kanonicznym zarówno dla ojców, jak i dla synów. Jeden z segmentów stanowią – robotnicy, pracownicy usług, rzemieślnicy, sprzedawcy i pośrednicy, natomiast drugi segment – pracownicy umysłowi oraz wielcy i średni właściciele. Zwróćmy uwagę, że pośrednicy i sprzedawcy, którzy w innych krajach lokują się zdecydowanie bliżej pracowników umysłowych, w Izraelu sytuują się wśród pracowników fizycznych. Bariera pomiędzy pracownikami fizycznymi i umysłowymi posiada w związku z tym odmienny charakter.

Zróżnicowanie w drugim wymiarze jest wyznaczane przez opozycję

Tabela 4.6

Niestandardyzowane wagi kanoniczne dla pierwszej i drugiej pary zmiennych kanonicznych oraz pierwsza i druga korelacja kanoniczna. Macierz mobilności z wyłączonymi kategoriami rolniczymi

Izrael 1974

Kategoria zawodowa	Pierwsza para zmiennych kanonicznych		Druga para zmiennych kanonicznych	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Wolne zawody	94,1	60,5	36,7	51,1
Specjaliści	100,0	100,0	25,4	13,4
Wielcy właściciele	70,1	50,5	100,0	100,0
Kierownicy i dyrektorzy	98,2	83,4	40,0	25,5
Technicy <sup>a</sup>	81,8	68,5	32,8	0,0
Pośrednicy	23,6	18,7	80,9	79,3
Sprzedawcy	14,0	20,6	28,8	41,5
Urzednicy	68,6	53,1	39,3	33,6
Samodzielni rzemieślnicy	5,2	0,6	40,2	9,8
Robotnicy wykwalifikowani	31,0	17,5	12,9	7,3
Pracownicy usług	13,5	0,6	44,3	39,2
Robotnicy niewykwalifikowani	0,0	0,0	0,0	11,8
Korelacje kanoniczne <sup>b</sup>	0,295		0,212	

Źródło: Matras i Weintraub 1977: tabela C. Badanie oparte na reprezentatywnej próbie 4427 mężczyzn w wieku powyżej 25 lat.

<sup>a</sup> Kategoria otrzymana poprzez połączenie techników ze specjalistami średniego szczebla. W oryginalnych danych druga z tych kategorii posiadała zbyt małą liczebność w stosunku do wymogów zastosowanej metody.

<sup>b</sup> Pierwsza i druga korelacja kanoniczna dla pełnej macierzy wynoszą odpowiednio 0,289 i 0,229.

między właścicielami a pozostałymi kategoriami zawodowymi. Właściciele wyodrębniają się w Izraelu bardzo silnie, przy czym zajmują zróżnicowaną pozycję ze względu na charakter i rozmiary posiadanej własności. W wymiarze tym najwyższą lokują się wielcy i średni właściciele, nieco niżej pośrednicy, natomiast stosunkowo nisko sytuują się samodzielni rzemieślnicy. Omawiana dystynkcja zaznacza się w Izraelu wyraźnie silniej niż w innych krajach.

Podsumowując należy stwierdzić, że struktura ruchliwości w Izraelu posiada pewne cechy specyficzne. Są one niewątpliwie związane z niskim poziomem nierówności szans, co, jak należy sądzić, jest konsekwencją faktu, że ludność tego kraju w większej części składa się z imigrantów. W wielu przypadkach następstwem imigracji jest bowiem zerwanie ciągłości kariery zawodowej osób badanych bądź ich ojców. Przedmiotem

naszej anazy jest więc mobilność rozumiana w nieco inny sposób niż w innych krajach. Nie tylko jako proces, którego rozmiary określają otwartość struktury społecznej, ale również jako wskaźnik szans związanych z wejściem do nowego społeczeństwa.

## 4.3.8. WĘGRY

Przeprowadzone w 1973 r. badanie węgierskie oparte było na reprezentatywnej próbie losowej obejmującej 0,5% populacji w wieku powyżej 14 lat. Wykorzystamy macierz międzypokoleniowej mobilności mężczyzn w postaci przedstawionej przez Andorkę i Zagórskiego (1980: tab. 1[10])<sup>3</sup>. Klasyfikacja zawodów, którą zastosowano przy opracowywaniu wyników badań, stanowi skrzyżowanie tradycyjnych schematów podziału zawodów z kategoryzacją według działu gospodarki. Zestaw wyodrębnionych kategorii został podany w tabeli 4.7.

Tabela 4.7

Niestandardyzowane wagi kanoniczne dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych oraz pierwsza i druga korelacja kanoniczna. Macierz z wyłączonymi kategoriami rolniczymi (pracownicy zatrudnieni w rolnictwie i leśnictwie oraz rolnicy indywidualni) Węgry 1973

Kategoria zawodowa	Ojcowie	Synowie
Specjaliści, dyrektorzy	100,0	100,0
Pozostali pracownicy umysłowi	56,2	52,5
Pracownicy zatrudnieni w handlu i usługach	28,3	25,4
Robotnicy przemysłowi	17,9	10,0
Robotnicy zatrudnieni w transporcie	22,5	9,3
Robotnicy budowlani	10,1	0,0
Niewykwalifikowany personel usług	15,7	23,3
Robotnicy niewykwalifikowani	0,0	4,0
Pracujący na własny rachunek	33,1	22,1
Inni <sup>a</sup>	—	18,7
Pierwsza korelacja kanoniczna <sup>b</sup>		0,380
Druga korelacja kanoniczna		0,193

Źródło: Andorka i Zagórski 1980: tabela 1 [10]. Badanie oparte na reprezentacyjnej próbie losowej obejmującej 0,5% populacji w wieku powyżej 14 lat.

<sup>a</sup> Kategoria wyróżniona tylko dla synów.

<sup>b</sup> Pierwsza i druga korelacja kanoniczna dla pełnej macierzy mobilności wynoszą odpowiednio 0,410 i 0,280.

<sup>3</sup> Liczebności w poszczególnych polach tabeli ruchliwości zostały obliczone jako średnie liczebności odtworzonych na podstawie rozkładów procentowych odpływu i napływu.

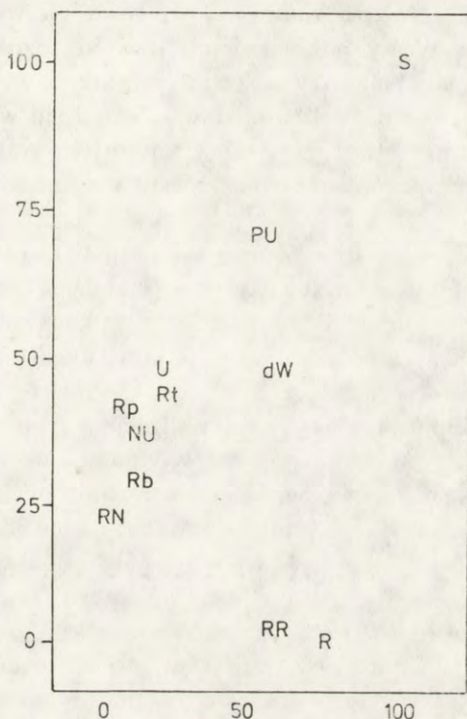
Cechą, która odróżnia procesy ruchliwości na Węgrzech od ruchliwości dokonującej się w analizowanych dotąd krajach kapitalistycznych, jest stosunkowo niski poziom nierówności szans. Wartość indeksu *I* wynosiła jedynie 0,293. Jest to najniższa z wartości uzyskanych dla dowolnego z analizowanych społeczeństw (poza Izraelem, w którym otwartość struktury społecznej ma inne przyczyny). Przejawem wysokiego poziomu równości szans na Węgrzech są przeciętnie niskie rozmiary samorekrutacji w poszczególnych kategoriach zawodowych. Średnia wartość współczynnika samorekrutacji dla wszystkich kategorii wynosi 1,2, a więc znacznie mniej niż na przykład w Szwecji. Wyróżniającą się pod względem stopnia zamknięcia kategorią są specjaliści i dyrektorzy (5,6), a także, choć w znacznie mniejszym stopniu, pozostali pracownicy umysłowi (1,9). Zwracamy uwagę, że Węgry są jedynym krajem, w którym rolnicy nie charakteryzują się najwyższym poziomem samorekrutacji.

Układ kategorii w przestrzeni dwuwymiarowej wyznaczonej przez wzory ruchliwości dla pełnej macierzy przepływów nie odbiega zasadniczo od struktury ruchliwości w innych krajach (ryc. 4.4). Kategorie rolnicze zaznaczają swoją odrębność, aczkolwiek należy zwrócić uwagę, że dystans pomiędzy nimi a kategoriami nierolniczymi jest mniejszy niż w każdym z dotychczas analizowanych krajów. Kategorie nierolnicze wyraźnie układają się wzdłuż jednego wymiaru. Najwyższą pozycję zajmują w nim specjaliści i dyrektorzy, których dzieli znaczna odległość od pozostałych pracowników umysłowych. Drugi co do wielkości dystans istnieje pomiędzy pracownikami umysłowymi a fizycznymi. Aczkolwiek oba te dystanse są znaczne, to nie chcemy przesądzać, czy są one znamiennej cechą procesu strukturalizacji na Węgrzech. Sygnalizowane zjawisko może być bowiem rezultatem wyodrębnienia tylko dwóch, dość zróżnicowanych wewnętrznie kategorii pracowników umysłowych. Zastosowanie bardziej szczegółowej klasyfikacji mogłoby ujawnić bardziej ciągły charakter zróżnicowania, przez co obserwowany dystans między robotnikami a pracownikami umysłowymi mógłby ulec zatarciu. Zwróćmy jeszcze uwagę na niewielkie zróżnicowanie wzorów mobilności pomiędzy kategoriami robotniczymi, szczególnie gdy uwzględnimy, że wyróżniono ich stosunkowo wiele. Widać to zarówno dla pełnej macierzy mobilności (ryc. 4.4), jak i dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi (tab. 4.7). Przy czym pewne zróżnicowanie wśród kategorii robotniczych pozostaje – robotnicy w przemyśle i transporcie lokują się nieco wyżej niż robotnicy budowlani i robotnicy niewykwalifikowani.



Rycina 4.4

Wartości skalowe dla ojców na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej  
Węgry 1973



Źródło: Andorka i Zagórski 1980: tabela 1 [10].

Objaśnienia symboli: S – specjaliści, dyrektorzy, PU – pozostali pracownicy umysłowi, dW – drobni właściciele, U – pracownicy handlu i usług, Rp – robotnicy przemysłowi, Rt – robotnicy zatrudnieni w transporcie, Rb – robotnicy budowlani, NU – niewykwalifikowany personel usług, RN – robotnicy niewykwalifikowani, RR – robotnicy rolni, R – rolnicy indywidualni.

Rozpatrując wzory mobilności dla kategorii nierolniczych stwierdzamy, że drugi wymiar zaznacza się bardzo słabo. Identyfikuje on odrębność drobnych właścicieli w stosunku do pozostałych kategorii.

Przedstawione rezultaty można podsumować następująco. Niski poziom nierówności szans na Węgrzech jest uwarunkowany w trojaki sposób: 1. stosunkowo niewielką odrębnością wzorów ruchliwości odpowiadających kategoriom rolniczym, 2. silnie zarysowanym pierwszym wymiarem

różnicującym wzory mobilności wśród kategorii nierolniczych, co oznacza, że poszczególne kategorie zawodowe charakteryzują się pod tym względem niewielką specyfiką, 3. słabo zarysowującą się odrębnością drobnych właścicieli. Warto zauważyć, że tylko pierwsza z podanych przyczyn odróżnia Węgry od niektórych spośród rozpatrywanych krajów kapitalistycznych. Silna krystalizacja pierwszego wymiaru dla kategorii nierolniczych oraz niewielka odrębność właścicieli wystąpiły bowiem w przypadku Anglii i Szwecji, przy czym w obu tych krajach poziom nierówności szans dla kategorii nierolniczych jest zbliżony, jak w przypadku Węgier<sup>4</sup>.

Można wysunąć tezę, że ogólnie niski poziom nierówności szans na Węgrzech jest rezultatem socjalistycznych przemian, które dokonały się w tym kraju po wojnie. Były to przede wszystkim kolektywizacja rolnictwa i uspołecznienie środków produkcji, które to czynniki zlikwidowały dwie ważne bariery ruchliwości istniejące w krajach kapitalistycznych (Kolosi i Wnuk-Lipiński 1983). Kolektywizacji przypisujemy tu znaczenie pierwszorzędne, ponieważ poprzez wyeliminowanie kategorii rolników indywidualnych zmodyfikowała ona na trwałe strukturę ruchliwości na Węgrzech. Nacjonalizacja środków produkcji spowodowała likwidację tradycyjnej klasy wielkich i średnich właścicieli, jednakże na ich miejsce powstała specyficzna dla ustroju socjalistycznego kategoria drobnych właścicieli (właściciele taksówek, ajenci, rzemieślnicy pracujący na własny rachunek), która ze względu na swój skład istotnie różni się od kategorii nazywanej w ten sam sposób w krajach kapitalistycznych.

#### 4.4. PODOBIENSTWO WZORÓW RUCHLIWOŚCI

Omawiając strukturę ruchliwości w poszczególnych krajach skoncentrowaliśmy się przede wszystkim na przedstawieniu jej cech charakterystycznych, oddzielnie dla każdego analizowanego kraju. Jednakże niektóre z otrzymanych rezultatów staraliśmy się zestawić z wynikami otrzymanymi dla innych krajów, chcąc w ten sposób zaznaczyć ich specyfikę bądź

<sup>4</sup> Wartość współczynnika  $\chi^2/n$  dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi wynosi dla Anglii 0,187, dla Szwecji 0,197, dla Węgier zaś 0,225. Wielkości te nie mogą być jednak precyzyjnie porównane, ponieważ w macierzach mobilności dla dwóch pierwszych krajów wyróżniono mniejszą liczbę kategorii zawodowych niż w macierzy dla Węgier, co, jak wykazaliśmy w rozdziale 2, mogło wpłynąć na obniżenie wartości tego współczynnika.

bardziej ogólny charakter. Obecnie dokonamy bardziej systematycznego porównania otrzymanych rezultatów. Postaramy się przede wszystkim odpowiedzieć na dwa pytania postawione na początku tego rozdziału: o ile stwierdzona w przypadku Stanów Zjednoczonych specyfika wzorów ruchliwości kategorii rolniczych występuje w innych krajach oraz w jakim stopniu wzory ruchliwości wśród kategorii nierolniczych są wyznaczone przez wymiar uniwersalny. Ustalenia w obu tych kwestiach stanowiąc będą podstawę sformułowania tezy o uniwersalnym charakterze pewnych prawidłowości we wzorach ruchliwości zawodowej. W ramach tej perspektywy postaramy się również wyjaśnić specyficzne cechy procesu strukturalizacji zaobserwowane w niektórych krajach.

Punktem wyjścia analizy porównawczej nad wzorami ruchliwości w różnych krajach były przedstawione w rozdziale 3 ustalenia dotyczące wymiarów ruchliwości w Stanach Zjednoczonych. Stwierdziliśmy wówczas, że jedna z dwóch podstawowych osi strukturalizacji społecznej jest wyznaczona przez opozycję kategorii rolniczych w stosunku do kategorii nierolniczych. Fakt ten nie został ujawniony w klasycznej analizie Blau'a i Duncana (1967), co – naszym zdaniem – doprowadziło do niepoprawnej identyfikacji wymiarów ruchliwości w niektórych późniejszych pracach. Jednocześnie wysunęliśmy przypuszczenie, że odrębność kategorii rolniczych w Stanach Zjednoczonych jest wyrazem pewnej ogólniejszej prawidłowości. Przypuszczenie to potwierdziło się. W każdym z analizowanych krajów kategorie rolnicze zaznaczają swoją odrębność.

Odmienne położenie rolników w strukturze społecznej wyznaczonej przez wzory ruchliwości zarysowuje się w poszczególnych krajach silnie, aczkolwiek w niejednakowym stopniu. Ogólnie kategorie rolnicze charakteryzują się wysoką samorekrutacją, lecz pod tym względem lokują się różnie w stosunku do pozostałych kategorii zawodowych. Na niejednakowy stopień odrębności kategorii rolniczych wskazują rezultaty analizy kanonicznej – w niektórych krajach odrębność ta dominuje pierwszy wymiar kanoniczny, natomiast w innych jej ujawnienie wymaga rotacji otrzymanego rozwiązania.

Można podjąć próbę ilościowej oceny tego zjawiska w poszczególnych krajach. W tym celu posłużymy się miarą zdefiniowaną w następujący sposób

$$\frac{I(M) - I(M')}{I(M)} \quad (4.1)$$

gdzie  $I(M)$  oznacza wartość indeksu nierówności szans ( $\chi^2/n$ ) dla pełnej macierzy mobilności,  $I(M')$  zaś wartość tego indeksu dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi. Wprowadzona miara informuje nas o tym, w jakim stopniu ogólna nierówność szans jest rezultatem odrębności kategorii rolniczych. Jej wartości dla poszczególnych krajów zostały zestawione w tabeli 4.8.

Tabela 4.8  
Znaczenie odrębności wzorów ruchliwości kategorii rolniczych w poszczególnych krajach

Kraj	Miernik odrębności kategorii rolniczych <sup>a</sup>
Anglia	0,539
Australia	0,582 <sup>b</sup>
Filipiny	0,279
Francja	0,511
Izrael	0,223
RFN	0,191
Stany Zjednoczone	0,286
Szwecja	0,365
Węgry	0,232

<sup>a</sup> Zob. wzór (4.1).

<sup>b</sup> Wartość miernika informuje o odrębności trzech kategorii rolniczych: farmerów, robotników rolnych i wielkich hodowców. Przy uwzględnieniu jedynie farmerów i robotników rolnych wartość miernika spada do 0,090.

Znaczenie wymiaru określającego wzory ruchliwości kategorii rolniczych jest największe w Australii, Anglii i we Francji. W krajach tych specyficzny charakter przepływów właściwych omawianym kategoriom wyjaśnia ponad połowę ogólnej nierówności szans. Najmniejszą rolę odgrywa rozpatrywany wymiar na Węgrzech, w RFN, na Filipinach i w Stanach Zjednoczonych, aczkolwiek niskie wartości wprowadzonej miary dla tych krajów należy interpretować w odmienny sposób. Na Węgrzech przyczyną jest likwidacja własności indywidualnej w rolnictwie, co spowodowało zanik mechanizmu dziedziczenia pozycji poprzez przekazywanie gospodarstwa rolnego z ojca na syna. Natomiast w RFN, w Stanach Zjednoczonych i na Filipinach odrębność kategorii rolniczych jest wyraźna, lecz inne kategorie zawodowe również charakteryzują się znaczną specyfiką, w związku z czym odrębność kategorii rolniczych nie ma tak dużego względnego znaczenia, jak w innych krajach.

Drugie pytanie, na które analiza porównawcza miała dostarczyć odpowiedź, dotyczyło kwestii uniwersalnego charakteru ruchliwości w kategoriach nierolniczych. W tym zakresie udało nam się ustalić szereg prawidłowości. Do najważniejszych należą: 1. dystans elity zawodowej do pozostałych pracowników umysłowych, 2. odrębność właścicieli środków produkcji, 3. bariera między pracownikami fizycznymi i umysłowymi, 4. niewielkie zróżnicowanie wśród robotników. Każda z tych prawidłowości wymaga odrębnego omówienia.

