

P
A
N

51888

awodowa

i jej związki z wykształceniem

Kazimierz M. Słomczyński

51888

PÓLSKA AKADEMIA NAUK INSTYTUT FILOZOFII I SOCJOLOGII

P. 51888



Pozycja zawodowa i jej związki z wykształceniem

Kazimierz M. Słomczyński

51888

POLSKA AKADEMIA NAUK INSTYTUT FILOZOFII I SOCJOLOGII

83310

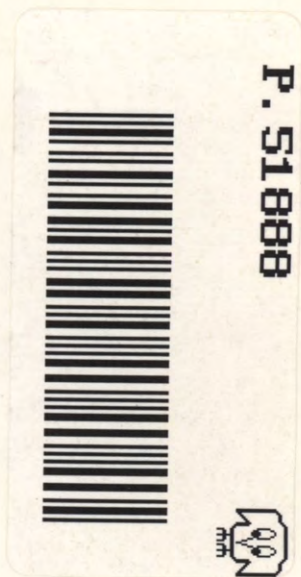
1. WPROWADZENIE	1
2. POZYCJA ZAWODOWA I WYKSZTAŁCENIE	21
3. STRUKTURALNE WZROSTAJĄCE PODZIAŁY	21
4. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
5. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
6. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
7. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
8. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
9. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
10. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
11. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
12. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
13. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
14. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
15. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
16. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
17. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
18. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
19. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21
20. WZROSTAJĄCE PODZIAŁY NA POTYCZ ZAWODOWY	21



Okladkę projektował Michał Bernaciak

Redaktor Antonina Majkowska-Sztange

51888.



Druk. IFiS PAN nakład 325 egz. f-A5, Z-107 zam. 4/83

2.
19.5.83

A. 65/83

<http://rcin.org.pl>

SPIS TREŚCI

OD AUTORA	5
Rozdział I. PROBLEMATYKA I ZAKRES PRACY	9
Rozdział II. POZYCJA ZAWODOWA I WYKSZTAŁCENIE: STRUKTURALNE MODELE POMIARU	27
Rozdział III. TRANSMISJA POZYCJI ZAWODOWEJ: STRUKTURALNE MODELE ZALEŻNOŚCI PRZYCZYNOWYCH	53
Rozdział IV: WYKORZYSTANIE ZASOBÓW EDUKACYJ- NYCH I ALOKACJA MERYTOKRATYCZNA: MODELE OPTYMALIZACYJNE	87
Rozdział V: DYNAMIKA ZMIAN POZYCJI ZAWODOWEJ W TRAKCIE KARIERY: MODELE RÓWNAŃ RÓŻNICZKOWYCH	116
ZAŁĄCZNIK	141
LITERATURA CYTOWANA	147

OD AUTORA

Gdy w 1972 roku ukazała się moja książka, Zróżnicowanie społeczno-zawodowe i jego korelaty, sądziłem, iż zamknęła ona pewien krąg moich zainteresowań i do zagadnień w niej poruszanych nie będę powracał. Stało się jednak inaczej: zarówno dyskusje nad treścią książki, jak i udział w badaniach empirycznych o podobnym zakresie tematycznym wyznaczały podobne pole moich bieżących zainteresowań. W wyniku tego powstało kilka kolejnych publikacji, w których starałem się ukazać, w jakim stopniu zróżnicowanie społeczno-zawodowe determinuje partycypację jednostek w nierówno dzielonych dobrach. Uczestniczyłem także w opracowywaniu standardowych klasyfikacji i skal zawodów, gdyż uważałem, że dysponowanie takimi narzędziami jest niezbędne do analizy wielu zjawisk społecznych. Aczkolwiek w niniejszej pracy do dorobku tego będę nawiązywał, nie stanowi ona jego "podsumowania". Praca ta w zasadzie zawiera nowe propozycje badawcze i nowe wyniki empiryczne.

Pomiar pozycji zawodowej, jej determinanty, mechanizmy dystrybucji oraz zmiany w czasie karier jednostek stanowią to, co można określić jako problematykę pracy. Poszczególne zagadnienia przedstawione są w kontekście związków pozycji zawodowej z formalnym wykształceniem. Rozdział I zawiera bliższe omówienie tych zagadnień; w nim też przedstawiono podstawy użytego aparatu metodologicznego i podano podstawowe informacje o wykorzystanym

materiale empirycznym.

W przedkładanej Czytelnikowi pracy starałem się sformułować zbiór konkretnych problemów badawczych i pokazać, jak mogą być one rozwiązywane przy użyciu modeli równań strukturalnych /rozdział II i III/, modeli programowania liniowego /rozdział IV/ oraz modeli równań różniczkowych /rozdział V/. Ponieważ w polskiej literaturze socjologicznej brak jest prac, które omawiają zastosowania takich modeli, starałem się również wyłożyć "ideologię", która leży u ich podstaw. Nie jest to jednak wykład pełny, a taki, jakiego dokonuje użytkownik rozwiązując konkretny problem.