We wszystkich krajach zaznacza się wyraźnie odrębność elity zawodowej obejmującej: wolne zawody, wielkich właścicieli, dyrektorów i wysokich urzędników państwowych. Mamy tu do czynienia ze zjawiskiem uniwersalnym, które występuje w krajach o różnym poziomie rozwoju gospodarczego, odmiennej tradycji kulturowej i o różnym ustroju społeczno-politycznym. Fakt ten świadczy o istnieniu ważnego mechanizmu strukturalizacji społecznej, któremu nie poświęcano dotąd należytej uwagi. Przy czym nie chodzi tu o odrębność bardzo wąskiej elity, lecz wyróżnionej, ze względu na miejsce w podziale pracy, szerszej kategorii społecznej, która w analizowanych przez nas krajach stanowiła przeciętnie około 10% przebadanej zbiorowości. Odrębność elity zawodowej może być z jednej strony traktowana jako rezultat reprodukcji rozumianej jako wysokie dziedziczenie przynależności do tej kategorii, z drugiej strony zaś jako następstwo monopolizacji dostępu do niej. Fenomenem rozpatrywanego zjawiska jest przy tym wielość wchodzących tu w grę mechanizmów, mających zarówno jawny, jak i ukryty charakter. Do pierwszej grupy można zaliczyć omawianą w przypadku Stanów Zjednoczonych profesjonalizację, mechanizm rekrutacji do najwyższych stanowisk państwowych (*Civil Service*) w Anglii (Bottomore 1966), czy też selekcyjny charakter funkcjonowania systemu szkolnego w różnych krajach. Takim mechanizmem jest również bezpośrednie dziedziczenie pozycji zawodowej ojca, na przykład przejmowanie kancelarii adwokackiej lub praktyki lekarskiej. Mechanizmy ukryte wiążą się z istnieniem układów i powiązań w ramach wspólnych środowisk, nierozłącznością kontaktów zawodowych i towarzyskich, co wynika z wymogu kooperacyjności charakterystycznego dla tej kategorii zawodowej. Ważną rolę pełni tu wspólnota wartości, przekonań oraz stylu życia, co jest istotnym składnikiem panowania kulturowego elity zawodowej.

Jak należy przypuszczać, wymienione mechanizmy oddziałują w różnych społeczeństwach w niejednakowym stopniu i z różną siłą. Tym bar-

dziej więc wydaje się ważne, że ostateczny rezultat ich działania — wyrażna odrębność elity zawodowej — zaznacza się we wszystkich krajach w podobny sposób.

W większości analizowanych krajów właściciele środków produkcji zajmują odrębną pozycję w strukturze wyznaczonej przez wzory ruchliwości. Zjawisko to ujawnia się w postaci drugiego wymiaru kanonicznego w macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi. Najsilniej wystąpiło ono w Izraelu i we Francji, w mniejszym zaś stopniu w Szwecji, na Węgrzech, w RFN i w Australii. W minimalnym zakresie odrębność właścicieli ujawniła się w Anglii, natomiast zupełnie nie ujawniła się w Stanach Zjednoczonych. Rozpatrywana prawidłowość ma odmienny charakter w stosunku do omawianego uprzednio dystansu pomiędzy elitą zawodową a pozostałymi kategoriami zawodowymi. O ile bowiem dystans ten zarysował się w ramach podstawowego wymiaru, określającego wzory przepływów w ramach kategorii nierolniczych, to specyficzna pozycja właścicieli zaznacza się w postaci odrębnego wymiaru. Na tym też polega uniwersalny charakter tej prawidłowości. Jest to sytuacja zbliżona do tej, z którą mieliśmy do czynienia w przypadku opozycji pomiędzy kategoriami rolniczymi a nierolniczymi. Jednocześnie zjawisko to występuje w poszczególnych krajach z różnym natężeniem, w związku z czym walor uniwersalności odnosi się jedynie do jego charakteru, nie zaś rozmiarów.

Na uzyskany wynik można spojrzeć z perspektywy dyskusji dotyczących struktury klasowej w społeczeństwie kapitalistycznym. W dyskusjach tych chodzi między innymi o ustalenie, czy drobni właściciele stanowią odrębny segment struktury klasowej. Wyniki naszej analizy dostarczają argumentów na rzecz koncepcji, w których postuluje się wyróżnienie tej kategorii (np. Carchedi 1978; Wright 1980).

Problematyka znaczenia podziału na pracowników fizycznych i umysłowych w stosunku do innych form nierówności społecznych była podejmowana wielokrotnie. Dystynkcja ta jest powszechnie uważana za ważną, przy czym część badaczy traktuje ją jako jedną z wielu form strukturalizacji (Vanneman 1977; Laumann 1965), inni zaś przypisują jej rolę dominującą (Parkin 1971; Gagliani 1982). Wyniki naszych analiz przemawiają raczej za słusnością pierwszego z tych stanowisk. W rozpatrywanych przez nas krajach wszystkie kategorie pracowników umysłowych lokują się na ogół wyżej niż pracownicy fizyczni. Pod tym względem mamy tu do czynienia z uniwersalną prawidłowością. Natomiast kwestia wielkości dystansu między pracownikami umysłowymi a fizycznymi nie może być

jednoznacznie rozstrzygnięta na podstawie uzyskanych wyników. W niektórych klasyfikacjach zawodów pracowników umysłowych nie dzielono bowiem na dostateczną liczbę szczegółowych kategorii, co, uwzględniając własności wykorzystanych metod analizy, powoduje pozorne zwiększenie rozpatrywanego dystansu. Mimo tych ograniczeń można jednak zaryzykować hipotezę, że w pewnych krajach, takich jak Anglia, Australia czy Węgry dystans ten jest znaczny, podczas gdy w innych, takich jak Stany Zjednoczone, prawie nie występuje.

Ostatnią z zaobserwowanych przez nas prawidłowości – ujawniających się we wzorach ruchliwości dla kategorii nierolniczych – jest niewielkie pod tym względem zróżnicowanie wśród robotników. Wynik ten można uznać za nieoczekiwany biorąc pod uwagę, że robotnicy stanowią najbardziej liczny segment struktury społecznej prawie w każdym z analizowanych krajów. Ponadto, jak wskazuje wielu autorów, jest to kategoria bardzo heterogeniczna ze względu na szereg istotnych wyznaczników miejsca w strukturze społecznej, takich jak poziom kwalifikacji (Dahrendorf 1963) czy położenie materialne (Goldthorpe i inni 1969). Zwraca się również uwagę na znaczenie różnic w treści i charakterze pracy (Mallet 1975) oraz na konsekwencje funkcjonowania odmiennych rynków pracy (Bibb i Form 1977), co oddziałuje na niejednakowy dostęp do szeregu przywilejów.

Jeżeli przyjmiemy, że wzory ruchliwości są dobrą charakterystyką procesu strukturalizacji, to wymienione wyżej aspekty położenia społecznego nie znajdują odzwierciedlenia w zróżnicowaniu wzorów mobilności w kategoriach robotniczych. Jest ono bowiem niewielkie na tle zróżnicowania wzorów mobilności w całym społeczeństwie. Prawidłowość ta ujawniła się we wszystkich analizowanych krajach. Nie oznacza to, rzecz jasna, że różnice pomiędzy segmentami klasy robotniczej w ogóle nie występują. Otrzymane wyniki dość jednoznacznie wskazują na istnienie wertykalnego układu pozycji wewnątrz klasy robotniczej. W układzie tym najwyższą pozycję zajmują majstrowie, brygadziści i robotnicy wykwalifikowani, niżej lokują się robotnicy półwykwalifikowani, najniżej zaś robotnicy wykonujący prace proste, nie wymagające kwalifikacji zawodowych. Uwzględniając jednak dystanse pomiędzy podstawowymi segmentami struktury społecznej, różnice te należy uznać za niewielkie.

Porównanie wzorów mobilności zakończymy omówieniem kwestii nierówności szans w poszczególnych krajach. Jest to problem ważny, ponieważ pozwala na zrozumienie istoty uniwersalnego charakteru omawia-

nych przez nas wymiarów ruchliwości. Wartości indeksu nierówności szans dla porównywanych krajów zostały zestawione w tabeli 4.9. Są one silnie zróżnicowane – od 1,121 dla Filipin do 0,248 dla Izraela. Mimo iż na wielkość stosowanego miernika ma również wpływ liczba kategorii zawodowych i sposób ich wyodrębnienia, to jednak na podstawie otrzymanych wyników można twierdzić, że odstępstwa obserwowanej mobilności od modelu równych szans nie są w analizowanych krajach jednokowe. Oznacza to, że stopień zamknięcia wyróżnionych segmentów jest odmienny. Zjawisko to nie może być przy tym wyjaśnione na podstawie omówionego poprzednio międzykrajowego zróżnicowania zamknięcia kategorii rolniczych. Zwróćmy bowiem uwagę, że po ich wyłączeniu wartości indeksu nierówności szans dla poszczególnych krajów nadal pozostają silnie zróżnicowane. Bariery ruchliwości w ramach kategorii nierolniczych rysują się więc w jednych krajach mocniej, w innych słabiej, co należy uznać za zjawisko częściowo niezależne od zamknięcia kategorii rolniczych.

Spójrzmy teraz na zjawisko nierówności szans poprzez pryzmat siły związku między pozycją zawodową ojca i syna, mierzonej wartością współczynnika korelacji. Podejście takie stosują badacze traktujący ruchliwość jako proces osiągnięć pozycji społecznej. W naszej analizie odpowiednikiem wykorzystywanej przez nich miary jest pierwsza korelacja kanoniczna.

Tabela 4.9

Indeksy nierówności szans oraz pierwsze korelacje kanoniczne dla pełnych macierzy mobilności oraz dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi  
Wybrane kraje

Kraj	Pełna macierz mobilności		Macierz bez kategorii rolniczych	
	$\chi^2/n$	$R_1$	$\chi^2/n$	$R_1$
Anglia	0,406	0,432	0,187	0,382
Australia	0,802	0,563	0,335 <sup>a</sup>	0,382 <sup>a</sup>
Filipiny	1,121	0,536	0,808	0,496
Francja	0,619	0,593	0,303	0,424
Izrael	0,248	0,289	0,193	0,295
RFN	0,855	0,536	0,692	0,520
Stany Zjednoczone	0,374	0,202	0,267	0,149
Szwecja	0,310	0,416	0,197	0,379
Węgry	0,293	0,411	0,225	0,379

<sup>a</sup> Wyłączeni także wielcy hodowcy <http://rcin.org.pl>



Określa ona maksymalną możliwą wartość współczynnika korelacji przy dowolnym sposobie wyskalowania pozycji ojca i pozycji syna (zob. podrozdz. 2.5). Wartości pierwszej korelacji kanonicznej zestawiliśmy w tabeli 4.9. Wielkości otrzymane dla pełnej macierzy wykazują spore zróżnicowanie, lecz jest ono trudne do wyjaśnienia, gdyż na ogół pierwszemu wymiarowi kanonicznemu trudno przypisać substancywną interpretację. Ograniczymy się więc do porównania korelacji dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi, gdzie pierwszy wymiar kanoniczny odwzorowuje podstawową oś strukturalizacji w ramach kategorii nierolniczych. W tym przypadku wartości korelacji dla większości krajów okazały się zbliżone i oscylują wokół 0,400.

Wynik ten ma, naszym zdaniem, ważne implikacje dla praktyki badawczej w zakresie analiz porównawczych procesu strukturalizacji społecznej w różnych krajach. Jeżeli ograniczymy się jedynie do badania siły związku między pozycją ojca i syna za pomocą współczynnika korelacji, to należy oczekiwać, że wyniki dla wielu krajów okażą się podobne. Wniosek taki nasuwają przedstawione wyżej rezultaty. Należy jednak pamiętać, że analizie poddajemy w ten sposób tylko jeden z wielu aspektów procesu strukturalizacji. Po uwzględnieniu innych aspektów może okazać się, że dwa społeczeństwa, w których siła związku między pozycją ojca i syna jest zbliżona, istotnie różnią się pod względem zamknięcia poszczególnych kategorii zawodowych.

#### 4.5. ZNACZENIE OTRZYMANYCH REZULTATÓW

Podejmując analizy wzorów mobilności nie przyjmowaliśmy z góry żadnej określonej koncepcji teoretycznej, która narzucałaby pewien model podziałów społecznych, dystansów między segmentami systemu nierówności oraz zasad ich zhierarchizowania. Przyjęcie takiej perspektywy było możliwe dzięki temu, że zastosowana przez nas metoda miała charakter eksploracyjny, w związku z czym nie wymagała żadnych wstępnych założeń w wymienionych kwestiach. Otrzymane wyniki są więc wolne od założeń dotyczących kształtu systemu nierówności, przez co mogą być potraktowane jako argument na rzecz rozstrzygnięcia pewnych problemów wysuwanych na gruncie teorii struktury społecznej.

Jedna z najczęściej rozważanych ostatnio kwestii dotyczy wymiarowości struktury społecznej. W najbardziej rozpowszechnionej w socjologii klas i warstw społecznych tradycji system nierówności ujmuje się w po-

staci jednowymiarowej hierarchii pozycji jednostek lub kategorii społecznych. Taka praktyka badawcza wystąpiła najsilniej w teoretycznych i empirycznych analizach inspirowanych założeniami funkcjonalnej teorii uwarstwienia. Została ona zapoczątkowana przez Davisa i Moore'a (1944) oraz przez Parsonsa (1953) i była kontynuowana w znaczących dla socjologii klas i warstw przedsięwzięciach badawczych (Barber 1957; Kahl 1957; Lenski 1966; Blau i Duncan 1967; Treiman 1977). Przekonanie, że system nierówności ma postać jednowymiarowej hierarchii, dominuje w socjologii amerykańskiej do chwili obecnej.

W miarę upływu czasu pogląd ten był coraz częściej krytykowany. Głosy krytyczne sprowadzały się w części do stwierdzenia potrzeby wyróżnienia kilku wymiarów nierówności (np. według kryteriów władzy, dochodów, prestiżu, wykształcenia), przy czym zakładano, iż mają one charakter równorzędny (Lipset i Zetterberg 1956; Wilensky 1966). Najbardziej uzasadnione argumenty krytyczne przedstawiono jednak w ramach marksistowskiej teorii struktury klasowej. Warto tu przedstawić stanowisko Macha i Wesołowskiego, którzy piszą:

Przestrzeń, w której klasy i warstwy konstytuują się i wyodrębniają, jest przestrzenią wielowymiarową, o parametrach (wymiarach) o niejednakowym znaczeniu [...] Układ klas i warstw społecznych reprezentujących różnorodne historycznie uwarunkowane konfiguracje stosunków i atrybutów nie daje się odwzorować za pomocą jednej, choćby bardzo syntetycznej skali, w szczególności nie daje się on przedstawić w postaci układu hierarchicznego (Mach i Wesołowski 1982: 113).

W marksistowskim ujęciu struktury społecznej, jak piszą dalej cytowani autorzy, nie istnieje pojęcie przechodniości stosunków, i z tego właśnie względu nie istnieje również pojęcie wspólnych hierarchii, w których mogłyby być lokowane wszystkie elementy struktury społecznej (1982: 116). Postuluje się więc traktowanie przestrzeni społecznej jako wielowymiarowej, wyznaczonej przez stosunki między podstawowymi segmentami, w której stosunek do środków produkcji odgrywa dominującą rolę.

Jeżeli przyjmiemy, że wzory ruchliwości są dobrą charakterystyką procesu społecznej strukturalizacji, to nasze rezultaty dość jednoznacznie wskazują, iż układ segmentów struktury społecznej nie tworzy jednowymiarowej hierarchii. W większości analizowanych krajów wyodrębniają się bowiem trzy wymiary ruchliwości zawodowej: jeden określony przez opozycję między kategoriami rolniczymi i nierolniczymi, drugi, różnicujący szanse ruchliwości w ramach kategorii nierolniczych, oraz trzeci,

wyznaczony przez odrębność właścicieli. Systemowi nierówności utożsamianemu tradycyjnie z hierarchią pozycji odpowiada drugi z wyróżnionych wymiarów. Ujawnianie się dwóch pozostałych świadczy jednak o tym, że obraz struktury społecznej jako jednowymiarowej hierarchii jest zbyt niem uproszczeniem. W tej sytuacji określenie pozycji wszystkich kategorii w jednym wymiarze nie pokazuje faktycznego miejsca niektórych z nich w systemie nierówności. Z naszych analiz wynika, że takimi kategoriami, których pozycje wykraczają poza jeden uniwersalny wymiar, są w większości krajów rolnicy i właściciele.

Każda interpretacja stwierdzonej prawidłowości musi ujawniać wspólne cechy obu tych kategorii, wskazujące jednocześnie na ich odrębność w stosunku do pozostałych segmentów struktury społecznej. Podstawową taką cechą jest stosunek do środków produkcji. Na znaczenie stosunku do środków produkcji jako wyznacznika zasadniczych podziałów społecznych wskazują od dawna badacze o orientacji marksistowskiej. Dotychczas teza ta nie została jednak udokumentowana empirycznie na podstawie wyników analiz nad ruchliwością. Wydaje się, że przedstawione w tym rozdziale rezultaty stanowią pierwsze tego rodzaju świadectwo.

Na zakończenie poświęcimy kilka słów problemowi otwartości struktury społecznej. Przeprowadzone analizy pokazały, że znaczne dystanse między kategoriami zawodowymi mogą współwystępować ze zjawiskiem stosunkowo dużej równości szans. Świadczy to o tym, że obu tych aspektów społecznej strukturalizacji nie należy traktować jako wykluczających się. Zastosowana przez nas metoda umożliwia identyfikację dystansów między kategoriami niezależnie od stopnia realizacji w danym społeczeństwie zasady równości szans. Zgadamy się przy tym, że dystanse, ujawnione w społeczeństwach o niższej otwartości struktury społecznej, świadczą o występowaniu znacznie silniejszych barier niż w społeczeństwach charakteryzujących się wysoką otwartością tej struktury. Przyjęcie tego punktu widzenia jest uzasadnione w analizach porównawczych. Warto jednak uwzględnić także i inny aspekt omawianego problemu, a mianowicie względne znaczenie dystansów istniejących w ramach poszczególnych krajów. Wielkość dystansów określa bowiem kształt struktury społecznej niezależnie od stopnia jej otwartości, co zdaje się mieć istotne konsekwencje w sferze postrzegania przez jednostki systemu nierówności. Jest to w naszym przekonaniu ważna kwestia, która powinna stać się przedmiotem dalszych badań.

## Rozdział 5

### WZORY RUCHLIWOŚCI W POLSCE

#### 5.1. WSTĘP

W rozdziale tym zajmiemy się strukturą ruchliwości w Polsce. Postaramy się ustalić dominujące osie przepływów między wyróżnionymi kategoriami zawodowymi oraz dystanse między kategoriami określone przez wielkości tych przepływów. Posłużymy się tą samą metodą analizy wzorów mobilności, którą stosowaliśmy przy porównaniach międzykrajowych. Umożliwi to zestawienie wyników otrzymanych dla Polski i innych krajów, co stanowić będzie podstawę określenia, o ile wzory ruchliwości w Polsce cechują się specyfiką w stosunku do wzorów obserwowanych w innych krajach, a o ile są zgodne z występującymi w tym zakresie tendencjami.

W pierwszym podrozdziale scharakteryzujemy dane empiryczne, które będą przedmiotem naszej analizy. Następnie przedstawimy rozwiązanie kanoniczne dla rozważanej macierzy ruchliwości i na tej podstawie omówimy poszczególne aspekty procesu strukturalizacji w naszym społeczeństwie w okresie powojennym. Na koniec postaramy się określić specyfikę wzorów ruchliwości w Polsce na tle innych analizowanych przez nas krajów.