Praca ta powstała w wyniku mojego udziału w badaniach nad zróżnicowaniem społecznym mieszkańców miast, które od lat były prowadzone w Instytucie Filozofii i Socjologii PAN, pod kierownictwem prof. dr hab. Włodzimierza Wesiołowskiego. Przez cały czas pisania tej pracy Profesor Wesiołowski wykazywał daleko posuniętą życzliwość dla moich przedsięwzięć i umożliwiał mi ich kontynuację. Rozmowy z nim dostarczały mi inspiracji dla stawiania nowych zagadnień.

Niektóre teoretyczne i metodologiczne wyniki przedstawione w tej pracy zostały uzyskane we współpracy z prof. dr Tadeuszem Krauze z Hofstra University, Hempstead, USA. Razem opracowywaliśmy zasady konstrukcji tzw. alokacji merytokratycznej i analizowaliśmy możliwości zastosowania programowania liniowego do zagadnień socjologicznych. Niezależnie od tego, obaj współpracowaliśmy z doc. dr hab. Zbigniewem Peradzyńskim z Instytutu Podstawowych Problemów Techniki PAN nad modelem zmian pozycji zawodowych w czasie karier jednostek. Współpraca z Profesorem Krauze, a także z nim i z Docentem Peradzyńskim, owocowała opracowaniami, które są często powoływane w rozdziale IV i V. Ponadto w rozdziale II korzystam z publikacji, którą przygotowałem razem z mgr Grażyną Kacprowicz; do rozdziału III włączyłem pewne fragmenty tekstu artykułu napisanego razem z mgr Bogdanem Machem.

Materiały empiryczne wykorzystane w tej pracy pochodzą z badań, w których udział dr Krystyny Janickiej był szczególnie duży - i to w fazie konceptualizacji, jak i samej realizacji. Nad stroną techniczną badań pieczę sprawowali kierownicy odpowiednich komórek organizacyjnych Instytutu Filozofii

i Socjologii PAN: mgr Andrzej Mokrzyzewski, mgr Anna Sianko i p. Stanisława Walkowska. Uzupełniający materiał empiryczny stanowią dane udostępnione mi przez prof. dr hab. Wiesława Wiśniewskiego.

Praca ta częściowo powstała podczas mojego stażu naukowego w National Institute of Mental Health, Bethesda, USA w roku akademickim 1979-80. Współpraca z dr Melvinem Kohnem z tej instytucji umożliwiła mi przyswojenie sobie nowych technik analizy materiału empirycznego. Zarówno dr Kohn, jak i dr Joanne Miller poświęcili dużo czasu wprowadzając mnie w zastosowania programu LISREL.

Przedkładana Czytelnikowi praca jest skróconą wersją mojej rozprawy habilitacyjnej. Na podstawie tej rozprawy Rada Wydziału Filozofii i Socjologii Uniwersytetu Warszawskiego w dniu 22 października 1981 roku podjęła uchwałę o nadaniu mi stopnia doktora habilitowanego w zakresie socjologii. Recenzentami pracy byli Profesorowie: Zbigniew Czerwiński, Klemens Szaniawski i Włodzimierz Wesołowski. Zarówno w swoich recenzjach, jak i w rozmowach ze mną wymienieni Profesorowie zgłosili wiele uwag, które były mi pomocne przy przygotowaniu obecnej wersji pracy. Użyteczne uwagi zgłosili także: prof. dr Tadeusz Krauze, doc. dr hab. Krzysztof Zagórski, dr Grzegorz Lissowski, dr Maria Misztal, mgr Grażyna Kacprowicz i mgr Bogdan Mach.

Wszystkim wymienionym osobom serdecznie dziękuję za życzliwy stosunek do moich przedsięwzięć naukowych. Dziękuję też Redaktor Antoninie Majkowskiej, która zawsze służyła mi dobrą radą, nie tylko zresztą w sprawach wąsko wydawniczych. Za różnorodną pomoc przy pisaniu kolejnych wersji tej pracy składam też podziękowanie dwóm osobom spoza mojego profesjonalnego kręgu: Jerzynie Słomczyńskiej i Robin Krauze.

Warszawa, 1982.