#### 5.2. CHARAKTERYSTYKA WYKORZYSTANYCH DANYCH

Podstawą naszych analiz będzie tabela ruchliwości międzypokoleniowej mężczyzn opracowana na podstawie rezultatów badania przeprowadzonego w 1982 r. przez Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Badaniem objęto losową próbę ludności Polski ( $n=5431$ ) w wieku powyżej 18 lat. Przedmiotem badania były warunki życia i potrzeby społeczeństwa polskiego. Nie było więc ono nastawione bezpośrednio na <http://rcin.org.pl>

problematykę ruchliwości zawodowej, jednakże zbierano w nim informacje o sytuacji pracy badanego i jego rodziców. Respondentów pytano o ich pierwszą pracę oraz o pracę obecną. W obu przypadkach pytania dotyczyły następujących kwestii: nazwy zawodu i zajmowanego stanowiska, opisu wykonywanych czynności, pełnienia funkcji kierowniczych, nazwy i wielkości zakładu pracy oraz przynależności zakładu do określonego sektora gospodarki (państwowy, spółdzielczy lub prywatny). Pytania o zawód rodziców dotyczyły stanu, gdy badany miał 16 lat. Proszono o podanie nazwy zawodu, nazwy zajmowanego stanowiska, opisanie wykonywanych czynności oraz określenie charakteru własności zakładu lub gospodarstwa rolnego. W naszych analizach uwzględniliśmy jedynie pracujących mężczyzn, którzy odpowiedzieli na pytania dotyczące aktualnie wykonywanego przez siebie zawodu oraz zawodu ojca. Osób takich było 1727.

Podczas kodowania zebranego materiału zawodom przypisywano czterocyfrowe symbole kodowe według społecznej klasyfikacji zawodów (Pohoski i Słomczyński 1978). Do naszych celów zawody pogrupowaliśmy w 12 kategorii, wykorzystując schemat zaproponowany przez Pohoskiego (1983). Uwzględniono w nim najważniejsze cechy społecznego podziału pracy, takie jak: charakter pracy (fizyczna – umysłowa), rodzaj wykonywanych czynności, wymagane kwalifikacje, rodzaj zajmowanego stanowiska oraz stosunek do środków produkcji. Wyodrębnione kategorie zawodowe identyfikują w naszym przekonaniu istotne segmenty systemu nierówności w Polsce (Domański 1985a). Pełny zestaw dwunastu kategorii został zamieszczony w tabeli 5.1.

W naszych analizach będziemy się również odwoływać do wyników otrzymanych w dwóch wcześniej przeprowadzonych badaniach międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej. Pierwsze z nich zostało zrealizowane w latach 1964–67 i objęło losową próbę czynnych zawodowo mężczyzn w wieku 21–65 lat, mieszkańców Łodzi, Koszalina i Szczecina (Słomczyński i Wesolowski 1970). Korzystaliśmy z tabel mobilności przedstawionych przez Janicką (1976: tabela 3). Podstawą opracowania tabel była klasyfikacja zawodów, którą można uznać za porównywalną z opisanym wyżej schematem, aczkolwiek wyróżniono w niej mniejszą liczbę kategorii.

Drugie z badań przeprowadził w 1972 r. Główny Urząd Statystyczny na reprezentacyjnej próbie ludności czynnej zawodowo. Badaniem objęto 72 179 osób w wieku 15–69 lat, w tym 38 057 mężczyzn (Zagórski 1976). Przy opracowywaniu macierzy mobilności posłużono się klasyfikacją zawodów, w której obok wymienionych wyżej kryteriów uwzględniono także podział

Tabela 5.1

Niestandardyzowane wagi kanoniczne oraz korelacje kanoniczne dla pierwszej i drugiej pary zmiennych kanonicznych  
Polska 1982

Kategoria zawodowa	Pierwsza para zmiennych kanonicznych		Druga para zmiennych kanonicznych	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Kierownicy	100,0	100,0	100,0	100,0
Specjaliści	87,7	86,9	95,3	61,6
Technicy i mistrzowie	83,6	85,8	94,8	51,7
Pracownicy umysłowi	90,8	74,3	87,2	31,9
Fizyczno-umysłowi	79,6	54,8	43,7	17,5
Właściciele	68,4	75,1	67,6	33,1
Majstrowie i brygadziści	62,8	68,3	7,2	13,4
Robotnicy wykwalifikowani	66,9	63,8	20,3	1,7
Robotnicy półwykwalifikowani	66,5	41,2	32,8	31,0
Robotnicy niewykwalifikowani	48,8	35,4	0,0	0,0
Robotnicy rolni	22,9	21,5	19,0	5,9
Rolnicy	0,0	0,0	50,5	37,8
Korelacje kanoniczne	0,495		0,290	

Źródło: Domański i Sawiński 1984: tabela 1. Pełny opis danych przedstawiliśmy w podrozdz. 5.2.

według gałęzi gospodarki. Wyróżniono w niej 20 kategorii zawodowych (Zagórski 1976: 13–8). Przyjęta kategoryzacja nie jest w pełni porównywalna ze schematem stosowanym w analizie danych z 1982 r. Dotyczy to w szczególności robotników i pracowników fizyczno-umysłowych, które to kategorie w badaniach GUS-owskich zostały pogrupowane według gałęzi gospodarki (np. „robotnicy w zawodach transportowo-łącznościowych”), przez co otrzymano grupy heterogeniczne pod względem poziomu kwalifikacji. Nie pozwala to na wyróżnienie robotników wykwalifikowanych, półwykwalifikowanych i niewykwalifikowanych. Podobne problemy stwarza połączenie techników z inżynierami, którzy w naszej kategoryzacji są zaliczani do odrębnych kategorii.

Dlatego w celu rozstrzygnięcia niektórych problemów stosować będziemy wspólny schemat klasyfikacji dla badań z 1972 i 1982 r. W schemacie tym wyróżnionych zostało 10 kategorii zawodowych: kierownicy, specjaliści, technicy, pozostali pracownicy umysłowi, właściciele, pracownicy fizyczno-umysłowi, robotnicy wykwalifikowani i półwykwalifikowani, robotnicy niewykwalifikowani, robotnicy rolni, rolnicy. Należy zaznaczyć,

że przedstawiony schemat będziemy wykorzystywać tylko do analizy tych problemów, których rozważenie wymaga porównywalnych klasyfikacji. Ogólnie natomiast schemat ten nie jest dobrym narzędziem identyfikacji podstawowych segmentów struktury społecznej, ponieważ robotnicy wykwalifikowani i półwykwalifikowani zostali zaliczeni do jednej kategorii.

Wykorzystanie informacji z dwóch dodatkowych badań daje możliwości wzbogacenia otrzymanych wniosków. Posłużą one do ustalenia, o ile stwierdzone prawidłowości mają charakter trwały. Zdajemy sobie sprawę, że rozważane badania różnią się nie tylko czasem przeprowadzania, lecz również zakresem przebadanej próby oraz sposobem skategoryzowania zawodów. Dlatego też formułowane w tym zakresie wnioski mogą mieć jedynie rangę hipotez. Niemniej sądzimy, że ze względu na wagę rozpatrywanych problemów próbę taką warto podjąć.

### 5.3. ASPEKTY STRUKTURY RUCHLIWOŚCI W POLSCE

Podstawę analizy stanowiąc będzie macierz przepływów między zawodem ojca a zawodem syna ustalonym w 1982 r. (Domański i Sawiński 1984: tabela 1). Wartość indeksu nierówności szans wynosi dla tej macierzy 0,415, co należy uznać za wartość przeciętną. Otwartość poszczególnych kategorii zawodowych jest zróżnicowana. Zdecydowanie największym odstępstwem od modelu równych szans charakteryzuje się samorekrutacja w kategorii rolników. Wartość indeksu  $q_{ij}$  wyliczona dla tego pola macierzy mobilności wynosi 8,32. Znacząca samorekrutacja występuje także wśród specjalistów (3,07), robotników rolnych (2,95), robotników wykwalifikowanych (2,13) oraz kierowników (1,61). Oprócz samorekrutacji znacznym odstępstwem od modelu równych szans charakteryzują się również przepływy pomiędzy niektórymi kategoriami zawodowymi ojców i synów. Najbardziej niedoreprezentowany jest odpływ z robotników wykwalifikowanych do rolników (4,06), a także z rolników do robotników wykwalifikowanych (1,19) i specjalistów (1,17). Natomiast znaczącą nadwyżką osób charakteryzuje się jedynie przepływ z kategorii techników do specjalistów (1,06).

#### 5.3.1. ODREBNÓŚĆ ROLNIKÓW

Najważniejsze odstępstwa od modelu równych szans występują w przypadku kategorii rolników, co świadczy o tym, że samorekrutacja w tej kategorii oraz przepływy między rolnikami a kategoriami nierolniczymi wyz-

naczają jedną z podstawowych osi społecznej strukturalizacji. Znajduje to odzwierciedlenie w rezultatach analizy kanonicznej (tab. 5.1). W pierwszym wymiarze kanonicznym największy dystans zarysowuje się pomiędzy rolnikami a kategoriami nierolniczymi, zarówno dla wzorów napływu, jak i odpływu. Przy czym pozycję pośrednią między wyróżnionymi w ten sposób segmentami struktury zajmują robotnicy rolni.

Odrębność rolników wydaje się trwałą cechą omawianego aspektu strukturalizacji społecznej w Polsce. Analogiczny wynik otrzymaliśmy bowiem dla tabeli ruchliwości międzypokoleniowej opracowanej na podstawie badania z 1972 r. Również w przypadku tych danych rozmiary samorekrutacji w kategorii rolników stanowiły największe odstępstwo od modelu równych szans ( $q_{ij} = 7,16$ ). Rozwiązanie kanoniczne dla tej macierzy prezentujemy w tabeli 5.2. Dystans rolników od kategorii nierolniczych jest wyraźnie widoczny. Zwracamy uwagę, że tak jak poprzednio robotnicy rolni lokują się pomiędzy rolnikami a kategoriami nierolniczymi.

Porównując wyniki obu badań dochodzimy do wniosku, że mimo upływu czasu rolnicy względem pozostałych kategorii zawodowych lokują się podobnie. Stwierdzenie to nie mówi jednak o ważności tego dystansu w strukturze wyznaczonej przez wzory ruchliwości. Można przypuszczać, że jego ważność jest obecnie inna niż w roku 1972. W analizowanym okresie nastąpił bowiem spadek udziału rolników wśród ogółu ludności czynnej zawodowo, co jest charakterystyczną cechą przemian strukturalnych w społeczeństwach przemysłowych (Zagórski 1978). O ile bowiem w próbie przebadanej w 1972 r. rolnicy stanowili 27,0% – w 1982 r. ich proporcja zmniejszyła się do 22,5% (wśród ojców osób badanych analogiczne odsetki wynosiły 53,4 i 47,1). W celu określenia względnej ważności rozpatrywanego dystansu posłużymy się wskaźnikiem stosowanym w rozdziale 4 (wzór 4.1). Jego wartość określa, o ile ogólna nierówność szans ulega redukcji, gdy z macierzy mobilności wyłączymy napływ do kategorii rolniczych i odpływ z tych kategorii. Wartość tego wskaźnika obliczyliśmy dla macierzy mobilności z 1972 i 1982 r. sprowadzonych do jednolitej postaci, poprzez wykorzystanie omówionego uprzednio schematu klasyfikacji wspólnego dla obu badań. Obliczona wartość wskaźnika dla roku 1972 wynosiła 0,516, natomiast dla roku 1982 – 0,503, czyli praktycznie nie uległa zmianie. Odrębność rolników w stosunku do pozostałych kategorii zawodowych utrzymuje się więc na zbliżonym poziomie. Zmniejszenie się udziału rolników wśród ogółu pracujących (zmiany strukturalne) nie musi więc prowadzić do zwiększenia się bariery ruchliwości między tą kategorią a kategoriami nierolniczymi.



Tabela 5.2

Niestandardyzowane wagi kanoniczne oraz korelacje kanoniczne dla pierwszej i drugiej pary zmiennych kanonicznych  
Polska 1972

Kategorie zawodowe <sup>a</sup>	Pierwsza para zmiennych kanonicznych		Druga para zmiennych kanonicznych	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Pozostali inżynierowie i technicy	100,0	100,0	77,0	69,3
Specjaliści wyższego rzędu w zawodach nietechnicznych	100,0	88,3	100,0	100,0
Mistrzowie i pokrewne zawody	89,8	87,1	46,9	45,0
Kadry kierownicze ds. techniczno-produkcyjnych	83,2	79,9	39,4	47,0
Pracownicy administracyjno-biurowi	85,6	75,8	55,2	48,2
Pozostali specjaliści w zawodach nietechnicznych	80,6	73,7	52,9	42,0
Pozostali właściciele	64,1	67,3	33,8	29,1
Robotnicy przemysłowi	65,0	64,9	15,0	14,6
Kierownicze kadry administracyjne	85,7	64,4	53,1	45,4
Rybacy	47,7	56,7	0,0	0,0
Specjaliści rolnictwa i leśnictwa	60,6	52,8	40,4	64,3
Pracownicy w zawodach transportowo-łącznościowych	65,4	51,2	24,4	21,9
Właściciele w zawodach przemysłowych i budowlanych	50,6	50,8	26,5	34,5
Chałupnicy i agenci	70,0	50,5	32,2	36,0
Robotnicy budowlani	54,7	49,1	6,8	13,4
Pracownicy handlu i usług	60,8	45,8	16,5	26,9
Niewykwalifikowany personel obsługi	52,9	40,6	15,0	19,9
Robotnicy do prac prostych	51,5	38,3	9,2	18,6
Robotnicy rolni i leśni	25,4	28,8	13,4	17,0
Rolnicy indywidualni	0,0	0,0	27,5	37,7
Korelacje kanoniczne	0,503		0,303	

Źródło: Zagórski 1976; tabela 10. Opis danych w podrozdz. 5.2.

<sup>a</sup> Kategorie zawodowe zostały podane w porządku malejącym wag skalowych na pierwszej zmiennej kanonicznej dla synów.

Zjawisko to wiąże się w naszym przekonaniu z podobnymi rozmiarami dziedziczenia w kategorii rolników w latach 1972–82. O ile bowiem w 1972 r. 40,8% synów rolników obejmowało gospodarstwa rolne – dziesięć lat później proporcja ta zwiększyła się jedynie do 42,4%.

Odmienny charakter wzorów ruchliwości między kategoriami rolniczymi a nierolniczymi jest determinowany przez wiele czynników. Zwraca się uwagę, że splot aktywności produkcyjnej z życiem rodzinnym jest ważną cechą rodziny chłopskiej, która to cecha nie występuje w innych kategoriach zawodowych. Podstawą tej jedności jest identyfikacja rodziny z gospodarstwem, co wyznacza w sposób bardzo silny i niezwykle trwałe zależności między uczestnikami pracy w gospodarstwie, a także ich role życiowe (Adamski 1974: 195). Siła i trwałość tych stosunków muszą niewątpliwie kształtować wzory kariery zawodowej i systemy wartości związane z pracą. Decydują one również o tym, że w systemie pracy chłopskiej tkwią w dalszym ciągu silne elementy partykularne i jest on słabo podporządkowany mechanizmom uniwersalnym (Turski i inni 1977: 69).

Innym czynnikiem określającym odrębność rolników jest specyficzny charakter socjalizacji w rodzinie chłopskiej. Znaczną rolę odgrywa oddziaływanie tradycyjnej kultury chłopskiej – dominacja kultu pracy i ograniczenie do środowiska wiejskiego wzorów awansu społecznego (Chałasiński 1969: 206). Duże znaczenie w tym kontekście ma ograniczone oddziaływanie szkoły. Jako jedną z przyczyn tego stanu wymienia się stosunkowo wysokie koszty ponoszone przez rodziny chłopskie na kształcenie dzieci w szkołach ponadpodstawowych, w porównaniu z nakładami ponoszonymi w tym zakresie przez inne kategorie społeczne (Kozakiewicz i inni 1974).

Specyficzny system wartości i wzory zachowań rodzin chłopskich są wzmocnione przez zasiedloność części rodzin mieszkających przez pokolenia w tej samej wsi i tradycje wspólnej przeszłości (Turowski 1972: 127). W dotychczasowych studiach nad wiejską społecznością lokalną w Polsce podkreślano także ważność izolacji geograficznej wsi, jako czynnika utrzymującego integrację społeczności rolniczych (Turowski 1972: 127). Integracja w sferze normatywnej ogranicza proces internalizacji dominujących w społeczeństwie wzorów osiągnięć.

Warto przy tym zaznaczyć, że w rozpatrywanym przez nas aspekcie strukturalizacji społecznej nie znajdują odzwierciedlenia zjawiska, na których istnienie często zwraca się uwagę. Są one ujmowane w postaci tezy głoszącej, że proces przeobrażeń w rolnictwie osiąga coraz wyższy poziom zmian i stan coraz bardziej odległy od tradycyjnych, chłopskich wzorów pracy i życia, a zbliża się coraz bardziej do wzorów wytworzonych przez przemysł i socjalistyczną organizację pracy (Jacher 1977: 62). Nie podejmując próby oceny, czy sygnalizowane tendencje przemian w społeczności wiejskiej są zgodne z rzeczywistością, musimy stwierdzić opierając się na

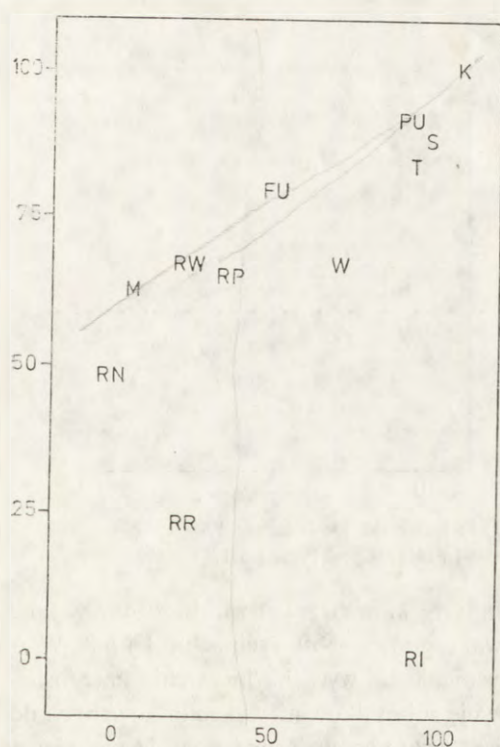
wynikach naszych analiz, iż nie eliminują one odrębnego charakteru wzorów ruchliwości rolników.

### 5.3.2. BARIERA FIZYCZNI-UMYSŁOWI

Przejdźmy obecnie do omówienia drugiego podstawowego aspektu społecznej strukturalizacji, jakim jest zróżnicowanie wzorów mobilności wśród kategorii nierolniczych. Zjawisko to ilustrują wartości skalowe w pierw-

Rycina 5.1

Wartości skalowe dla ojców na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej  
Polska 1982

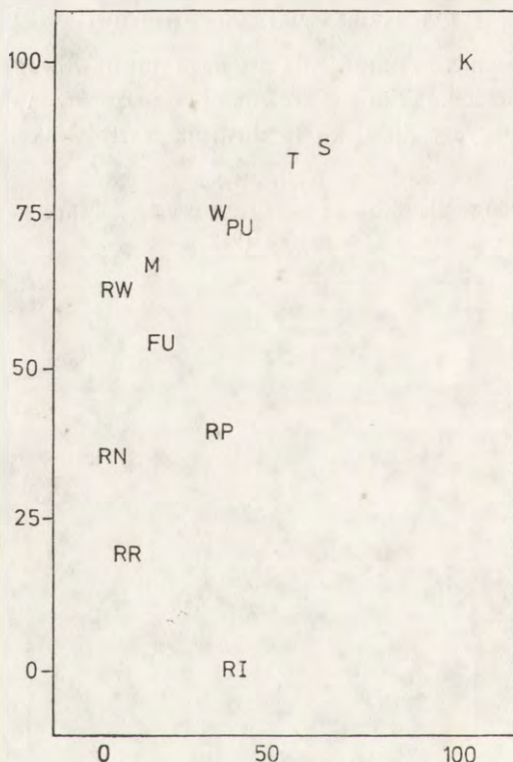


Źródło: Domański i Sawiński 1984: tabela 1.