Rozdział I

PROBLEMATYKA I ZAKRES PRACY

Praca ta dotyczy pozycji zawodowej - jej pomiaru, determinant, mechanizmów dystrybucji i zmian w czasie kariery jednostek. W socjologii klas i warstw społecznych pojęcie pozycji zawodowej należy do tych, które są szczególnie często używane i wywołują wiele dyskusji teoretycznych i metodologicznych. Nawiązując do owych dyskusji położymy w tej pracy główny nacisk na rozwiązywanie zagadnień empirycznych. Oznacza to, iż przyjmiemy określone rozumienie pojęcia pozycji zawodowej i po analizie jego własności przystąpimy do pomiaru zjawiska, które ono denotuje. Jednakże stwierdzenie, iż praca ma charakter empiryczny, nie oznacza, że jej celem jest przedstawienie bogatej mapy obserwowanych związków pozycji zawodowej z innymi zjawiskami społecznymi. Wręcz przeciwnie - autor świadomie ograniczył pole badawcze. Główny przedmiot zainteresowań stanowią związki pozycji zawodowej z formalnym wykształceniem, a inne zmienne są uwzględnione o tyle, o ile w te związki interweniują.

Rozdział ten wprowadza w całość pracy, są w nim /1/ wyspecyfikowane zagadnienia, których rozwiązywanie stanowi trzon pracy, /2/ przedstawione podstawy używanego aparatu metodologicznego oraz β / podane podstawowe informacje o wykorzystywanym materiale empirycznym. Poszczególne części

tego rozdziału mają różną objętość. Najwięcej miejsca poświęcono ekspozycji stosowanych w pracy modeli matematycznych, w szczególności modeli równań strukturalnych, programowania liniowego i równań różniczkowych. Uczyniono tak z prostego względu: w polskiej literaturze socjologicznej modele te nie były dotychczas prezentowane.

1. Zagadnienia badań nad pozycją zawodową

W socjologii klas i warstw społecznych problematyka badań nad pozycją zawodową jest uważana za kluczową - przede wszystkim ze względu na przyjmowane założenie, że "zawód" stanowi najlepszy pojedynczy wskaźnik położenia społecznego jednostki. W odniesieniu do społeczeństw kapitalistycznych założenie to jest zasadnie krytykowane. W szczególności w socjologii marksistowskiej podkreśla się, że w społeczeństwach kapitalistycznych reprodukcja klas społecznych ma swoje inne podstawy, leżące w stosunku do środków produkcji i sposobach organizacji pracy. Jednakże w odniesieniu do społeczeństw socjalistycznych taka argumentacja jest mniej zasadna, gdyż rola tradycyjnie wyróżnionych czynników klasowych w kształtowaniu struktury społecznej tych społeczeństw uległa osłabieniu ze względu na ujednoczenie stosunków produkcji, będące wynikiem nacjonalizacji przemysłu i reformy rolnej. Według teoretycznie usprawiedliwionej hipotezy /Wesołowski, 1966; 1970/ dalsze intensywne przemiany społeczne związane z socjalistyczną industrializacją kraju doprowadziły do tego, iż relatywna rola zróżnicowania zawodowego wobec innych czynników klasowych jeszcze bardziej wzrosła. Hipoteza ta znalazła potwierdzenie w materiałach empirycznych, specjalnie opracowanych w celu jej weryfikacji /Słomczyński, 1972/. Dlatego też koncentracja wysiłku badawczego nad pozycją zawodową - jej pomiarem, determinantami, mechanizmami dystrybucji i zmianami w czasie - jest szczególnie uzasadniona w naszym kraju.

Zagadnienia pomiaru pozycji zawodowej stanowią pierwszą grupę zagadnień podjętych w tej pracy. Z teoretycznego punktu widzenia należy niewątpliwie rozstrzygnąć dwie kwestie: po pierwsze - jakie aspekty, czy "wymiarzy" zawodu powinny wchodzić do definicji pozycji zawodowej i pod-

legać pomiarowi oraz po drugie " do jakiego szczebla podziału i organizacji pracy owe "wymiały" powinny być odniesione: do dużych grup społeczno-zawodowych, wąskich kategorii zawodów, czy konkretnych stanowisk roboczych.

Metodologiczny punkt widzenia dobrze wyrazili E. Jackson i R. Curtis:

" [P] roblemem jest tutaj znalezienie sposobów umieszczenia pozycji zawodowych na porządkowych lub interwałowych skalach, które odzwierciedlają leżące u podstaw pojęcia teoretyczne, takie jak władza czy prestiż. Takie skale są abstrakcjami wynikającymi z uporządkowania zawodów według złożonych podwymiarów: dochodów, wymogów kwalifikacyjnych, funkcjonalnej ważności, stanowisk w strukturze władzy, warunków pracy i tym podobne. Problem polega na identyfikacji tych podwymiarów, według których zawody różnią się między sobą i na odniesieniu tych różnic do pojedynczego systemu rangowego" /1968, s.123/.

Oczywiste jest, że dwa punkty widzenia - teoretyczny i metodologiczny - są ze sobą ściśle związane. Historycznie rzecz ujmując, socjologowie zajmowali się pozycjami zawodowymi według ad hoc wyróżnionych wymiarów, bądź w ogóle ich nie identyfikowali. Taki charakter miały tworzone w latach 1930-1950 kilkuszczelbowe skale zawodów, których najbar-dziej popularnym przykładem jest skala A. Edwardsa /1940/, zresztą wielokrotnie modyfikowana. W późniejszych latach konstruowano skale zawodów w wymiarze społeczno-ekonomicznym czy prestiżu. Skale te zaczęto rozbudowywać tak, że obecnie obejmują one od kilkudziesięciu do kilkuset kategorii zawodów. Przegląd najczęściej stosowanych skal zawodów w badaniach socjologicznych znaleźć można w pracy M. Huag /1977/; na temat polskich skal zawodów - patrz K. Słomczyński, G. Kacprowicz /1979/.

Aczkolwiek w większości analiz empirycznych z zakresu socjologii klas i warstw społecznych badacze posługują się indeksami pozycji zawodowej, dwie postawione kwestie teoretyczne pozostają nadal otwarte: jakie "wymiały" pozycji zawodowej powinny być uwzględnione i na jakim szczeblu podziału i organizacji pracy? W rozdziale tym zaproponujemy ujęcie pozycji zawodowej w trzech wymiarach: wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych. Pokażemy także, jak pomiar dokonany na szczeblu konkretnych stanowisk roboczych ma się do pomiaru na szczeblu wąskich kategorii zawodowych uwzględnionych w Społecznej

Klasyfikacji Zawodów /Pohoski, Siomczyński, 1978/, Zgodnie z metodologicznymi sugestiami E. Jacksona i R. Curtisa /1968/ wymogi kwalifikacyjne, złożoność pracy i nagrody społeczno-ekonomiczne będziemy traktować jako bezpośrednio nieobserwowalne konstrukty - pojęcia teoretyczne. Oznacza to, że na każdym poziomie analizy - stanowisk roboczych i kategorii zawodowych - wprowadzone konstrukty zostaną zoperacjonalizowane jako zmienne syntetyczne inferowane ze zbioru wskaźników.

Druga grupa zagadnień związana jest z determinantami i transmisją pozycji zawodowej. Tradycyjnie, zagadnienia te rozważane są - przynajmniej w znacznej części - w ramach socjologii ruchliwości społecznej. Chociaż prace, które powstawały do połowy lat sześćdziesiątych wprowadziły wiele interesujących rozwiązań teoretycznych i metodologicznych, to nie narzuciły one określonego wzorca postępowania badawczego lub - inaczej mówiąc - paradygmatu¹. Jak wskazywano w literaturze /Mach, Siomczyński, 1976/, dopiero w odpowiedzi na tę sytuację kryzysu narodziły się nowe, "paradygmatyczne" kierunki badań w tym zakresie.

Jeden z tych kierunków ma swoje źródło w książce P. Blaua i O.D. Duncana, The American Occupational Structure /1967/ i jest nastawiony na ustalanie determinacji i transmisji pozycji zawodowej. W zaproponowanym modelu pozycja zawodowa jednostki w danym czasie (Y) jest funkcją pozycji zawodowej tej jednostki w chwili rozpoczęcia pracy (W), jej wykształcenia (U) oraz dwóch zmiennych charakteryzujących "dziedziczone" położenie społeczne, a mianowicie pozycji zawodowej ojca (T) i wykształcenia ojca (V). Model ten występuje obecnie w literaturze w wielu wersjach i jest ciągle modyfikowany i rozbudowywany /Duncan, Featherman, Duncan, 1972; Sewell, Hauser, 1975; Featherman, Hauser, 1976; Sewell, Hauser, Featherman, 1976/.

W rozdziale III tej pracy poddamy analizie "klasyczny" model Blaua-

¹ Pojęcia "paradygmat" używa się tutaj w znaczeniu zbliżonym do podanego przez Kuhna /1968, s.26-30; 39-41/. Zdajemy sobie sprawę, że jest to pojęcie wieloznaczne, a możliwości jego użycia w odniesieniu do socjologii są ograniczone /por. np. Martins, 1972/.

-Duncana i przedstawimy szereg informacji empirycznych prowadzących do estymacji różnego rodzaju wpływów między zmiennymi. W szczególności rozwinie my ten model wprowadzając wielowskaźnikowo definiowane zmienne teoretyczne, co doprowadza do złożonych równań strukturalnych. W jednej części rozdziału III do modelu dodamy interesującą zmienną teoretyczną, mianowicie zdolności intelektualne. Dokonamy tego, aby ocenić niezależny wpływ zdolności intelektualnych nie tylko wobec aktualnej pozycji zawodowej, ale i wobec aktualnego wykształcenia.