Objaśnienia symboli: K – kierownicy, S – specjaliści, T – technicy i mistrzowie, PU – pozostali pracownicy umysłowi, FU – pracownicy fizyczno-umysłowi, W – właściciele, M – majstrowie i brygadziści, RW – robotnicy wykwalifikowani, RP – robotnicy półwykwalifikowani, RN – robotnicy niewykwalifikowani, RR – robotnicy rolni, RI – rolnicy indywidualni.

<http://rcin.org.pl>

Rycina 5.2  
Wartości skalowe dla synów na pierwszej i drugiej zmiennej kanonicznej  
Polska 1982



Źródło: Domański i Sawiński 1984: tabela 1.  
Objaśnienia symboli podano pod ryciną 5.1.

szym i drugim wymiarze kanonicznym zamieszczone w tabeli 5.1 oraz dodatkowo zobrazowane graficznie na rycinach 5.1 i 5.2. W obu wymiarach kanonicznych zarysowuje się wyraźna hierarchia kategorii – od zajmujących najniższą pozycję robotników niewykwalifikowanych do kierowników. Nieco odmienna jest przy tym względna pozycja niektórych kategorii dla wzorów napływu i odpływu, jak też dystanse między kategoriami.

Wpierw skoncentrujemy się na analizie struktury ruchliwości charakteryzowanej w postaci wzorów odpływu (ryc. 5.1). Najbardziej zmienną cechą jest tu dystans pomiędzy pracownikami umysłowymi a fizycznymi. W porównaniu z tym dystansem wewnętrzne zróżnicowanie w obrębie każ-

dej z tych dwóch grup można uznać za niewielkie. Właściciele i pracownicy fizyczno-umysłowi, to jest kategorie tradycyjnie nie zaliczane do żadnej z tych grup, zajmują w tym układzie pozycję pośrednią, przy czym lokują się nieco bliżej robotników.

Wyniki analizy kanonicznej świadczą więc o tym, że synowie pracowników umysłowych zajmują w systemie nierówności przeciętnie wyższą pozycję niż synowie robotników. Jeżeli proces strukturalizacji społecznej rozpatrywać z perspektywy wzorów alokacji, to dystynkcję między pracownikami umysłowymi a fizycznymi należy uznać za najważniejszą cechę tego procesu. Bariera ta była tradycyjnie wskazywana jako istotny element podziałów społecznych w Polsce. W okresie międzywojennym robotników od pracowników umysłowych dzielił znaczny dystans w sferze materialnej i kulturowej. Położenie materialne robotników ze względu na poziom zarobków, standard mieszkaniowy oraz zakres posiadania dóbr trwałego użytku było znacznie gorsze niż w przypadku urzędników (Landau 1933; Zdanowski 1936). W sferze nierówności kulturowych należy zwrócić przede wszystkim uwagę na różnice w poziomie osiąganego wykształcenia, co w dużej mierze wiązało się z wysokimi opłatami za naukę (Kornilowicz i inni 1938: 48–55). Z zamknięciem kanału awansu poprzez wykształcenie wiązało się zjawisko wysokiej reprodukcji w ramach klasy robotniczej (Żarnowski 1973: 90). Omawiany dystans znajdował odzwierciedlenie w świadomości społecznej. Przedstawiciele zawodów umysłowych charakteryzowali się wysokim prestiżem, zawody zaś robotnicze zajmowały w hierarchii prestiżu najniższe szczeble (Buławski 1932).

Po wojnie starano się osłabić znaczenie czynników wyznaczających odmienne położenie pracowników fizycznych i umysłowych. Zniesiono różnice wynagrodzeń za pracę fizyczną i umysłową. Poprzez zreformowanie systemu oświaty dzieciom robotników umożliwiono dostęp do wszystkich jego szczebli (Adamski i Zagórski 1979). Tym samym stworzono możliwość łatwego przejścia z kategorii pracowników fizycznych do umysłowych.

Jednakże pewne różnice w sferze materialnej pomiędzy pracownikami umysłowymi a fizycznymi pozostały. Zarobki pracowników umysłowych są ogólnie nieco wyższe niż pracowników fizycznych (Domański 1985b). Nieco większe różnice obserwuje się w zakresie standardu mieszkaniowego (Wojciechowska 1977: 69–87; Makarczyk 1978: 42–4; Malanowski 1981: 26–33) oraz wyposażenia w dobra trwałego użytku (Wojciechowska 1977: 88–106). Trudno jest jednak rozstrzygnąć, o ile różnice w położeniu materialnym warunkują wyraźną barierę pod względem mocy alokacyjnej po-

między dwiema rozważanymi kategoriami. Być może wpływ ten jest istotny, aczkolwiek należy sądzić, że położenie materialne nie jest w tym przypadku czynnikiem decydującym. Niektóre z cytowanych wyżej badań wskazują bowiem, że zróżnicowanie położenia materialnego w ramach samych pracowników umysłowych jest na ogół znacznie większe niż ich odrębność pod tym względem w stosunku do pracowników fizycznych. Przede wszystkim znaczny dystans zarysowuje się pomiędzy inteligencją a pozostałymi pracownikami umysłowymi (Domański 1985b; Wojciechowska 1977: 230 – 1, 236 – 7). Tymczasem otrzymane przez nas wartości kanoniczne świadczą, że pod względem mocy alokacyjnej kategorie pracowników umysłowych nie różnią się znacznie między sobą.

Sądzymy raczej, że przyczyn odrębności między kategoriami fizycznymi a umysłowymi należy upatrywać w czynnikach kulturowych. Chodziłoby tu o zróżnicowanie wyznawanych wartości, mniej lub bardziej bezpośrednio związanych z postrzeganiem systemu nierówności, oraz możliwości przemieszczeń w przestrzeni społecznej. W kontekście rozważanej przez nas problematyki podstawowe znaczenie miałyby postawy wobec osiągnięć, w tym własne aspiracje zawodowe oraz aspiracje rodziców w stosunku do pozycji zawodowej dzieci. Związek aspiracji z faktycznie dokonującą się ruchliwością wydaje się bezpośredni; rodzice poprzez oddziaływania wychowawcze są w stanie w dużym stopniu ukierunkować wybór drogi zawodowej dziecka, a także poprzez poniesienie określonych nakładów mogą wyposażyć dzieci w zasoby niezbędne do osiągnięcia odpowiedniej, w ich mniemaniu, pozycji społecznej.

W myśl tej interpretacji podobieństwo pozycji zajmowanych przez dzieci pracowników umysłowych byłoby rezultatem znacznego ujednoczenia aspiracji rodziców należących do kategorii zawodowych, które wchodzi w skład tej grupy. Jednocześnie aspiracje te byłyby wyraźnie odmienne od tych, jakie mają pracownicy fizyczni w stosunku do swoich dzieci. Tak sformułowana teza nie może być jednak zweryfikowana bezpośrednio. W przeprowadzonych dotychczas badaniach empirycznych nie podejmowano bowiem problemu zróżnicowania aspiracji rodziców wobec dzieci w zależności od przynależności rodziców do wąsko wyróżnionych kategorii zawodowych. Zagadnienie to analizowano jedynie poprzez operacjonalizację pozycji rodziców bądź w kategoriach szerokich podziałów społecznych (np. rolnicy – fizyczni – umysłowi), bądź poprzez inne atrybuty położenia społecznego, jak na przykład wykształcenie. Uniemożliwia to identyfikację dystansów między wąskimi kategoriami zawodowymi, toteż wy-

prorowadzone przez nas wnioski zostaną uzasadnione jedynie w sposób pośredni.

Odwołajmy się do dwóch rezultatów, które zdają się potwierdzać sformułowaną przez nas tezę. W badaniach łódzko-koszalińsko-szczecińskich przeprowadzonych w latach sześćdziesiątych stwierdzono, że oceny szans osiągnięcia sukcesu życiowego przez dzieci są uzależnione od przynależności zawodowej respondenta, przy czym najbardziej znacząca różnica w ocenach wystąpiła pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi (Janicka 1976: 212). Z kolei w badaniach aspiracji społeczeństwa polskiego przeprowadzonych w 1977 r. (Wiśniewski 1978) pytano o poziom wykształcenia, jakiego respondent pragnąłby dla swoich dzieci. Otrzymane wyniki wskazują, że między aspiracjami pracowników fizycznych a umysłowych zaznacza się wyraźna różnica<sup>1</sup>. Oba powyższe rezultaty zdają się potwierdzać przypuszczenie, że ujawniający się we wzorach odpyływu dystans pomiędzy pracownikami umysłowymi a fizycznymi jest w znacznym stopniu uwarunkowany przez odmienność syndromu postaw wobec osiągnięć dzieci.

Stwierdzony na podstawie analizy macierzy mobilności z 1982 r., dominujący w ramach kategorii nierolniczych, dystans pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi wystąpił także w innych badaniach. W przypadku badań z 1972 r. zjawisko to obrazują wartości skalowe w pierwszym wymiarze kanonicznym. Z danych przedstawionych w tabeli 5.2 wynika jednak, że rozpatrywana dystynkcja zarysowuje się mniej wyraźnie. Jest to konsekwencją znacznego zróżnicowania wzorów alokacji wśród pracowników fizycznych, a także wśród pracowników umysłowych, co jest po części rezultatem zastosowania bardziej szczegółowej klasyfikacji. Odmienność zastosowanej klasyfikacji nie pozwala na bezpośrednie rozstrzygnięcie problemu, czy dystans pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi zmienił się w ciągu ostatnich dziesięciu lat. W celu zbadania tej kwestii przeprowadziliśmy analizę kanoniczną obu macierzy mobilności stosując wspólny schemat klasyfikacji zawodów. Uzyskane rozwiązanie przedstawiamy w tabeli 5.3. Porównanie wyników obu badań pozwala stwierdzić, że w 1972 r. bariera pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi była nieco wyraźniejsza niż 10 lat później.

Zaobserwowana prawidłowość nie zmienia jednak faktu, że bariera

<sup>1</sup> Obliczenia własne na podstawie udostępnionych nam danych. Analizowany związek nie był dotychczas przedmiotem opracowania.

Tabela 5.3

Niestandardyzowane wagi kanoniczne oraz korelacje kanoniczne dla pierwszej pary zmiennych kanonicznych. Macierze sprowadzone do wspólnego schematu klasyfikacji zawodów  
Polska 1972 i Polska 1982

Kategoria zawodowa	Polska 1972		Polska 1982	
	Ojcowie	Synowie	Ojcowie	Synowie
Kierownicy	92,1	69,2	100,0	100,0
Specjaliści	92,1	84,2	89,3	86,5
Technicy i mistrzowie	100,0	100,0	85,3	85,3
Pozostali umysłowi	91,8	81,3	94,0	73,2
Fizyczno-umysłowi	70,1	54,2	79,4	54,1
Właściciele	60,0	60,1	71,6	74,4
Robotnicy wykwalifikowani i pół-wykwalifikowani	70,2	69,0	65,3	60,7
Robotnicy niewykwalifikowani	58,6	43,2	44,9	33,8
Robotnicy rolni	29,8	32,2	21,8	20,7
Rolnicy	0,0	0,0	0,0	0,0
Korelacje kanoniczne	0,495		0,490	

Źródło: zob. tabele 5.1. 5.2. Opis wspólnego schematu klasyfikacji zamieszczony został w podrozdz. 5.2.

między pracownikami fizycznymi a umysłowymi określa charakter wzorów alokacji dla kategorii nierolniczych. Tezę tę potwierdzają również rezultaty analizy kanonicznej dla macierzy mobilności pochodzącej z badań łódzko-koszalińsko-szczecińskich. Analogiczny wynik uzyskał też dla analizowanych przez siebie danych Pohoski (1983), posługując się techniką skalowania wielowymiarowego.

### 5.3.3. ZRÓZNICOWANIE WEWNĄTRZ PODSTAWOWYCH SEGMENTÓW

Wyraźna bariera między pracownikami fizycznymi i umysłowymi pozwala traktować te kategorie jako odrębne segmenty systemu nierówności. W tym miejscu zajmiemy się analizą zróżnicowania wzorów alokacji w ramach każdego z nich. W obrębie pracowników umysłowych obserwowane różnice stosunkowo są niewielkie. Na podstawie wyników badania z 1982 r. można stwierdzić, że tylko kierownicy zajmują nieco wyższą pozycję, pozostałe zaś kategorie pracowników umysłowych lokują się blisko siebie (ryc. 5.1). Pracownicy umysłowi charakteryzowali się także znaczną homogenicznością w 1972 r., aczkolwiek w tym przypadku pewną odrębność wykazywali specjaliści oraz inżynierowie i technicy (tab. 5.2). Jednakże



wynik ten nie wydaje się znaczący, jako że dystans tych kategorii od pozostałych pracowników umysłowych zanika po zastosowaniu mniej szczegółowej klasyfikacji (tab. 5.3, kol. 1). Do analogicznych wniosków prowadzi analiza macierzy mobilności z badań łódzko-szczecińsko-koszalińskich. Można więc sformułować tezę, że wzory alokacji dla wszystkich kategorii pracowników umysłowych wykazują wysokie podobieństwo.

Uzyskany rezultat warto skonfrontować z wynikami badań, które dostarczają danych dotyczących położenia poszczególnych kategorii pracowników umysłowych w ważnych wymiarach nierówności. Okazuje się bowiem, że położenie to jest w znacznym stopniu zróżnicowane. W szczególności wyraźny dystans zarysowuje się pomiędzy inteligencją, obejmującą kierowników i specjalistów, a pozostałymi kategoriami pracowników umysłowych. Stwierdzono to w przypadku tak ważnych wymiarów, jak: dochody, prestiż, wykształcenie, stanowisko w organizacji pracy, warunki mieszkaniowe oraz konsumpcja kulturalna (Słomczyński 1972; Wojciechowska 1977). Uzyskane przez nas znaczne podobieństwo wzorów alokacji wśród kategorii pracowników umysłowych nie pokrywa się więc ze zróżnicowaniem tych kategorii według zasobów, określających ich miejsce w systemie nierówności. Rozbieżność ta wymaga wyjaśnienia.

Zjawisko znacznego upodobnienia się osiągnięć zawodowych jednostek, wywodzących się z różnych kategorii pracowników umysłowych, wydaje się dalekosiężnym rezultatem selekcji dokonującej się w trakcie kształcenia na poziomie ponadpodstawowym. Synowie pracowników umysłowych z reguły trafiają do pełnych szkół średnich (głównie liceów ogólnokształcących), gdzie stanowią znaczącą proporcję (Białecki 1982: 28). Sytuacja ta sprzyja ukształtowaniu się odmiennych postaw wobec osiągnięć wśród uczniów różniących się przynależnością ojca do jednej z warstw pracowników umysłowych. Uczniowie o najkorzystniejszym pochodzeniu postrzegają swoją sytuację jako uprzywilejowaną względem innych, co wyrabia w nich przekonanie, że osiągnięcia nie są funkcją włożonego wysiłku, lecz cech przypisanych. Oddziaływanie środowiska rówieśniczego na uczniów, wywodzących się z niższych kategorii pracowników umysłowych, powoduje natomiast rozbudzenie w nich potrzeby osiągnięć, uzyskania wysokiego standardu materialnego i kulturalnego, ponieważ sytuację taką postrzegają u innych. Jedyną drogą realizacji tych potrzeb jest dążenie do osiągnięć poparte własną pracą i wysiłkiem.

Przeciwnie postawy prowadzą w tym przypadku do ujednoczenia późniejszych osiągnięć zawodowych osób wywodzących się z wyższych

i niższych warstw pracowników umysłowych. W miarę upływu kariery zawodowej stopniowo zanikają bowiem korzyści płynące bezpośrednio z pochodzenia społecznego. W ten sposób osoby o niekorzystnym syndromie cech przypisanych, a silnie motywowane do osiągnięć, są w stanie zniwelować dystans, który istniał we wczesnych stadiach kariery zawodowej.

W przeciwieństwie do zbliżonego charakteru wzorów alokacji w kategoriach pracowników umysłowych kategorie robotnicze są pod tym względem w znacznym stopniu zróżnicowane (zob. tab. 5.1). O ile robotnicy wykwalifikowani i półwykwalifikowani charakteryzują się przeciętnie podobną mocą alokacyjną, majstrowie natomiast, a w jeszcze większym stopniu robotnicy niewykwalifikowani lokują się w hierarchii wyznaczonej przez wzory odpływu wyraźnie niżej. Odzwierciedla to struktura odpływu z poszczególnych kategorii. Robotnicy wykwalifikowani lokują swoich synów nieco częściej na wyższych piętrach drabiny społecznej niż majstrowie i robotnicy niewykwalifikowani. Jednakże różnice te nie są duże. Decydujące znaczenie ma wielkość odpływu w przeciwnym kierunku, to jest do kategorii rolniczych. Ten rodzaj przemieszczeń występuje stosunkowo rzadko w przypadku robotników wykwalifikowanych, o wiele zaś częściej w przypadku pozostałych kategorii robotniczych. O ile bowiem 5,1% spośród osób wywodzących się z robotników wykwalifikowanych podjęło pracę w rolnictwie – spośród synów robotników niewykwalifikowanych dwukrotnie więcej (10,8%; analogiczne proporcje dla badań z 1972 r. wyniosły odpowiednio 5,3% i 9,0%).

Przyczyn zróżnicowanej pozycji poszczególnych kategorii robotniczych należy więc przede wszystkim upatrywać w niejednakowych rozmiarach odpływu do kategorii rolniczych. Zjawisko to może być częściowo związane z nieujawnianą na ogół w badaniach socjologicznych dwuzawodowością sporej części robotników<sup>2</sup>, w tym głównie robotników niewykwalifikowanych (Zagórski 1978: 118). Znaczna część międzypokoleniowych przepływów z kategorii robotników do rolników może więc być w rzeczywistości ruchliwością pozorną, gdyż faktycznie ich ojcowie oprócz pracy w przemyśle prowadzili także gospodarstwa rolne. Jeżeli czynnik ten uwzględnimy w ana-

<sup>2</sup> W badaniach respondenci proszeni są o podanie informacji tylko o jednym zawodzie (w pracy głównej). Wymóg ten dotyczy na ogół również zawodu rodziców (Danilowicz i Sztabiński, 1977: 21–7, 73–5). Należy przypuszczać, że w przypadku dwuzawodowości pojęcie zawodu relatywizowane jest do zatrudnienia w gospodarce społecznej.

lizie, to należy przypuszczać, że robotnicy są w rzeczywistości mniej zróżnicowaną kategorią społeczną, niż bezpośrednio wskazują na to otrzymane wyniki. Stopień ich homogeniczności byłby więc podobny, jak pracowników umysłowych, co stanowiłoby dodatkowy argument na rzecz tezy o pierwszorzędnym znaczeniu bariery między fizycznymi a umysłowymi, jako czynnika generującego różnice we wzorach odpływu.