Trzecią grupę zagadnień - mechanizmów dystrybucji pozycji zawodowej - omówimy nawiązując do pracy R.Boudona, L'inégalité des chances /1973/, wydanej następnie w zmienionej wersji w języku angielskim: Education, Opportunity and Social Inequality /1974/. W pracy tej punktem wyjścia jest założenie, że dystrybucja pozycji zawodowych jest determinowana przez czynniki zewnętrzne wobec decyzji poszczególnych jednostek. Dana osoba może objąć określoną rolę zawodową, lecz uprzednio rola ta musi powstać. Zakłada się ponadto, iż procesem dystrybucji pozycji zawodowych rządzą pewne reguły. W myśl jednej z tych reguł, posiadanie relatywnie wyższego wykształcenia wzmacnia wartość przetargową jednostek na rynku pracy. Ponieważ wykształcenie jest tym czynnikiem, którym poszczególne osoby mogą manipulować uwzględniając własny interes, następuje rozbieżność między strukturą zawodową a strukturą edukacyjną. Zdaniem R.Boudona socjologowie powinni badać konsekwencje rozbieżności obu struktur.

Założenia R.Boudona, prowadzące w konsekwencji do stwierdzenia rozbieżności struktury zawodowej i struktury edukacyjnej, były inspiracją do podjęcia zagadnień przedstawionych w rozdziale IV. W rozdziale tym będziemy starali się opisać różne możliwe sposoby minimalizacji "kosztów społecznych" wynikających z faktu, iż osoby o określonych poziomach wykształcenia nie są optymalnie alokowane do pozycji zawodowych. W szczególności pokażemy, w jaki sposób można zwiększyć efektywność wykorzystania wykształcenia ze względu na wymogi kwalifikacyjne ról zawodowych. Zajmiemy się tam także zagadnieniami alokacji merytokratycznej, a więc takiej dystrybucji osób, która maksymalizuje związek ich wykształ-

cenia z nagrodami społeczno-ekonomicznymi przypisanymi do pozycji zawodowych pozostających do objęcia. Aczkolwiek od czasów ukazania się książki D. Younga, The Rise of Meritocracy /1958/ zagadnienia te są żywo dyskutowane w różnych kontekstach teoretycznych /Wrong, 1964; Boudon, 1974; Bell, 1973; Touraine, 1969; Wesołowski, 1981/ ściśle sformułowania modeli alokacji merytokratycznej należą do rzadkości. Kontynuując wcześniejsze prace z tego zakresu /Krauze, Słomczyński, 1980; Słomczyński, Krauze, 1980/ przedstawimy w rozdziale IV nowe rezultaty empiryczne i ich konsekwencje dla interpretacji różnych zagadnień socjologicznych.

W rozdziale V zostanie podjęta czwarta grupa zagadnień: zmian pozycji zawodowej w czasie trwania indywidualnych karier. Aby uniknąć dwuznaczności języka potocznego, pojęciu "kariera" socjologowie coraz częściej nadają sens techniczny: jest to określona w czasie sekwencja obejmowanych przez jednostkę ról zawodowych. Taki sens pojęcia nie jest zabarwiony emocjonalnie - dana sekwencja ról zawodowych może oznaczać nie tylko awans, ale i stabilność czy degradację. W tym też sensie każda jednostka, która znajduje się na rynku pracy "robi karierę", zaś charakterystyki owej kariery w kategoriach ruchliwości zawodowej ustalane są w wyniku analizy atrybutów kolejnych ról zawodowych.

Od czasu artykułu W. Forma i D. C. Millera, "Occupational Career Patterns as a Sociological Instrument" /1949/ krzywe wzrostu pozycji zawodowej lub ogólniej "trajektorie", stają się jedną z podstaw typologii karier. S. Spilerman /1978/ dokonał obszernego przeglądu analiz karier zawodowych i uporządkował stosowaną w nich terminologię; w dużym stopniu będziemy korzystać z przemyśleń tego autora. Zajmiemy się wyznaczaniem "trajektorii" średniej pozycji zawodowej różnych grup społecznych wyróżnionych ze względu na czas wejścia na rynek pracy. Konstruując dynamiczny model wzrostu pozycji zawodowej nawiążemy do rozważań R. Boudona /1974/ i alokacji merytokratycznej.

2. Zastosowanie modeli matematycznych w analizie danych empirycznych

Socjologia klas i warstw społecznych należy do tych dziedzin nauk społecznych, w których rozwój zastosowań modeli matematycznych jest szczególnie szybki. W pracy tej skupimy się tylko na podejściach, które okazały się użyteczne do rozwiązywania postawionych tu zagadnień empirycznych. Uwagę naszą skupimy na trzech rodzajach modeli: równań strukturalnych, programowania liniowego i równań różniczkowych.

A. Modele równań strukturalnych

Modele równań strukturalnych stosowane są do ujawnienia i ilościowego przedstawienia procesu de facto determinującego określoną dystrybucję pewnej liczby zmiennych obserwowalnych, wyrażonych na skalach interwałowych. Według O. D. Duncana:

"[...] strukturalna forma modelu jest taką parametryzacją - wśród innych dopuszczalnych - w której współczynniki są względnie stabilne, autonomiczne i odróżnialne [unmixed][...]. [J]eśli współczynniki w modelu są rzeczywiście relatywnie stabilne wśród różnych populacji, w pewien sposób autonomiczne i są odróżnialnymi kombinacjami współczynników, które naprawdę rządzą światem, wówczas model ma strukturalną formę" /1975, s. 151/.

Zwykle zastosowanie modeli równań strukturalnych polega na wstępnej specyfikacji wyjaśnianego procesu za pomocą zbioru równań liniowych, a następnie na modyfikacjach, które prowadzą do lepszej jego reprezentacji. Współczynniki tych równań estymowane są na podstawie kowariancji zmiennych za pomocą różnych metod, z których metoda najmniejszych kwadratów i metoda największej wiarygodności są najczęściej stosowane. Sposoby specyfikacji równań strukturalnych i estymacji współczynników omawiane są w standardowych podręcznikach ekonometrii /Pawłowski, 1964; Czerwiński, 1977/; por. też przeglądowy artykuł J. Bilbiego i R. Hausera /1977/ o zastosowaniach równań strukturalnych w socjologii.

H. L. Costner /1971/ i H. M. Blalock /1971/ podali szereg argumentów przemawiających za tym, iż modele strukturalne ze zmiennymi nieobserwowalnymi - zwanymi również konstruktami teoretycznymi - bardziej adekwatnie odzwierciedlają rzeczywiste procesy niż modele strukturalne, w których jedynymi zmiennymi są zmienne obserwowalne, a więc rezultaty

faktycznych pomiarów - wskaźniki. Doprowadziło to do szeregu technik łączenia analizy czynnikowej z analizą regresji. Na początku lat siedemdziesiątych K. Jöreskog /1973/ zaproponował ogólny model liniowych równań strukturalnych, których współczynniki estymowane są na podstawie kowariancji zmiennych metodą największej wiarygodności. Do modelu tego dostosowany jest program na elektroniczną maszynę cyfrową LISREL /Jöreskog, van Thillo, 1973; Jöreskog, Sörbom, 1978/. Modele równań strukturalnych omówimy w tej ogólnej wersji.

W naszej ekspozycji przyjmujemy, iż mamy zbiór zmiennych obserwowalnych x_1, \dots, x_m leżących po stronie przyczyn oraz drugi zbiór zmiennych obserwowalnych y_1, \dots, y_n leżących po stronie skutków; oba te zbiory zmiennych są rezultatami faktycznych pomiarów - wskaźnikami. Przyjmujemy także, że dla każdego zbioru zmiennych obserwowalnych x_1, \dots, x_m oraz y_1, \dots, y_n można dobrać pewne zmienne nieobserwowalne - konstrukty teoretyczne - inferowane ze wskaźników. Zmienne nieobserwowalne X_1, \dots, X_k /gdzie $k \leq m$ / będziemy nazywać zmiennymi egzogenicznymi, zaś zmienne nieobserwowalne Y_1, \dots, Y_l /gdzie $l \leq n$ / - zmiennymi endogenicznymi; ściślejsze określenie zmiennych egzogenicznych i endogenicznych - por. np. Goldberger /1973/ lub inne podręczniki ekonometrii.

Wpierw zajmiemy się tą częścią modelu, która określa związki między zmiennymi nieobserwowalnymi a zmiennymi obserwowalnymi; w programie LISREL ta część nazywana jest modelem pomiarowym. Liniowe równania określające owe związki można zapisać w postaci macierzowej:

$$x = \Lambda_x X + \delta \quad (1)$$

$$y = \Lambda_y Y + \epsilon \quad (2)$$

gdzie x - m -elementowy wektor wskaźników związanych ze zmiennymi egzogenicznymi,

y - n -elementowy wektor wskaźników związanych ze zmiennymi endogenicznymi,

δ - m -elementowy wektor błędów w równaniu (1),

ϵ - n -elementowy wektor błędów w równaniu (2),

X - k -elementowy wektor nieobserwowalnych zmiennych egzogenicznych,

Y - l -elementowy wektor nieobserwowalnych zmiennych endogenicznych,

Λ_x - macierz współczynników regresji x na X , o m wierszach i k kolumnach,

Λ_y - macierz współczynników regresji y na Y , o n wierszach i l kolumnach.