#### 5.3.4. KATEGORIE POŚREDNIE

W przyjętym schemacie kategoryzacji wyodrębniliśmy dwie kategorie społeczne, które nie dają się bezpośrednio zaklasyfikować do pracowników fizycznych bądź umysłowych. Są to właściciele zakładów wytwórczych i usługowych oraz pracownicy fizyczno-umysłowi, które to kategorie będziemy traktować jako pośrednie. Ze względu na szanse alokacji w systemie nierówności określone przez wzory odpływu obie kategorie sytuują się pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi (ryc. 5.1). Oznacza to, że synowie właścicieli i pracowników fizyczno-umysłowych osiągają przeciętnie wyższe pozycje niż synowie robotników, lecz niższe niż osoby wywodzące się spośród pracowników umysłowych.

Wynik ten wyraźnie odbiega od rezultatów otrzymanych we wcześniejszych badaniach. Z danych przedstawionych przez Zagórskiego wynika, że właściciele oraz pracownicy transportu, handlu i usług lokują się ze względu na wzory odpływu w obrębie robotników (tab. 5.2, kol. 1), czyli nie stanowią kategorii pośrednich między pracownikami fizycznymi a umysłowymi. Podobny rezultat uzyskaliśmy poddając wtórnej analizie wyniki badań łódzko-szczecińsko-koszalińskich. W tym przypadku okazało się, co prawda, że rzemieślnicy i pracownicy fizyczno-umysłowi lokowali się pomiędzy pracownikami fizycznymi a pracownikami umysłowymi, jednakże zajmowali pozycję bardzo zbliżoną do pozycji robotników, dystans zaś dzielący ich od pracowników umysłowych był wyraźny.

Porównanie wyników badań przeprowadzonych w różnych okresach zdaje się wskazywać na zmianę miejsca właścicieli i pracowników fizyczno-umysłowych w strukturze określonej przez wzory odpływu. Szanse korzystnej alokacji osób wywodzących się z obu kategorii wyraźnie wzrosły w stosunku do synów robotników, co przybliżyła je do poziomu szans charakterystycznych dla kategorii z wyższych szczebli drabiny społecznej. Proces ten jest jednym z czynników zacierania się tradycyjnej bariery pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi.

Traktując dotychczasowe ustalenia jako punkt odniesienia dokonamy obecnie analizy wzorów napływu do poszczególnych kategorii zawodowych synów. Wartości skalowe dla tych kategorii otrzymane poprzez zastosowanie analizy kanonicznej zostały przedstawione w tabeli 5.1 i graficznie zobrazowane na rycinie 5.2. Zasadnicza odmienność pomiędzy wzorami napływu i odpływu polega na tym, iż w ramach wzorów napływu dominujące osie strukturalizacji nie wyodrębniają się wyraźnie. Jak pamiętamy, wzory odpływu są wyznaczone przez dwa wymiary podstawowe: jeden, określający odrębność kategorii rolniczych od pozostałych, oraz drugi, który wprowadza zróżnicowanie pomiędzy kategoriami nierolniczymi. W przypadku wzorów napływu otrzymana struktura jest mniej przejrzysta. Kategorie nierolnicze nie układają się wzdłuż jednego wymiaru, co wynika przede wszystkim z położenia kategorii robotniczych (ryc. 5.2). Podobny wynik uzyskaliśmy analizując wzory napływu w macierzy z 1972 r. Wskazuje to na trwały charakter tej cechy procesu strukturalizacji w Polsce.

Można zaproponować następujące wyjaśnienie tego zjawiska. Wartości skalowe przypisane kategoriom zawodowym wyrażają odstępstwo rozmiarów samorekrutacji oraz wielkości przepływów do tych kategorii w stosunku do modelu równych szans. W rozważanym przypadku najwyższą samorekrutacją charakteryzują się z jednej strony rolnicy, z drugiej zaś wyższe kategorie pracowników umysłowych (kierownicy i specjaliści). Równocześnie wymiana między tymi kategoriami jest najniższa. Z tych względów lokują się one na przeciwległych krańcach skali wyznaczonej przez pierwszy wymiar kanoniczny. Jednakże rola kategorii rolników w strukturze wzorów ruchliwości nie sprowadza się wyłącznie do wysokiej samorekrutacji w ramach tej kategorii, lecz wiąże się również ze znacznym odpływem z tej kategorii do innych kategorii zawodowych. Istotna rola tego drugiego aspektu powoduje, że pierwszy wymiar kanoniczny nie tylko kontrastuje rolników względem pozostałych kategorii zawodowych, lecz również wprowadza zróżnicowanie w obrębie kategorii nierolniczych, które między innymi charakteryzują się niejednakową proporcją osób wywodzących się z rodzin rolników. W Polsce sytuacja taka uwydatnia się ze szczególną siłą, ponieważ udział osób o pochodzeniu rolniczym jest znaczny w każdej kategorii zawodowej. Jest to pochodna procesów intensywnej industrializacji w okresie powojennym, którym towarzyszył znaczny odpływ z rolnictwa (Zagórski 1978: 112-3).

W sytuacji, gdy pierwszy wymiar kanoniczny odzwierciedla zróżnico-

wanie pomiędzy wszystkimi kategoriami, drugi wymiar wprowadza jedynie pewne „korekty”, przedstawiając najważniejsze odstępstwa obserwowanej ruchliwości od modelu równych szans, które nie zostały wyjaśnione przez wymiar pierwszy (rozdz. 2). Jeśli więc pierwszy wymiar wyłącznie kontrastowałby kategorie rolnicze i nierolnicze, to drugi wprowadzałby różnicowanie w ramach kategorii nierolniczych. Tymczasem w Polsce drugi wymiar nie różnicuje kategorii robotniczych, w związku z czym jest on słabo skryształizowany. Struktura wzorów napływu jest przez to mniej przejrzysta. Można przypuszczać, że zjawisko to jest konsekwencją roli, jaką w kształtowaniu struktury ruchliwości w Polsce odgrywa odplyw z rolnictwa.

Przejdźmy obecnie do omówienia dystansów między poszczególnymi kategoriami zawodowymi określonymi na podstawie wzorów napływu (ryc. 5.2). W przeciwieństwie do wzorów odplywu różnicowanie ma charakter bardziej równomierny, czyli nie występują zdecydowane bariery pomiędzy grupami kategorii. W szczególności dystans między pracownikami fizycznymi a umysłowymi nie ma charakteru dominującego, różnicowanie zaś w ramach kategorii pracowników umysłowych oraz w ramach pracowników fizycznych jest znaczne. Kształt systemu nierówności wyznaczony przez wymogi wejścia do poszczególnych kategorii ma więc postać pewnego kontinuum, na którym poszczególne szczeble są mniej więcej równomiernie rozłożone.

Nasuwa się w tym miejscu uwaga, że hierarchia kategorii wyznaczona przez wzory napływu zarysowuje się w sposób podobny do hierarchii tych kategorii według kryterium statusu. Potwierdza to wysoka korelacja między wartościami skalowymi dla kategorii synów a punktacją przypisaną tym kategoriom na skali pozycji społeczno-ekonomicznej (Domański i Sawiński 1984). Jest to, naszym zdaniem, swoisty fenomen funkcjonowania systemu nierówności. Jego istotą jest dopasowanie się mechanizmów obsadzania pozycji społecznych do struktury nagród przynależnych poszczególnym pozycjom. Polega ono na tym, że dystanse pomiędzy pozycjami ze względu na rozmiary otrzymywanych w nich nagród dość ściśle odpowiadają różnicom pod względem składu społecznego zbiorowości osób zajmujących poszczególne pozycje. Staramy się tu uzasadnić tezę, że wymogi wejścia do określonych pozycji są wyznaczone przez wielkość ważnych, związanych z daną pozycją dóbr, takich jak: dochód, władza, prestiż, wykształcenie itp. Argumentem na rzecz słuszności tej tezy jest wysoka korelacja wartości skalowych otrzymanych metodą analizy kanonicznej dla napływu

z punktacją statusu, odzwierciedlającą dostęp reprezentatów poszczególnych kategorii zawodowych do wymienionych wyżej dóbr. Przypomnijmy bowiem, że metoda analizy kanonicznej nie wymaga żadnych wstępnych założeń co do porządku i dystansów pomiędzy kategoriami zawodowymi, przez co obie skale mogą być traktowane jako analitycznie niezależne.

#### 5.4. STRUKTURA RUCHLIWOŚCI W POLSCE NA TLE INNYCH KRAJÓW

Spróbujmy odpowiedzieć na pytanie, o ile wzory ruchliwości w Polsce wykazują cechy wspólne z prawidłowościami stwierdzonymi w tym zakresie dla innych krajów. Odwołując się do schematu analizy zaproponowanego w rozdziale 4, zajmiemy się kolejno omówieniem następujących aspektów struktury ruchliwości: 1. odmiennością położenia rolników, 2. dystansem elity zawodowej w stosunku do pozostałych pracowników umysłowych, 3. odrębnością właścicieli środków produkcji, 4. barierą między pracownikami fizycznymi a umysłowymi oraz 5. zróżnicowaniem wśród robotników.

Podobnie jak w innych krajach, odmienność położenia rolników w Polsce zaznacza się w postaci odrębnego wymiaru. Występuje to szczególnie wyraźnie w przypadku wzorów odpływu (ryc. 5.1), natomiast zaznacza się słabiej dla napływu, gdzie krystalizuje się raczej jeden wspólny wymiar dla wszystkich kategorii zawodowych. Porównując specyfikę wzorów ruchliwości w kategoriach rolniczych dla różnych krajów posługiwaliśmy się indeksem charakteryzującym w sposób ilościowy ten aspekt procesu strukturalizacji (wzór 4.1). Ze względu na wartości tego indeksu rozpatrywane kraje dzielą się wyraźnie na dwie grupy, przy czym pierwszą z nich tworzą trzy kraje, w których odrębny charakter wzorów ruchliwości w kategoriach rolniczych wyjaśnia ponad połowę ogólnej nierówności szans (Australia, Anglia i Francja). Wartość tego indeksu dla Polski<sup>3</sup> wynosi 0,463, czyli mamy tu do czynienia z sytuacją zbliżoną do istniejącej w wymienionych

<sup>3</sup> Należy pamiętać, że wartość omawianego indeksu (podobnie jak innych stosowanych przez nas mierników) jest w pewnym stopniu zależna od liczby kategorii wyróżnionych w tabeli mobilności. Bierze się to stąd, że jeżeli w tabeli stosujemy mniej szczegółowy podział w obrębie kategorii nierolniczych, to odstępstwa od modelu równych szans w tym fragmencie tabeli mobilności zmniejszają się, stąd względnie wzrasta znaczenie odrębności kategorii rolniczych. Dla porównania wartość przedstawionego wyżej indeksu przy zastosowaniu podziału na 10 kategorii (zamiast 12) wynosi 0,503, przy podziale zaś na trzy kategorie (rolnicy – fizyczni – umysłowi) wynosi 0,625.

krajach. Jednakże podobieństwo to dotyczy wyłącznie rozmiarów tej odrębności, natomiast występują istotne różnice w jej charakterze. W krajach takich jak Anglia czy Australia znaczna odrębność kategorii rolniczych zaznacza się w postaci osobnego wymiaru, zasadniczo pokrywającego się z pierwszym wymiarem kanonicznym. Wynika to stąd, że specyficzny charakter wzorów ruchliwości rolników sprowadza się do wysokiej samorekrutacji w ramach tej kategorii. Natomiast w Polsce w grę wchodzi dodatkowo znaczny odpływ rolników do niektórych kategorii, co powoduje częściowe upodobnienie się wzorów ruchliwości w kategoriach rolniczych i nierolniczych. Przejawem tego zjawiska jest słabsze wyodrębnienie się ruchliwości rolników w postaci odrębnego wymiaru.

Jedną z prawidłowości, wspólną dla prawie wszystkich rozważanych krajów, była wyraźna odrębność elity zawodowej (wolne zawody, wielcy właściciele, dyrektorzy, wysocy urzędnicy państwowi) w stosunku do pozostałych kategorii pracowników umysłowych. Uzyskane rezultaty nie pozwalają na jednoznaczne rozstrzygnięcie, w jakim stopniu zjawisko to występuje w Polsce. Dane z 1982 r. nie wskazują na istnienie takiej odrębności, natomiast wyraźnie zaznaczyła się ona w danych zebranych dziesięć lat wcześniej (por. tab. 5.1 i 5.2), w których odrębną grupę stanowili specjaliści nietechniczni, inżynierowie i technicy. Mimo iż porównanie tych rezultatów może sugerować, że w naszym kraju następuje stopniowe zacieranie się bariery pomiędzy elitą zawodową (zazwyczaj utożsamianą z inteligencją) a pozostałymi pracownikami umysłowymi, to jednak wniosek taki powinien być traktowany z dużą ostrożnością. Wyniki innych badań nie potwierdzają bowiem takiej tendencji. Spośród trzech miast analizowanych przez Janicką bariera między inteligencją a pozostałymi pracownikami umysłowymi wystąpiła jedynie wśród ludności Szczecina. Również w badaniach Pohoskiego (1983) — przeprowadzonych w 1972 r. — zróżnicowanie w kategoriach pracowników umysłowych nie ma postaci podziału na elitę zawodową i pozostałych pracowników.

Rozpatrując ruchliwość właścicieli środków produkcji w różnych krajach zwróciliśmy uwagę na miejsce tej kategorii w strukturze wyznaczonej przez wzory przepływów. Ich dystykatywne położenie uzewnętrzniało się w postaci trzeciego wymiaru kanonicznego (lub drugiego w przypadku analizy macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi), który kontrastował właścicieli w stosunku do pozostałych kategorii zawodowych. W Polsce specyfika właścicieli ujawniła się w znacznie mniejszym stopniu. Odmienne charakterystyki w tej kategorii uzewnętrznił się dopiero w postaci

jednego z dalszych wymiarów kanonicznych (piątego dla napływu i czwartego dla odpływu), i jest mniej istotnym aspektem procesu strukturalizacji niż odrębność robotników rolnych (trzeci wymiar kanoniczny) i specjalistów (wymiar czwarty dla napływu). Wynik ten można interpretować jako przejaw braku krystalizacji kanałów wejścia do kategorii właścicieli, trwałych wzorów dziedziczenia pozycji oraz wymiany z innymi kategoriami. Jak należy sądzić, jest to spowodowane traktowaniem sektora nieuspołecznionego przez państwo jako elementu sprzecznego z logiką gospodarki socjalistycznej, stąd w okresie powojennym polityka w stosunku do prywatnej własności charakteryzowała się znaczną zmiennością. Nie sprzyjało to stabilizacji wzorów ruchliwości w tej kategorii.

Kolejnym aspektem struktury ruchliwości w różnych krajach jest bariera pomiędzy pracownikami fizycznymi a umysłowymi. Występuje ona również w Polsce, lecz jedynie dla wzorów odpływu. W tym przypadku stanowi jednak czynnik konstytuujący charakter procesu alokacji w systemie nierówności, co interpretowaliśmy jako rezultat różnic kulturowych. Podobne podłoże ma zapewne dystans między pracownikami umysłowymi a fizycznymi w innych krajach. Mimo trudności z precyzyjnym określeniem rozmiarów rozpatrywanego dystansu można jednak wysnuć wniosek, że odrębność ta zarysowuje się w Polsce w porównaniu z innymi krajami nieco wyraźniej. Może to być efektem trwałego utrzymywania się w świadomości społecznej tradycyjnego podziału na pracowników fizycznych i umysłowych. W przypadku wzorów napływu dystynkcja ta nie uzewnętrznia się z taką siłą, niemniej jednak wszystkie kategorie pracowników umysłowych lokują się wyżej niż pracownicy fizyczni. Jak pamiętamy, analogiczny układ otrzymaliśmy zasadniczo dla wszystkich spośród analizowanych krajów.

Rozważmy na koniec kwestię zróżnicowania robotników na skali wyznaczonej przez wzory ruchliwości. Ogólnie zróżnicowanie to jest wyraźnie wyższe niż w innych krajach, zarówno dla odpływu, jak i dla napływu. Fakt ten można tłumaczyć znaczną wymianą pomiędzy kategoriami robotniczymi a rolniczymi. Jak uprzednio sygnalizowaliśmy, za zróżnicowanie pozycji robotników na skali odpływu odpowiedzialne są przede wszystkim rozmiary dokonujących się przejść do pracy w indywidualnych gospodarstwach rolnych. Analogiczne zjawisko występuje, gdy rozważamy wartości skalowe przypisane poszczególnym kategoriom robotników ze względu na wzory napływu. Majstrowie i robotnicy wykwalifikowani w jednej trzeciej rekrutują się spośród rolników, co stanowi niższą



wartość niż średnia w całym społeczeństwie (47%). Natomiast spośród robotników półwykwalifikowanych i niewykwalifikowanych ponad połowa (56% i 55%) ma ojców rolników. Z naszych analiz wynika również, że czynnikiem zróżnicowania kategorii robotniczych jest dokonująca się wymiana z elitą zawodową. Wniosek taki nasuwa analiza wartości skalowych otrzymanych dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi, której wyniki wskazują, że zróżnicowanie kategorii robotniczych utrzymuje się. W sumie można więc powiedzieć, że na specyfikę omawianego zjawiska w Polsce składa się szereg współwystępujących ze sobą procesów.

### 5.5. PODSUMOWANIE

Jak staraliśmy się wykazać, struktura ruchliwości w Polsce może być rozpatrywana w tych samych kategoriach analitycznych, jak ruchliwość w innych krajach. Skoncentrowanie uwagi na zjawiskach takich, jak odrębność rolników, właścicieli, dystans elity zawodowej (kierowników i specjalistów) od pozostałych pracowników umysłowych, bariera fizyczna – umysłowa oraz zróżnicowanie robotników daje możliwość wszechstronnego opisu systemu nierówności ujmowanego w postaci wzorów przepływów między kategoriami. Nie wydaje się, aby żadna z istotnych cech procesu strukturalizacji w Polsce została w schemacie tym pominięta. Jego trafność wynika zapewne stąd, że wymienione aspekty struktury ruchliwości mają charakter uniwersalny.

Istotne różnice wystąpiły natomiast między Polską a pozostałymi krajami w rozmiarach rozpatrywanych zjawisk. Przede wszystkim w Polsce odrębność rolników krystalizuje się słabiej niż w innych krajach, w przypadku zaś właścicieli odrębność prawie wcale nie występuje. Wynik ten świadczy, że w naszym kraju stosunek do środków produkcji w słabszym stopniu rozstrzyga o losach życiowych jednostek. Ważnym ustaleniem jest również stwierdzone niewielkie zróżnicowanie wśród pracowników umysłowych, co wiąże się między innymi z niewyodrębnianiem się elity zawodowej. W zamian występuje wyraźna bariera między pracownikami fizycznymi a umysłowymi, a także spore zróżnicowanie wśród robotników.

Warto wreszcie zwrócić uwagę, że wzory ruchliwości w Polsce wydają się bardziej zbliżone do wzorów ruchliwości na Węgrzech niż w rozpatrywanych krajach kapitalistycznych. Świadczy o tym stosunkowo niewielka w obu krajach odrębność kategorii rolniczych oraz właścicieli (z tym że

odrębność właścicieli na Węgrzech zaznacza się wyraźnie silniej niż w Polsce) i znaczny dystans między pracownikami fizycznymi a umysłowymi. Należy jednak podkreślić, że między Polską a Węgrami zachodzą też różnice, z których najważniejsza dotyczy poziomu nierówności szans. Wartość indeksu  $I$  jest dla Węgier znacznie niższa ( $I=0,293$ ) niż dla Polski ( $I=0,415$ ), co jest przede wszystkim rezultatem odmiennego charakteru własności rolnej w obu krajach.