Wartości współczynników w macierzach Λ_x i Λ_y - oznaczane zwykle λ_x i λ_y - mogą być interpretowane jako wartości ładunków czynnikowych. Trzeba jednak zwrócić uwagę, iż jest to analiza czynnikowa w wersji konfirmacyjnej, a nie zwykle stosowanej - eksploracyjnej. Użycie słowa konfirmacyjna dobrze oddaje sens tej procedury: badacz testuje z góry postawioną hipotezę, iż dany wskaźnik jest związany z daną zmienną nieobserwowalną. Program LISREL określa wielkość błędu przewidywania i podaje, czy dana wartość λ_x lub λ_y jest istotna statystycznie /dla $p < 0,05$ /.

W typowych zastosowaniach $m > k$ i $n > l$, a każdy wiersz macierzy Λ_x i Λ_y ma zaledwie jeden wyraz niezerowy. Oznacza to, iż liczba wskaźników przewyższa - na ogół znacznie - liczbę zmiennych nieobserwowalnych i każdy pojedynczy wskaźnik jest związany tylko z jedną zmienną nieobserwowalną.

Program LISREL dopuszcza możliwość szacowania korelacji między błędami - wartościami residualnymi - zmiennych obserwowalnych. Szacunki takie określone są przez dwie kwadratowe macierze kowariancji, odpowiednio Θ_δ / $m \times m$ / i Θ_ϵ / $n \times n$ / oraz przez macierz $\Theta_{\delta\epsilon}$ o wymiarach $m \times n$. Dwie pierwsze macierze przewidziane są do estymacji korelacji wartości residualnych wśród wskaźników x oraz wśród wskaźników y , zaś trzecia - między wskaźnikami x i y . Aczkolwiek socjologie stosunkowo mało uwagi poświęcają zagadnieniom korelacji błędów pomiaru, praktyka taka nie jest uzasadniona i prowadzi do wadliwych estymacji siły związków między zmiennymi nieobserwowalnymi. Sposoby szacowania hipotez na temat korelacji wartości residualnych omówione są w nowszej literaturze metodologicznej



/Alwin, Jackson, 1980/.

Druga część modelu określa związki między zmiennymi nieobserwowalnymi. Podstawowe równanie ma postać:

$$B Y = \Gamma X + \zeta \quad (3)$$

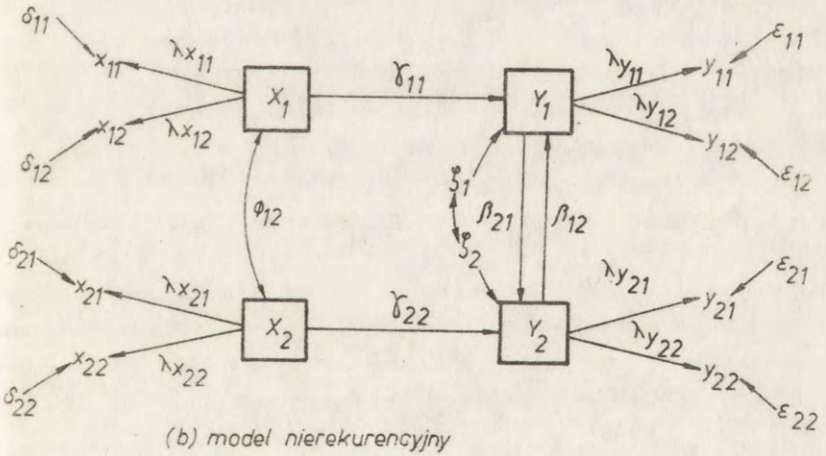
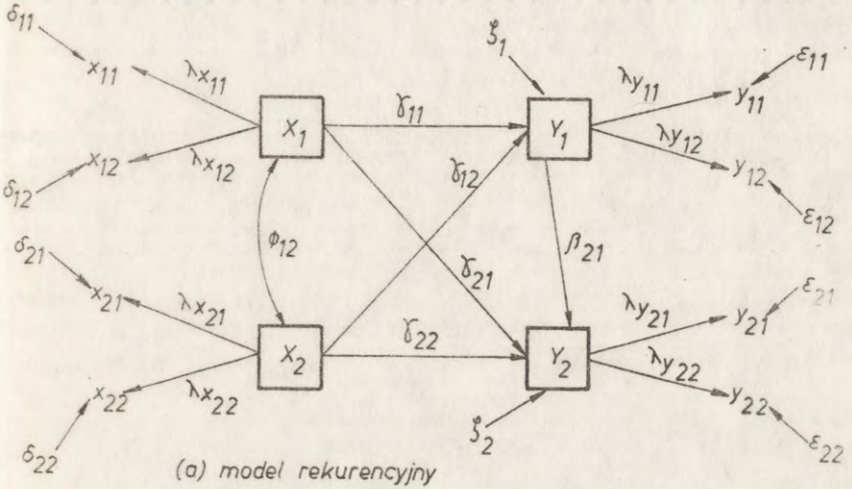
gdzie Y i X - jak poprzednio, B - kwadratowa macierz regresji między zmiennymi endogenicznymi, Γ - macierz regresji zmiennych endogenicznych na zmienne egzogeniczne, a ζ - 1-elementowy wektor wartości residualnych zmiennych endogenicznych. Program LISREL daje również możliwość estymacji korelacji między wartościami residualnymi zmiennych Y .