## Rozdział 6

### POZYCJA SPOŁECZNA A RUCHLIWOŚĆ ZAWODOWA

Zgodnie z dominującym w socjologii zachodniej poglądem podstawową osią międzypokoleniowej ruchliwości zawodowej jest wymiar pozycji społeczno-ekonomicznej (statusu). Stanowisko to scharakteryzowaliśmy wstępnie w rozdziale 1, a następnie poddaliśmy je krytyce w rozdziale 3 wskazując, że wyniki analiz nad strukturą ruchliwości zawodowej w Stanach Zjednoczonych, które traktowano jako argument na rzecz jego słuszności, zostały zinterpretowane w uproszczony sposób. Zarzut nasz dotyczył tego, że wymiar statusu nie identyfikuje poprawnie pozycji zajmowanej w strukturze ruchliwości przez farmerów.

Obecnie zagadnienie znaczenia statusu jako podstawowego wymiaru ruchliwości zawodowej podejmiemy raz jeszcze. Potrzeba taka wynika z ważności tego problemu. Stopień, w jakim zróżnicowaniu w wymiarze statusu przypisuje się strukturotwórczą rolę, decyduje bowiem o sposobie ujęcia kształtu struktury społecznej. Punktem wyjścia naszych rozważań będą zaprezentowane w poprzednich rozdziałach wyniki analizy porównawczej. Potraktujemy je jako podstawę sformułowania tezy o ograniczonej roli statusu jako wyznacznika procesu ruchliwości. Perspektywa taka pozwoli równocześnie na podsumowanie przedstawionych w tej pracy analiz empirycznych wzorów ruchliwości w różnych krajach.

Dominujące obecnie w rozważaniach teoretycznych i praktyce badań empirycznych rozumienie statusu wywodzi się z funkcjonalnej teorii uwarstwienia społecznego. Na gruncie tego ujęcia akcentuje się jednowymiarową postać zróżnicowania w wymiarze pozycji społecznej oraz jego uniwersalny charakter, to znaczy występowanie hierarchii statusu we wszystkich społeczeństwach. Podejście to stanowiło punkt wyjścia wielu analiz empirycznych, w których podejmowano próby operacjonalizacji miejsca zajmowanego przez jednostki w przestrzeni społecznej oraz dokonujących się w niej przemieszczeń.

Pierwszą wykładnię funkcjonalnej koncepcji uwarstwienia przedstawił Davis i Moore (1944). Aczkolwiek autorzy nie definiują statusu *explicite*, to wskazują na jego atrybuty oraz na zachodzące między nimi związki. Zakłada się, że stanowiska w społecznej organizacji pracy są zróżnicowane pod względem ważności funkcjonalnej. Jednostki są motywowane do obejmowania tych pozycji i do pełnienia ról z nimi związanych poprzez zróżnicowanie poziomu nagród. Zakłada się więc konieczną zgodność między wielkością nakładów, ponoszonych na przygotowanie do pełnienia zróżnicowanych funkcjonalnie ról, a wielkością uzyskiwanych nagród. Uniwersalna oś społecznej strukturalizacji jest więc wyznaczona przez współzbieżność nakładów i nagród odpowiadających poszczególnym pozycjom.

Podobne rozumowanie stanowi podstawę koncepcji statusu sformułowanej przez Parsonsa (1953). Definiuje on uwarstwienie społeczne jako „zaszeregowanie jednostek składowych systemu (pozycji społecznych) zgodnie z normami systemu wartości” (1972: 499). System wartości nakazuje odpowiednio wysoką lub niską ocenę pozycji społecznej, a więc ich zaszeregowanie w systemie uwarstwienia, według ich wkładu do funkcjonowania systemu. Z kolei wkład ten zależy od osiągnięć jednostek (1972: 523). Można więc powiedzieć, że istotę zróżnicowania pozycji społecznych wyznacza w tej koncepcji relacja zgodności między nakładami a nagrodami. Relacja ta znajduje uprawomocnienie w dominującym systemie wartości. Warto zwrócić uwagę, że z omawianej koncepcji wywodzi się wpływowe stanowisko, w którym status utożsamia się ze świadomościowym aspektem uwarstwienia społecznego — jakim jest prestiż.

W myśl przedstawionych koncepcji pozycję społeczną należy więc traktować jako wypadkową atrybutów położenia społecznego jednostek, odzwierciedlających ponoszone przez nie nakłady i otrzymywane nagrody. Tak rozumiane nakłady obejmowałyby wykształcenie, uzyskane kwalifikacje, posiadane zdolności, a także wyrzeczenia i trudności związane z przygotowaniem do pełnienia ról społecznych. W przypadku nagród w grę wchodzi atrybuty położenia materialnego, takie jak dochody czy standard mieszkaniowy, a także położenia kulturowego (rozmiary konsumpcji kulturalnej) oraz społecznego (prestiż). Ponieważ między nakładami a nagrodami istnieje zasadnicza zgodność, struktura pozycji ma charakter jednowymiarowy. Każdy z tych atrybutów może stanowić przy tym odrębny wskaźnik pozycji społecznej.

Przekonanie o jednowymiarowym charakterze pozycji społecznej stanowiło przewodnią ideę sposobu operacjonalizacji zróżnicowania społecz-

nego za pomocą skal statusu. Należy o tym pamiętać z tego względu, że skale pozycji społecznej były konstruowane w bardzo różnorodny sposób, co może sugerować, że chodzi o identyfikację różnych zjawisk. Jeszcze przed pojawieniem się teorii funkcjonalnej pozycję społeczną operacjonalizowano w terminach skal konstruowanych na podstawie szeregu atrybutów położenia społecznego jednostek, począwszy od wyposażenia w sprzęty domowego użytku (Chapin 1936; Sewell 1940), poprzez ich kombinację z wykształceniem, uczestnictwem w kulturze, zawodem (Leahy 1936), a skończywszy na indeksach, w których uwzględniano zawód, wykształcenie i dzielnicę zamieszkania (Hollingshead i Redlich 1958). Wymienionymi rodzajami skal posługiwano się prawie wyłącznie w badaniu uwarstwienia w społecznościach lokalnych. W badaniach systemu nierówności na szczeblu makrosocjalnym najwcześniej stosowaną formą operacjonalizacji pozycji społecznej były skale prestiżu zawodów konstruowane poprzez badanie opinii respondentów dotyczących postrzeganego przez nich uwarstwienia zawodowego. Niezależnie od nich opracowywano również skale oparte wyłącznie na obiektywnych cechach położenia społecznego, takich jak dochód czy wykształcenie (Blisshen 1958). Od pewnego czasu najczęściej stosowanym narzędziem pomiaru statusu są skale pozycji społeczno-ekonomicznej konstruowane na podstawie danych dotyczących obiektywnych cech położenia społecznego w poszczególnych zawodach oraz prestiżu zawodów. Najbardziej znaną skalą tego typu jest indeks pozycji społeczno-ekonomicznej, będący kombinacją dochodów, wykształcenia i prestiżu, opracowany przez Duncana (1961).

Uświadomienie sobie wielości rozwiązań stosowanych przy operacjonalizacji pojęcia statusu pozwala od razu odrzucić część spośród głosów krytycznych, które od początku wywoływała jednowymiarowa wizja zróżnicowania społecznego. Mamy tu na myśli koncepcje wskazujące na potrzebę traktowania przestrzeni społecznej w postaci równoległych wymiarów (Mayer 1955; Lipset i Zetterberg 1956). Zwolennicy tego podejścia argumentują, że uwzględnienie wielu atrybutów położenia społecznego jednostek pozwala na pełniejsze i bardziej wszechstronne scharakteryzowanie ich miejsca w systemie nierówności. W pełni zgadzamy się z powyższym stwierdzeniem, aczkolwiek wydaje się, że podejście to, wbrew intencjom jego proponentów, nie stanowi alternatywnego ujęcia przestrzeni społecznej. Wynika to z ograniczenia się wyłącznie do cech położenia społecznego, tradycyjnie traktowanych jako atrybuty statusu. Ponieważ są one ze sobą silnie skorelowane, to pozycja jednostki określona przez wielo-

wymiarowy profil okazuje się faktycznie bardzo zbliżona do pozycji określonej za pomocą pojedynczego, syntetycznego wskaźnika. Dodatkowym argumentem na rzecz słuszności tego poglądu może być to, iż zasadniczo nie potwierdziły się formułowane w latach pięćdziesiątych i sześćdziesiątych hipotezy o wpływie rozbieżności czynników statusu na postawy i zachowania jednostek, co doprowadziło do stopniowego zaniku zainteresowania tą problematyką.

Inne wielowymiarowe ujęcie przestrzeni społecznej występuje na gruncie koncepcji, w ramach której postuluje się wyróżnienie horyzontalnej osi zróżnicowania społecznego. W najbardziej znanej wersji tego podejścia wprowadza się pojęcie zróżnicowania według kryterium statusu, rozumianego jako horyzontalny układ pozycji społecznych określający niezależnie od statusu kształt zróżnicowania społecznego (Murphy i Morris 1959; Hatt 1961). Sygnalizowana koncepcja jest stosunkowo słabo rozpowszechniona, co naszym zdaniem wynika stąd, że nie oferuje ona nowego spojrzenia na strukturę społeczną. W rzeczywistości stanowisko to opiera się bowiem na akceptacji tezy o jednowymiarowym układzie pozycji społecznych, wymiar zaś horyzontalny wprowadzany jest wyłącznie *ad hoc*, w zależności od rozpatrywanego problemu. Prawie w każdej sytuacji można wskazać istnienie wielu takich podziałów, toteż wymiar horyzontalny nie ma waloru uniwersalności, jakim charakteryzuje się status.

Pewne pokrewieństwo z przedstawionym podejściem wykazują intensywnie rozwijane obecnie koncepcje segmentacji rynku pracy (Kalleberg i Sorensen 1979; Domański 1984). Są one oparte na dość mocnych podstawach teoretycznych, jakie stanowi krytyka neoklasycznej teorii ekonomicznej. Na gruncie tych koncepcji głosi się istnienie w ramach jednej gospodarki odrębnych rynków pracy, różniących się odmiennością zasad konwersji nakładów w nagrody. Wyniki badań empirycznych prowadzonych głównie w Stanach Zjednoczonych potwierdzają występowanie odmiennych mechanizmów dystrybucji nagród, co odnosi się zarówno do wielkości nagród, reguł ich rozdziału oraz uwzględnianych przy tym kryteriów.

Zakładana w teorii funkcjonalnej jednolitość zasad dystrybucji nagród jest więc kwestionowana. W konsekwencji podaje się w wątpliwość uniwersalny charakter hierarchii statusu, ujmowanej jako efekt koniecznej zgodności nakładów i nagród. Przejawem tego stanowiska jest wskazywanie na odrębne hierarchie pozycji w ramach poszczególnych rynków pracy

<http://rcin.org.pl>

(Thurow 1975). Warto jednak zwrócić uwagę, że kwestionuje się w ten sposób wyłącznie bezwyjątkowy charakter porządku statusowego, natomiast nadal dopuszcza się uniwersalność statusu, rozumianego jako wypadkowa zróżnicowania mechanizmów rozdziału dóbr w ramach poszczególnych rynków pracy.

Żadne z przedstawionych stanowisk nie dostarcza przekonujących argumentów na rzecz tezy o wielowymiarowości przestrzeni społecznej. Nie dostarczają ich również analizy o charakterze metodologicznym, których celem była weryfikacja hipotezy o jednowymiarowej postaci zróżnicowania pozycji społecznej. Przedmiotem takich analiz była dotychczas wyłącznie kwestia wymiarowości skal zawodów według kryterium prestiżu (Hatt 1961; Burshtyn 1968). Wyniki tych analiz wskazują, że hipoteza o jednowymiarowości prestiżu zawodów nie może być utrzymana. Nie pozwalają one jednak stwierdzić, czy jest to rezultatem wielowymiarowości prestiżu, czy też konsekwencją nadmiernych uproszczeń na etapie zbierania i opracowywania danych.

Wyniki dotychczasowych analiz nie pozwalają więc na zakwestionowanie tezy o jednowymiarowym charakterze zróżnicowania społecznego. Wręcz przeciwnie, wyniki badań empirycznych zdają się potwierdzać słuszność podstawowych tez funkcjonalnej teorii uwarstwienia społecznego. Dwa rezultaty badań nad prestiżem zawodów uznaje się tu za szczególnie przekonujące. Fakt, że we wszystkich badanych do tej pory społeczeństwach (było ich około 60) rysuje się w świadomości społecznej hierarchia zawodów według kryterium prestiżu, interpretuje się jako świadectwo dominacji wspólnego systemu wartości, akceptacji określonych zasad gradacji społecznej i kryteriów społecznej wyższości – niższości. Z kolei wysokie międzykrajowe podobieństwa hierarchii zawodów według kryterium prestiżu (Treiman 1977) i niewielkie zmiany, jakim ulegają hierarchie w miarę upływu czasu (Hodge i inni 1964), traktuje się jako dowód na to, że uwarstwienie społeczne jest i było funkcjonalnym i uniwersalnym wymogiem we wszystkich krajach, niezależnie od formy ich ustroju gospodarczego, tradycji kulturowej i poziomu rozwoju.

Zaprezentowane w tej pracy rezultaty analiz wzorów ruchliwości zdają się jednak wskazywać, że przestrzeń społeczna ma inny charakter, niż to się przyjmuje w teorii funkcjonalnej. Uzyskane dla różnych krajów wyniki świadczą bowiem o tym, że za uniwersalną prawidłowość należy uznać występowanie kilku osi strukturalizacji społecznej. Jedną z nich wyznacza zróżnicowanie, które należy uznać za porządek statusowy. Chodziłoby tu

o wymiar ujawniony przez nas jako pierwsza zmienna kanoniczna w macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi. Punktacje przypisane kategoriom zawodowym w tym wymiarze wysoko korelują bowiem ze zmiennymi uznawanymi tradycyjnie za atrybuty statusu. Należy zaznaczyć, że wniosek ten nie był przez nas poddany systematycznej weryfikacji. Dla większości krajów nie dysponowaliśmy bowiem punktacjami dla kryteriów statusu, które odpowiadałyby wyróżnionym w macierzach mobilności kategoriom zawodowym. Jednakże dla krajów, dla których odpowiednie dane istnieją, zagadnienie to było już przedmiotem analiz. Podjęli je Featherman i inni (1978) na podstawie wyników badań przeprowadzonych w Australii i w Stanach Zjednoczonych. Stwierdzili oni bardzo wysokie korelacje między wartościami skalowymi w pierwszym wymiarze kanonicznym, otrzymanym dla macierzy z wyłączonymi kategoriami rolniczymi, a punktacjami indeksu społeczno-ekonomicznego Duncana i skalą prestiżu Siegela (1971: 103). Autorzy konkludują, że struktura ruchliwości zawodowej w Australii i w Stanach Zjednoczonych w ramach kategorii nierolniczych jest wyznaczona przez dystanse społeczno-ekonomiczne między grupami zawodowymi.

Przeprowadzone przez nas analizy wykazały, że wymiar statusu identyfikuje miejsce większości spośród rozpatrywanych w każdym kraju kategorii zawodowych. Oznacza to, że na podstawie znajomości dystansów między tymi kategoriami na skali pozycji społeczno-ekonomicznej jesteśmy w stanie w wysokim stopniu odtworzyć wielkości międzypokoleniowych przepływów w ramach tych kategorii. Prawidłowość ta odnosi się do najemnych pracowników fizycznych i umysłowych, to jest z wyłączeniem właścicieli środków produkcji. Łatwo wskazać, dlaczego o wzorach ruchliwości w ramach tych kategorii decyduje status. Sądzimy, że przyczyn tego zjawiska należy upatrywać w uniwersalności zasad rekrutacji do pozycji zawodowych oraz w ich zewnętrznym wobec jednostek charakterze. o pozycji syna nie decyduje wyłącznie pozycja i aspiracje ojca oraz upodobania i preferencje samego syna. Warunkiem niezbędnym jest spełnienie pewnych wymogów, na przykład w postaci uzyskania odpowiedniego świadectwa, ukończenia praktyki zawodowej, wypełniania pewnych standardów kulturowych. Wymogi te mają w większości charakter statusowy, w tym sensie, że określają wielkość koniecznych nakładów będących elementem definicji statusu. Równocześnie możliwość realizacji wymogów jest ograniczona, to znaczy nie mogą być one w równym stopniu spełnione przez wszystkich. Należy sądzić, że decydującą rolę odgrywa pod tym względem wielkość



nagród wynikających z pozycji ojca. Zróżnicowanie nagród stanowi drugi element porządku statusowego.

Wywód ten można podsumować stwierdzeniem, iż konieczność spełnienia kryteriów ustalonych zewnętrznie wobec jednostek powoduje, że międzypokoleniową ruchliwość zawodową można w dużym stopniu traktować jako transmisję statusu w status.

Inny mechanizm obsadzenia pozycji występuje w przypadku właścicieli. Podstawowym wymogiem wejścia do tej kategorii jest posiadanie kapitału. Mamy tu więc do czynienia z całkowicie odmiennym kryterium niż w przypadku pracowników najemnych. Fakt ten stawia synów właścicieli w sytuacji w dużym stopniu uprzywilejowanej, ponieważ daje im możliwość bezpośredniego decydowania o pozostaniu w tej kategorii lub o jej opuszczeniu. Warunkiem pozostania w kategorii właścicieli nie musi być spełnienie wymogów zewnętrznych w sygnalizowanym wyżej sensie. W przypadku właścicieli nie występuje więc konieczna zgodność nakładów z nagrodami, co jest konstytutywnym elementem statusu. Nie wyklucza to jednak zgodności faktycznej. Właścicielom przysługują również atrybuty statusu, jak: wykształcenie, dochody, prestiż, przez co miejsce tej kategorii na skali statusu może zostać określone. Niemniej nie identyfikuje ono ich rzeczywistej pozycji w strukturze ruchliwości międzypokoleniowej. Odzwierciedleniem tej sytuacji jest otrzymana przez nas dla większości krajów odrębność wzorów ruchliwości właścicieli w stosunku do wzorów ruchliwości w pozostałych kategoriach nierolniczych. Oznacza ona bowiem, że wymiar statusu, odtwarzając wzory przepływów w ramach tych kategorii, nie wyjaśnia wysokiego dziedziczenia w kategorii właścicieli.

Uniwersalność statusu jest ograniczona do uniwersalności mechanizmów, które status ma odzwierciedlać. W odniesieniu do kategorii, w których mechanizmy te nie obowiązują, pojęcie statusu nie jest właściwym środkiem wyrażenia ich pozycji. W tym sensie obraz jednowymiarowy jest uproszczeniem przestrzeni społecznej. A zatem jest ona układem szeregu wymiarów zróżnicowania społecznego o niejednakowej ważności. Oprócz wymiaru pozycji społecznej zaznacza się w niej zróżnicowanie wynikające z odmiennego stosunku do środków produkcji.

Podsumowując ustalenia dokonane w tej pracy należy mieć na uwadze, że zostały one sformułowane na podstawie danych pochodzących tylko z 10 krajów, przy czym ich dobór nie miał charakteru losowego czy celowego, lecz wynikał z istnienia odpowiednich danych. Ograniczenie to jest o tyle ważne, że nie pozwala na stwierdzenie, z jakimi charakterystykami

rozpatrywanych społeczeństw wiązą się ujawnione przez nas prawidłowości. Zarówno bowiem odrębność kategorii rolniczych, znaczenie wymiaru statusowego oraz specyfika ruchliwości właścicieli występowały w poszczególnych krajach z niejednakowym natężeniem. Staraliśmy się częściowo wyjaśnić przyczyny tego zróżnicowania, na przykład wskazując, że uspołecznienie własności rolnej na Węgrzech spowodowało osłabienie odrębności pracowników rolnictwa. Jednakże pełne wyjaśnienie tego zróżnicowania wymaga posiadania danych ze znacznie większej liczby krajów, dobranych do analiz w sposób systematyczny. Jeżeli badania nad ruchliwością będą się rozwijać w takim kierunku jak dotychczas, to należy się spodziewać, że dane takie za kilka lat staną się dostępne.

Na zakończenie chcielibyśmy zwrócić uwagę na relację pomiędzy przyjętym w tej pracy sposobem identyfikacji wymiarów strukturalizacji a teoretycznymi ujęciami ruchliwości międzypokoleniowej. Należy jeszcze raz podkreślić, że jest to relacja innego rodzaju, niż ma to miejsce w przypadku metod powszechnie obecnie stosowanych (jak modelowanie log-liniowe). Kanoniczna dekompozycja tabel mobilności ma bowiem charakter eksploracyjny, toteż nie musi być poprzedzona wyborem określonej perspektywy teoretycznej. Rozszerza to znacznie możliwości analityczne w porównaniu z innymi metodami. Nie oznacza jednak, że odniesienie teoretyczne staje się w tym przypadku zbędne. Konieczność odwołania się do teorii występuje również, z tym że dopiero w ostatnim etapie analizy, którym jest interpretacja wyników. Zastosowana przez nas metoda dostarcza bogatych rezultatów, co stawia wysokie wymagania wobec teorii struktury społecznej. W tej pracy rezultaty interpretowano w kategoriach wielu koncepcji teoretycznych, lecz czyniono to w sposób fragmentaryczny. Wynika to w dużym stopniu stąd, że mimo dużej liczby prac empirycznych nie dopracowano się dotychczas spójnej ruchliwości społecznej (Mach i Wesołowski 1982). Pełne wykorzystanie zaproponowanego podejścia stanie się więc możliwe, o ile w dziedzinie prac nad teorią ruchliwości zostanie uczyniony krok naprzód.



## LITERATURA CYTOWANA

- Adamski, Władysław  
1974 *Chłopi i przyszłość wsi. Postawy, dążenia, aspiracje*. Warszawa: KiW.
- Adamski, Władysław i Krzysztof Zagórski  
1979 *Szanse zdobywania wykształcenia w Polsce. Polityka społeczna a determinanty strukturalne i kulturowe*. Warszawa: Polska Akademia Nauk, Instytut Filozofii i Socjologii.
- Anderson T. W.  
1958 *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*. New York: Wiley.
- Andorka, Rudolf i Krzysztof Zagórski  
1980 *Sociooccupational Mobility in Hungary and Poland*. Budapest–Warszawa: Polska Akademia Nauk, Instytut Filozofii i Socjologii.
- Aron, Raymond  
1950 „Social stratification and the ruling class”. *Sociological Review* 1.
- Bacol, M. M.  
1971 „Intergenerational mobility in the Philippines”. *Philippine Sociological Review* 19: 199–208.
- Barber, Bernard  
1957 *Social Stratification. A Comparative Analysis of Structure and Process*. New York: Harcourt.
- Baron, James N.  
1980 „Indianapolis and beyond: a structural model of occupational mobility across generations”. *American Journal of Sociology* 85: 815–39.
- Bell, Daniel  
1973 *The Coming of Post-Industrial Society*. Harmondsworth: Penguin Books.
- Bendix, Reinhard i Seymour M. Lipset  
1959 *Social Mobility in Industrial Society*. Berkeley: University of California Press.
- Bertrand, Alvin L. i Zbigniew T. Wierzbicki  
1970 *Socjologia wsi w Stanach Zjednoczonych. Stan i tendencje rozwojowe*. Wrocław: Ossolineum.
- Białecki, Ireneusz  
1982 *Wybór szkoły a reprodukcja struktury społecznej*. Wrocław: Ossolineum.
- Bibb, Robert i William H. Form  
1977 „The effects of industrial, occupational and sex stratification on wages in blue collar markets”. *Social Forces* 55: 974–96.

- Bibby, John  
1975 „Methods for measuring mobility”. *Quality and Quantity* 9: 107–36.
- Blalock, Hubert M.  
1975 *Statystyka dla socjologów*. Warszawa: PWN.
- Blau, Peter M. i Otis Dudley Duncan  
1967 *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Blishen, Bernard  
1958 „The construction and use of an occupational class scale”. *Canadian Journal of Economics and Political Science* 24: 519–31.
- Bonacich, Philipp i Douglas Kirby  
1975 „Using assumptions of linearity to establish a metric”. Ss. 230–49, [w:] David R. Heise (ed.), *Sociological Methodology 1976*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Bottomore, Thomas  
1966 *Classes in Modern Society*. London: Allen and Unwin.
- Boudon, Raymond  
1974 *Mathematical Structures of Social Mobility*. Amsterdam: Elsevier.
- Bowles, Samuel i Herbert Gintis  
1976 *Schooling in Capitalist America*. New York: Basic Books.
- Breiger, Ronald R.  
1981 „The social class structure of occupational mobility”. *American Journal of Sociology* 87: 578–611.
- Broom, Leonard i F. Lancaster Jones  
1969 „Father-to-son mobility: Australia in comparative perspective”. *American Journal of Sociology* 14: 333–42.
- Buławski, Rajmund  
1932 „Warstwy społeczne”. *Kwartalnik Statystyczny*, t. 9, zeszyt 2.
- Burshtyn, H.  
1968 „Factor analytic study of occupational prestige ratings”. *Canadian Review of Sociology and Anthropology* 5: 156–80.
- Carchedi, Guglielmo  
1978 *On the Economic Identification of Social Classes*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Carlsson, Gösta  
1958 *Social Mobility and Class Structure*. Lund: Gleerup.
- Chalasiński, Józef  
1969 *Spółczesność i wychowanie*. Warszawa: PWN.
- Chapin, Frank S.  
1936 *Measurement of Social Status*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Clogg, Clifford C.  
1981 „Latent structure models of mobility”. *American Journal of Sociology* 86: 836–68.
- Cutright, Paul  
1968 „Occupational inheritance: a cross-national analysis”. *American Journal of Sociology* 73: 400–16.

- Dahrendorf, Ralph  
1963 „Recent changes in the class structure of European societies”. *Daedalus* 93: 225–71.
- Daniłowicz, Paweł i Paweł B. Sztabiński  
1977 *Propozycje pytań metryczkowych*. Warszawa: Polska Akademia Nauk, Instytut Filozofii i Socjologii.
- Davis, Kingsley i Wilbert E. Moore  
1944 „Some principles of stratification”. *American Sociological Review* 10: 242–9.
- Della Fave, L. Richard  
1974 „Success values: are they universal or class differentiated?” *American Journal of Sociology* 80: 153–69.
- Deming, W. E.  
1943 *The Statistical Adjustment of Data*. New York: Wiley.
- Domański, Henryk  
1984 „Rola segmentacji rynku pracy w procesie strukturalizacji społecznej”. *Studia Socjologiczne* nr 1: 161–78.
- Domański, Henryk  
1985a *Rola klasyfikacji zawodów w analizie struktury społecznej*. Wrocław: Ossolineum.  
1985b „Zróżnicowanie dochodów i ich percepcji”, [w:] Krystyna Janicka (red.), *Przemiany struktury i świadomości społecznej w Polsce*. Wrocław: Ossolineum.
- Domański, Henryk i Zbigniew Sawiński  
1984 „Prestiż i pozycja społeczna jako wymiary ruchliwości zawodowej”. *Studia Socjologiczne* nr 2: 107–26.
- Duncan, Otis Dudley  
1961 „A socioeconomic index for all occupations”. Ss. 109–38, [w:] Albert J. Reiss (ed.), *Occupations and Social Status*. New York: The Free Press.  
1979 „How destination depends on origin in the occupational mobility table”. *American Journal of Sociology* 84: 793–803.
- Duncan-Jones, Paul  
1972 „Social mobility, canonical scoring and occupational classification”. Ss. 191–210, [w:] Keith Hope (ed.), *The Analysis of Social Mobility. Methods and Approaches*. Oxford: Clarendon.
- Encel, S.  
1975 *Equality and Authority. A Study of Class, Status and Power in Australia*. London: Tavistock.
- Erikson, Robert, John Goldthorpe i Lucienne Portocarero  
1979 „Intergenerational class mobility in three western countries: England, France Sweden”. *British Journal of Sociology* 30: 415–41.
- Featherman, David L. i Robert M. Hauser  
1978 *Opportunity and Change*. New York: Academic.
- Featherman, David L., F. Lancaster Jones i Robert M. Hauser  
1978 „Assumptions of social mobility research in the U. S.: the case of occupa-

- tional status". Ss. 81–109, [w:] Włodzimierz Wesolowski, Kazimierz M. Słomczyński i Bogdan W. Mach (ed.), *Social Mobility in Comparative Perspective*. Wrocław: Ossolineum.
- Featherman, David L. i Gillian Stevens  
1982 „A revised cosioeconomic index of occupational status: application in analysis of sex differences in attainment". Ss. 141–81, [w:] Robert M. Hauser i inni (ed.), *Social Structure and Behavior*, New York: Academic.
- Gagliani, S.  
1982 „How many working classes?" *American Journal of Sociology* 87: 259–85.
- Giddens, Anthony  
1973 *The Class Structure of the Advanced Societies*. London: Hutchinson.
- Glass, David (ed.)  
1954 *Social Mobility in Britain*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Glenn, Norval D. i Jon. P. Alston  
1968 „Cultural distances among occupational categories". *American Sociological Review* 33: 365–83.
- Goldthorpe, John H.  
1980 *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon.  
1984 *Social Mobility and Class Formation: on the Renewal of a Tradition in Sociological Inquiry*. CASMIN – project Working Paper, No. 1, University of Mannheim.
- Goldthorpe, John H., David Lockwood, Jennifer Platt i Frank Bechhofer  
1969 *The Affluent Worker*. Cambridge: University Press.
- Goldthorpe, John H., Clive Paine i Catriona Llewelyn  
1978 „Trends in class mobility". *Sociology* 12: 441–68.
- Goodman, Leo A.  
1969a „How to ransack social mobility tables and other kinds of cross-classification tables". *American Journal of Sociology* 75: 1–39.  
1969b „On the measurement of social mobility: an index of status persistence". *American Sociological Review* 34: 831–50.  
1979 „Simple models for analysis of association in cross-classifications having ordered categories". *Journal of the American Statistical Association* 74: 537–52.  
1981 „Criteria for determining whether certain categories in a cross-classification table should be combined, with special reference to occupational categories in an occupational mobility table". *American Journal of Sociology* 87: 612–50.
- Hall, Richard R.  
1969 *Occupations and the Social Structure*. New York: Prentice Hall.
- Hatt, Paul K.  
1961 „Occupation and social stratification". Ss. 330–51, [w:] A. Reiss (ed.), *Occupations and Social Status*. New York: The Free Press.
- Halsey, A. H., A. F. Heath i J. M. Ridge  
1980 *Origins and Destinations. Family, Class and Education in Modern Britain*. Oxford: Clarendon.

- Harman, Harry H.  
1967 *Modern Factor Analysis*. Chicago: University Press.
- Hauser, Robert M.  
1978 „A structural model of the mobility table”. *Social Forces* 56: 919–53.  
1979 „Some exploratory methods for modeling mobility tables and other cross-classified data”. Ss. 413–58, [w:] Karl F. Schuessler (ed.), *Sociological Methodology 1980*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Hauser, Robert M. i David L. Featherman  
1977 *The Process of Stratification. Trends and Analysis*. New York: Academic.
- Hazelrigg, Lawrence E. i Maurice A. Garnier  
1976 „Occupational mobility in industrialized societies: a comparable analysis of differential access to occupational ranks in seventeen countries”. *American Sociological Review* 41: 498–511.
- Hodge, Robert W., Paul M. Siegel i Peter H. Rossi  
1964 „Occupational prestige in the United States, 1925–63”. *American Journal of Sociology* 70: 286–302.
- Hoggart, Richard  
1976 *Spojrzenie na kulturę robotniczą w Anglii*. Warszawa: PIW.
- Hollingshead, Arthur i Frederick Redlich  
1968 *Social Class and Mental Illness*. New York: Wiley.
- Hope, Keith  
1972a „Marriage markets in the stratification system”. Ss. 105–20, [w:] Keith Hope (ed.), *The Analysis of Social Mobility. Methods and Approaches*. Oxford: Clarendon.  
1972b „Quantifying constraints on social mobility: the latent hierarchies of a contingency table”. Ss. 121–90, [w:] Keith Hope (ed.), *The Analysis of Social Mobility. Methods and Approaches*. Oxford: Clarendon.  
1981 „The new mobility ratio”. *Social Forces* 60: 544–56.  
1982 „Vertical and nonvertical class mobility in the three countries”. *American Sociological Review* 47: 99–113.
- Horan, Patric M.  
1974 „The structure of occupational mobility: conceptualization and analysis”. *Social Forces* 53: 33–45.
- Jacher, Władysław  
1977 „Teoretyczne podstawy badań mikrostruktur społecznych na wsi”. Ss. 54–71, [w:] Jerzy Damrosz i Barbara Tryfan, *Wieś polska. Diagnozy i prognozy społeczne*. Warszawa:
- Janicka, Krystyna  
1976 *Ruchliwość międzypokoleniowa i jej korelaty*. Wrocław: Ossolineum.
- Jones, F. Lancaster  
1985 „New and (very) old mobility ratios: is there life after Benini?” *Social Forces* 63: 838–50.
- Kahl, Joseph  
1957 *The American Class Structure*. New York: Holt, Reichart i Winston.

- Kalleberg, Arne L. i Aage Sorensen  
1979 „The sociology of labor markets”. *Annual Review of Sociology* 5: 351–79.
- Kendall, M. G. i A. Stuart  
1961 *The Advanced Theory of Statistics. Vol. 2. Inference and Relationship*. New York: Hafner.
- Klatzky, Sheila R. i Robert W. Hodge  
1971 „A canonical correlation analysis of occupational mobility”. *Journal of the American Statistical Association* 66: 16–22.
- Kleining, Gerhard  
1971 „Die Veränderungen der Mobilitätschancen in der Bundesrepublik Deutschland”. *Kölner Zeitschrift für Sozialpsychologie* 23: 789–807.
- Kohn, Melvin L.  
1969 *Class and Conformity: A Study in Values*. Homewood, Ill.: Dorsey.
- Kolosi, Tamas i Edward Wnuk-Lipiński  
1983 *Equality and Inequality under Socialism. Poland and Hungary Compared*. Sage Books.
- Kornilowicz, Kazimierz, Ludwik Landau i Edward Strzelecki (red.)  
1938 *Młodzież sięga po pracę*. Warszawa: Instytut Spraw Społecznych.
- Kozakiewicz, Mikołaj, Zbigniew Kwiecieński i Włodzimierz Winclawski  
1974 „Dostęp młodzieży wiejskiej do wykształcenia na różnych szczeblach szkolnictwa”. *Więś i Rolnictwo* nr 1.
- Krauze, Tadeusz i Kazimierz M. Słomczyński  
1986 *Matrix Representation of Structural and Circulation Mobility*. *Sociological Methods and Research* 14: 247–69.
- Kruskal, John B.  
1964 „Multidimensional scaling: a numerical method”. *Psychometrika* 29: 115–29.
- Landau, Ludwik  
1933 *Place w Polsce w związku z rozwojem gospodarczym*. Warszawa: Instytut Spraw Społecznych.
- Larson-Sarafatti, Magali  
1977 *The Rise of Professionalism. A Sociological Analysis*. University of California Press.
- Laumann, Edward O.  
1965 „Subjective distance and urban occupational stratification”. *American Journal of Sociology* 71: 26–36.
- Laumann, Edward O. i Louis Guttman  
1966 „The relative associational contiguity of occupations in an urban settings”. *American Sociological Review* 31: 169–79.
- Leahy, Alice M.  
1936 *The Measurement of Urban Home Environment*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Lenski, Gerard  
1966 *Power and Privilege: A Theory of Social Stratification*. New York: McGraw-Hill.



- Lipset, Seymour M.  
1961 *Political Man*. New York: Doubleday.
- Lipset, Seymour M. i Hans Zetterberg  
1956 „A theory of social mobility”, [w:] *Transactions of the Third World Congress of Sociology*, ss. 155–77. London: International Sociological Association.
- Lockwood, David  
1958 *The Blackcoated Worker*. London: George Allen i Unwin.
- Macdonald, K. I.  
1972 „MDSICAL and distances between socio-economic groups”. Ss. 211–34, [w:] Keith Hope (ed.), *The Analysis of Social Mobility. Methods and Approaches*. Oxford: Clarendon.  
1981 „On the formulation of a structural model of the mobility table”. *Social Forces* 60: 557–71.
- Mach, Bogdan W. i Włodzimierz Wesolowski  
1982 *Ruchliwość a teoria struktury społecznej*. Warszawa: PWN.
- Makarczyk, Wacław  
1978 *Struktura społeczna a warunki życiowe*. Warszawa: Polska Akademia Nauk, Instytut Filozofii i Socjologii.
- Malanowski, Jan  
1981 *Polscy robotnicy*. Warszawa: KiW.
- Mallet, Serge  
1975 *The New Working class*. Bristol: Spokesman Books.
- Marks, Karol  
1957 *Kapitał*, t. 3, ks. cz. 1. Warszawa: KiW.
- Matras, Judah i Dov Weintraub  
1977 *Ethnic and other primordial differences in intergenerational mobility in Israel. Discussion Paper 25–77*. Brookdale Institute, Jerusalem.
- Maung, K.  
1941 „Measurement of association in a contingency table with special reference to the pigmentation of hair and eye colours of Scottish school children”. *Annals of Eugenics* 11: 189–223.
- Maxwell, A. E.  
1977 *Multivariate Analysis in Behavioural Research*. London: Chapman and Hall.
- Mayer, Kurt  
1953 *Class in American Society*. New York: Basic Books.
- Michels, Robert  
1965 *First Lectures in Political Sociology*. New York: Harper and Row.
- Millar, Robert  
1966 *The New Classes*. London: Longmans.
- Miller, S. M.  
1960 „Comparative social mobility”. *Current Sociology* 9: 1–89.
- Mills, Charles W.  
1965 *Białe kołnierzyki*. Warszawa: KiW.

- Murphy, Raymond J. i Richard T. Morris  
1961 „Occupational situs, subjective class identification and political affiliation”. *American Sociological Review* 26: 383–92.
- Nie, Norman H., Hadlai C. Hull, Jean C. Jenkins i inni  
1975 *SPSS. Statistical Package for Social Sciences*. New York: McGraw-Hill.
- Niepokojczycki, Wojciech i Anna Kuć  
1983 *Program KANAN*. (Maszynopis). Instytut Socjologii, Uniwersytet Warszawski.
- Parkin, Frank  
1971 *Class Inequality and Political Order: Social Stratification in Capitalist and Communist Societies*. New York: Praeger.  
1974 „Strategies of social closure in class formation”. Ss. 1–18, [w:] Frank Parkin (ed.), *The Social Analysis of Class Structure*. London: Tavistock.
- Parsons, Talcott  
1972 „Zrewidowane podejście analityczne do teorii uwarstwienia społecznego”. [1953] Ss. 496–573, [w:] Talcott Parsons, *Szkice z teorii socjologicznej*. Warszawa: PWN.
- Pohoski, Michał  
1983 „Ruchliwość społeczna a nierówności społeczne”. *Kultura i Społeczeństwo* 27: 135–64.
- Pohoski, Michał i Kazimierz M. Słomczyński  
1978 *Społeczna klasyfikacja zawodów*. Warszawa: Polska Akademia Nauk, Instytut Filozofii i Socjologii.
- Pöntinen, Seppo  
1982 „Models and social mobility research: a comparison of some log-linear models of a social mobility matrix”. *Quality and Quantity* 16: 91–107.  
1983 *Social Mobility and Social Structure. A Comparison of Scandinavian Countries*. Helsinki: Societas Scientiarum Fennica.
- Portocarero, Lucienne  
1983 „Social mobility in industrial nations: women in France and Sweden”. *Sociological Review* 31: 57–81.
- Pullum, Thomas  
1975 *Measuring Occupational Inheritance*. New York: Elsevier.
- Rogoff, Natalie  
1953 *Recent Trends in Occupational Mobility*. Glencoe: Free Press.
- Sawiński, Zbigniew  
1979 *Koncepcja maksymalizacji współczynników korelacji*. Praca magisterska. Instytut Socjologii, Uniwersytet Warszawski.  
1981 „Mierniki ruchliwości społeczno-zawodowej”. *Studia Socjologiczne* nr 2: 171–88.  
1984a *Program MOBTRANS*. (Maszynopis) Instytut Socjologii, Uniwersytet Warszawski.  
1984b *Kanoniczna dekompozycja macierzy mobilności z wyłączeniem i bez wyłączenia ruchliwości strukturalnej*. (Maszynopis) Instytut Socjologii, Uniwersytet Warszawski.

- 1985 *Analiza maksymalnej korelacji*. Zespół Badań Socjologicznych nad Problemami Oświaty. Zeszyt nr 39. Warszawa. Instytut Socjologii UW.
- Scase, Robert  
1974 „Conception of the class structure and political ideology: some observations on attitudes in England and Sweden”. Ss. 50–84, [w:] Frank Parkin (ed.), *The Social Analysis of Class Structure*. London: Tavistock.
- Sewell, William H.  
1940 *The Construction and Standardization of a Scale for the Measurement of Socio-Economic Status of Oklahoma Farm Families*. Oklahoma A. and M. College Technical Bulletin, 9. Stillwater.
- Siegel, Paul M.  
1971 *Prestige in the American Occupational Structures*. Ph. D. dissertation, University of Chicago. Praca nie publikowana.
- Słomczyński, Kazimierz M.  
1972 *Zróżnicowanie społeczno-zawodowe i jego korelaty*. Wrocław: Ossolineum.
- Słomczyński, Kazimierz M. i Włodzimierz Wesołowski  
1970 „Próby reprezentacyjne i kategorie społeczno-zawodowe”. Ss. 36–84, [w:] Włodzimierz Wesołowski (red.), *Zróżnicowanie społeczne*. Wrocław: Ossolineum.
- Słomczyński, Kazimierz M., Joanne Miller i Melvin L. Kohn  
1981 „Stratification, work, and values: a Polish-United States comparison”. *American Sociological Review* 46: 720–44.
- Sobel, Michael E.  
1983 „Structural mobility, circulation mobility and the analysis of occupational mobility: a conceptual mismatch”. *American Sociological Review* 48: 721–7.
- Sombart, Werner  
1906 *Warum gibt es in den Vereinigten Staaten keinen Sozialismus*. Tübingen.
- Sorokin, Pitirim  
1959 *Social and Cultural Mobility*. The Free Press of Glencoe, Illinois.  
[1927]
- Stephens, J. D.  
1979 „Class formation and class consciousness: a theoretical and empirical analysis with reference to Britain and Sweden”. *British Journal of Sociology* 30: 389–415.
- Stephenson, Richard  
1957 „Mobility orientations and stratification of 1,000 ninth graders”. *American Sociological Review* 22: 204–12.
- Svalastoga, Kaare  
1959 *Prestige, Class and Mobility*. Copenhagen: Glydendale.
- Thurow, Lester  
1975 *Generating Inequality*. New York: Basic Books.
- Tolbert, Charles M.  
1982 „Industrial segmentation and men's career mobility”. *American Sociological Review* 47: 457–77.

- 1983 „Industrial segmentation and men's intergenerational mobility”. *Social Forces* 61: 1119–37.
- Tominaga, Ken'ichi  
1978 „A comparative analysis of social mobility: Tokyo and Chicago”. Ss. 201–33, [w:] Włodzimierz Wesołowski, Kazimierz M. Słomczyński i Bogdan W. Mach (ed.), *Social Mobility in Comparative Perspective*. Wrocław: Ossolineum.
- Treiman, Donald J.  
1970 „Industrialization and social stratification”. *Sociological Inquiry* 40: 207–34.  
1977 *Occupational Prestige in the Comparative Perspective*. New York: Academic.
- Tumin, M. M. i A. S. Feldman  
1957 „Theory and measurement of occupational mobility”. *American Sociological Review* 22: 281–8.
- Turner, Ralph H.  
1960 „Sponsored and contest mobility and the school system”. *American Sociological Review* 25: 855–67.
- Turowski, Jerzy  
1972 „Wyniki badań w zakresie socjologii wsi i miasta w powojennej Polsce”. *Roczniki Filozoficzne*, z. 2.
- Turski, Ryszard, Krystyna Łapińska-Tyszka i Waldemar Nowak  
1977 „Przemiany klasy chłopskiej”. Ss. 39–105, [w:] Włodzimierz Wesołowski (red.), *Kształt struktury społecznej*. Warszawa: PWN.
- Tyree, Andrea  
1973 „Mobility ratios and association in mobility tables”. *Population Studies* 27: 577–88.
- Tyree, Andrea, Moshe Semyonow i Robert W. Hodge  
1979 „Gaps and glissandos: inequality, economic development, and social mobility in 24 countries”. *American Sociological Review* 44: 410–24.
- Vanneman, Reeve  
1977 „The occupational composition of american classes: results from cluster analysis”. *American Journal of Sociology* 82: 783–808.
- Weber, Max  
1968 *Economy and Society*. Vol. 2. New York: Bedminster.
- Wesołowski, Włodzimierz  
1962 *Studia z socjologii klas i warstw społecznych*. Warszawa: PWN.
- Wesołowski, Włodzimierz i Bogdan W. Mach  
1983 „Systemowe funkcje ruchliwości społecznej”. *Kultura i Społeczeństwo* 27 (nr 4): 123–34.
- Westergaard, John i Henrietta Resler  
1975 *Class in Capitalist Society*. London: Heinemann.
- Wilensky, Harold  
1966 „Measures and effects of social mobility”. Ss. 51–97, [w:] N. Smelser i Seymour M. Lipset (eds.), *Social Structure and Mobility in Economic Development*. Chicago: Aldine.

Wiśniewski, Wiesław

- 1978 *Wykształcenie w aspiracjach społeczeństwa polskiego*. Zespół Badań Socjologicznych nad Problemami Oświaty. Zeszyt nr 5. Warszawa: Instytut Socjologii UW.

Wojciechowska, Anita

- 1977 *Położenie materialne i uczestnictwo w kulturze a struktura społeczna*. Wrocław: Ossolineum.

Wright, Erik O.

- 1980 „Class and occupation”. *Theory and Society* 9: 177–215.

Yamaguchi, Kazuo

- 1983 „The structure of intergenerational occupational mobility: generality and specificity in resources, channels and barriers”. *American Journal of Sociology* 88: 718–45.

Yasuda, Saburo

- 1964 „A methodological inquiry into social mobility”. *American Sociological Review* 29: 16–23.

Zagórski, Krzysztof

- 1976 *Zmiany struktury i ruchliwość społeczno-zawodowa w Polsce*. Statystyka Polski nr 69. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- 1978 *Rozwój, struktura i ruchliwość społeczna*. Warszawa: PWN.
- 1984 *Social Mobility into Post-Industrial Society: Socio-economic Structure and Fluidity of the Australian Workforce*. Departmental Monograph No. 5. Australian National University.

Zdanowski, Antoni

- 1936 *Warunki mieszkaniowe robotników w okresie kryzysu i bezrobocia*. Warszawa: Instytut Gospodarstwa Społecznego.

Żarnowski, Janusz

- 1973 *Spółczesność II Rzeczypospolitej 1918–1939*. Warszawa: PWN.



## THE DIMENSIONS OF SOCIAL STRUCTURE COMPARATIVE ANALYSIS

### Summary

The subject of the work is the analysis of the patterns of inter-generation occupational mobility in selected countries. On this basis, an attempt was made to define the shape of social structure interpreted in form of the system of relations between occupational categories. The conclusions concerning the separate countries make the ground for stating the regularities of a universal character.

The work consists of six chapters. In Chapter One, we tried to define the research purposes the analysis of social mobility patterns can serve. There exist well-grounded theoretical conceptions in sociology, which afford a scheme of conceptualization of the way of studying the structure-creating role of social mobility, to refer, for example, to the ones by Weber in 1959; Giddens – 1973; Parkin – 1974; Westaergaard and Resler – 1975; Mach and Wesolowski – 1982. There exist also some models of operationalization of this problem and methods of its analysis. Our conviction is that these theoretical conceptions have not been used so far in order to direct empirical research to the explanation of an effect of mobility upon the shape of social structure. On the other hand, the set of techniques employed to analyze the problem were utilized only to a small degree.

Thus, in Chapter I we aim at defining the theoretical context of the research design as far as the problem under discussion is concerned and at characterizing the usefulness of different methods of its analysis. The considerations are started with the review of the way of studying the mobility patterns and the discussion of characteristics of different techniques of their analysis. We attempt to prove that the analysis of mobility patterns makes it possible to identify the basic segments of social structure, to define the distance between them and the main pivots of social structuration. This makes the grounds for concluding of mechanisms of the process of social structuration, assuming that mobility patterns are a good synthetic characteristic of structuration process.

Moreover, the identification of the basic dimensions of mobility makes it possible to state what the main criteria of social superiority and inferiority are, what is the degree of cristallization of social hierarchy and which of the occupational categories take the highest and the lowest standing. This aspect of the approach adopted here seems to be of particular importance in the light of the now-prevalent scheme of conceptualization of social space in the categories of scales of occupations according to the criterion of prestige and social and economic position.

In order to identify mobility patterns, we employed the technique of canonical analysis. The essence of employment of this method is discussed in detail in Chapter 2. The starting point is the reference to the model of perfect mobility, which is the reference basis for the interpretation of quantity of the observed flows in the table of occupational mobility. In next three subchapters, we discuss the essential characteristics of three different versions of the method of identification of mobility patterns we have proposed, with special regard to the existing possibilities of interpretation of the results. Finally, we discuss some selected problems of the relevancy of the solution that was obtained. We illustrate the considerations with the example of the analysis of the table of inter-generation occupational mobility of men in Poland. There were only three occupational categories distinguished in the table, i.e. non-manual workers, manual workers and farmers, which makes it easy to investigate the essential characteristics of the proposed method.

In Chapter 3 we try to prove that the past attempts at identification of dimensions of mobility went in a wrong direction, as the investigators endeavoured to separate one dimension which would have a value of a main pivot of social structuration. They assumed in advance the existence of a universal dimension of status and tried to handle the results of the analysis of mobility structure as an additional argument in support of veracity of this hypothesis. In this chapter, the subject of our analysis is the table of inter-generation mobility in U.S., which was subject to analyses many times before, e.g. the ones by Blau and Duncan in 1967 and Featherman and Hauser in 1978. We indicate that the dimension, which was treated as the basic one before, is in fact a composition of two different aspects of mobility – one defined by the opposition of farmer and non-farmer categories, and the other – reflecting the structure of mobility patterns out of farming. Consequently, it is impossible to explain in a correct way the status of the farmer category within the limits of dimension treated as the basic one before and therefore this dimension cannot be interpreted in universal terms of status. The quest after such an interpretation is reasonable only with regard to non-farmer population.

In Chapter 4 we aim at the identification of prevalent mobility patterns in nine selected countries, namely England, Australia, Philippines, France, Israel, Federal Republic of Germany, United States, Sweden and Hungary. The subject of the analysis is exclusively the tables of inter-generation occupational mobility of men, made according to the data coming from representative nation-wide samples. We endeavoured to describe the specificity of mobility patterns in different countries, as well as to state universal regularities in this sphere. Our statements resolved themselves to the following five points.

First, we can observe a distinct character of the group of farmers and farm-hands as compared with men employed out of farming in each of the countries under consideration. The importance of this pivot of structuration results from the specificity of culture of the countryside environments, geographical isolation and a particular character of labour in farming.

In all these countries we can also observe a distinct character of professional<sup>1</sup> élite, including professionals, big owners, managers and high government officials. On the one hand, the phenomenon can be treated as an effect of reproduction under-

stood as the inheriting of the affiliation to this category, and on the other hand, as a consequence of monopolization of the access to it. There are involved such phenomena here as monopolization, direct inheriting of father's position, e.g. his lawyer's office or doctor's practice, and the selective character of school systems, which prevents the attainment of such levels of education that would secure the access to professional élite.

Our third statement concerns owners of means of production. They stand apart in the structure formed by mobility patterns in most of the countries. This phenomenon becomes evident in form of a separate pivot of social structuration.

The results of our analyses show also a universal character of the barrier between manual and non-manual workers, which appeared in all the mentioned countries, though not in equal measure.

The last regularity worth taking notice of is relatively small differentiation of mobility patterns with workers. This result is important, because this category is heterogeneous considering a number of essential determinants of position in social structure, such as the level of qualifications, material standard or difference in the **substance and character of labour.**

Whole Chapter 5 was devoted to the analysis of the structure of mobility patterns in Poland. The subject of the analysis was the data coming from the research carried out in 1982 with a representative nation-wide sample. We took advantage also of the data of 1972 and 1967. It appears that mobility in Poland can be considered in the same terms as mobility in other countries. Limiting the considerations to such phenomena as the distinct character of farmers, specificity of owners, distance of professional élite, barrier between manual and non-manual workers and differentiation of workers enables us to describe, rather comprehensively, the system of inequalities expressed in form of patterns of flows between occupational categories. The relevancy of this scheme results undoubtedly from the fact that the above-mentioned aspects of mobility structure are of a universal character.

In last Chapter 6, we attempt to give the grounds for the thesis of a limited role of status as the determinant of mobility processes. We argue that the universal character of status is limited to the universality of mechanisms which status is to reflect. Regarding the categories with which these mechanisms do not operate, the notion of status is not right means of expressing their position. In this way, the one-dimension picture is simplification of social space. We consider this result in the context of the functional theory of social stratification and the conceptions formulating social structure in relational categories.

*Translated by Elżbieta Nawrocka*





## SPIS TREŚCI

Wprowadzenie . . . . .	5
<b>Rozdział 1: Badania nad strukturą ruchliwości jako sposób analizy wymiarów struktury społecznej . . . . .</b>	<b>8</b>
1.1. Wstęp . . . . .	8
1.2. Teoretyczne przesłanki badania wzorów ruchliwości . . . . .	8
1.3. Cel i metody analizy wzorów ruchliwości: podejście klasyczne . . . . .	9
1.4. Nowe metody analizy tabel ruchliwości . . . . .	13
1.5. Zalety metod analizy struktury ruchliwości . . . . .	18
1.6. Ważniejsze ustalenia analiz nad strukturą ruchliwości. . . . .	20
1.7. Teoretyczne ujęcia roli ruchliwości w procesie strukturalizacji społecznej . . . . .	25
1.8. Proponowany schemat konceptualizacji problemu . . . . .	31
1.9. Podsumowanie . . . . .	34
<b>Rozdział 2: Metody identyfikacji wzorów ruchliwości . . . . .</b>	<b>35</b>
2.1. Wprowadzenie . . . . .	35
2.2. Model równych szans . . . . .	37
2.2.1. Dwie perspektywy analiz tabel mobilności . . . . .	37
2.2.2. Stosowana notacja . . . . .	39
2.2.3. Definicja modelu równych szans . . . . .	40
2.2.4. Współczynnik Glassa–Rogoff . . . . .	41
2.2.5. Modelowanie log-liniowe . . . . .	43
2.2.6. Nieporozumienia wokół współczynnika Glassa–Rogoff . . . . .	45
2.2.7. Indeks nierówności szans . . . . .	46
2.3. Kanoniczna dekompozycja tabel mobilności . . . . .	51
2.3.1. Wstępne sformułowanie problemu . . . . .	51
2.3.2. Interpretacja rozwiązania . . . . .	52
2.3.3. Druga macierz kanoniczna . . . . .	59
2.3.4. Kanoniczna dekompozycja tabel mobilności w postaci ogólnej . . . . .	61
2.3.5. Uwagi końcowe . . . . .	63
2.4. Analiza kanoniczna . . . . .	64
2.5. Analiza maksymalnej korelacji . . . . .	65
2.6. Rozwiązania nieakceptowalne . . . . .	67
2.7. Zakończenie . . . . .	70
<b>Rozdział 3: Problemy interpretacji wymiarów ruchliwości zawodowej . . . . .</b>	<b>72</b>
3.1. Wstęp . . . . .	72
3.2. Krytyka klasycznej interpretacji Blau'a i Duncana . . . . .	73

3.3. Analiza kanoniczna macierzy Blau'a i Duncana . . . . .	80
3.4. Proponowane modyfikacje stosowanych metod . . . . .	84
3.5. Odrębność kategorii rolniczych . . . . .	93
3.6. Wymiar zróżnicowania kategorii nierolniczych . . . . .	95
3.7. Podsumowanie . . . . .	100
<b>Rozdział 4: Analiza porównawcza wzorów mobilności w wybranych krajach . . . . .</b>	<b>102</b>
4.1. Wstęp . . . . .	102
4.2. Uwagi metodologiczne i schemat analizy . . . . .	103
4.3. Struktura mobilności w poszczególnych krajach . . . . .	106
4.3.1. Anglia . . . . .	106
4.3.2. Francja . . . . .	110
4.3.3. Szwecja . . . . .	113
4.3.4. Republika Federalna Niemiec . . . . .	115
4.3.5. Australia . . . . .	117
4.3.6. Filipiny . . . . .	120
4.3.7. Izrael . . . . .	122
4.3.8. Węgry . . . . .	125
4.4. Podobieństwo wzorów ruchliwości . . . . .	128
4.5. Znaczenie otrzymanych rezultatów . . . . .	135
<b>Rozdział 5: Wzory ruchliwości w Polsce . . . . .</b>	<b>138</b>
5.1. Wstęp . . . . .	138
5.2. Charakterystyka wykorzystanych danych . . . . .	138
5.3. Aspekty struktury ruchliwości w Polsce . . . . .	141
5.3.1. Odrębność rolników . . . . .	141
5.3.2. Bariera fizyczni – umysłowi . . . . .	145
5.3.3. Zróżnicowanie wewnątrz podstawowych segmentów . . . . .	150
5.3.4. Kategorie pośrednie . . . . .	153
5.3.5. Wzory napływu . . . . .	154
5.4. Struktura ruchliwości w Polsce na tle innych krajów . . . . .	156
5.5. Podsumowanie . . . . .	159
<b>Rozdział 6: Pozycja społeczna a ruchliwość zawodowa . . . . .</b>	<b>161</b>
<b>Literatura cytowana . . . . .</b>	<b>169</b>
<b>Summary . . . . .</b>	<b>180</b>





Cena zł 240,-

ISBN 83-04-02193-5

<http://rcin.org.pl>