W zależności od postaci macierzy B oraz własności wektora wartości residualnych modele dzielą się na rekurencyjne i nierekurencyjne. Modele rekurencyjne to takie, w których macierz B jest macierzą dolną trójkątną lub do takiej może być przekształcona przez przestawianie wierszy i kolumn, a wartości residualne nie są ze sobą skorelowane i nie zależą od zmiennych endogenicznych. Wówczas rozwiązania kolejnych pojedynczych równań układu zależą tylko od poprzednio wyznaczonych niewiadomych, a więc mogą być uzyskane przez zastosowanie odpowiednich wzorów rekurencyjnych. Modele nierekurencyjne tej własności nie posiadają. Na rys. I.1 podano przykłady obu rodzajów modeli.

Model nierekurencyjny ze zmiennymi nieobserwowalnymi jest najogólniejszą wersją modelu oferowanego przez program LISREL. W pracy tej na ogół będziemy korzystać z modeli mniej złożonych. Najprostszym przypadkiem będzie przedstawiona w rozdziale II konstrukcja modeli pomiarowych, w których nie występują zmienne egzogeniczne. W rozdziale III będziemy analizować model rekurencyjny, w którym wszystkie lub znaczna część zmiennych - egzogenicznych i endogenicznych - jest nieobserwowalna; w tym samym rozdziale poddamy też analizie jeden model nierekurencyjny.

Rysunek I.1.

Przykład modeli równań strukturalnych: (a) model rekurencyjny, (b) model nierekurencyjny.



B. Modele programowania liniowego

Burzliwy rozwój zastosowań programowania liniowego przypada na okres bezpośrednio po drugiej wojnie światowej. Domeną zastosowań stały się zagadnienia ekonomiczne, w których chodzi o maksymalizację lub minimalizację pewnej z góry zadanej funkcji celu. S. L. Gass w następujący sposób wyjaśnia istotę zagadnień programowania liniowego:

"Zagadnienia programowania liniowego dotyczą efektywnego wykorzystania albo rozmieszczenia ograniczonych środków czy zasobów tak, aby spełnione były określone wymagania. Zagadnienia te charakteryzują się dużą ilością rozwiązań spełniających podstawowe stawiane im warunki. Wybór pewnego spośród tych rozwiązań jako najlepszego zależy od celu i wymagań zawartych w sformułowaniu problemu" /1976, s. 11/.

Matematycznie, zagadnienie programowania liniowego polega na znalezieniu nieujemnego rozwiązania układu równań lub nierówności liniowych, które maksymalizuje lub minimalizuje pewną formę liniową. Zagadnienie można przedstawić w następujący sposób:

Przy danych m warunkach

$$a_{11} x_1 + a_{12} x_2 + \dots + a_{1n} x_n = b_1$$

znaleźć wartości $x_1 \geq 0, \dots, x_n \geq 0$ takie, aby forma liniowa

$$z = c_1 x_1 + c_2 x_2 + \dots + c_n x_n$$

była zmaksymalizowana. Wartości współczynników a_{ij}, b_i, c_j , gdzie $i=1, \dots, m, j=1, \dots, n$, są zadane.

Teoria programowania liniowego zajmuje się istnieniem i jednoznacznością rozwiązań przedstawionego zagadnienia. Do znajdowania rozwiązań służy duża ilość algorytmów dla różnych klas zagadnień, przy czym metoda sympleksu opracowana przez Dantziga /1963/ jest najpowszechniej używana.

Szczególnym zagadnieniem programowania liniowego jest tzw. zagadnienie transportu, które można sformułować następująco:

Przy warunkach

$$\sum_{j=1}^n x_{ij} = a_i, \quad i=1, \dots, m$$

$$\sum_{i=1}^m x_{ij} = b_j, \quad j=1, \dots, n$$

oraz zadanych $a_i, b_j, c_{ij}, i=1, \dots, m, j=1, \dots, n$, znaleźć liczby nieujemne x_{ij} , które minimalizują formę liniową

$$z = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij} c_{ij}$$

Zagadnienie to daje się rozwiązać za pomocą metod prostszych niż metoda sympleksu. W szczególności, jeśli funkcja optymalizowana z daje się przedstawić jako suma iloczynów

$$z = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n e_i w_j x_{ij}$$

gdzie x_{ij} są elementami macierzy X o wymiarach $m \times n$, a e_i i w_j są wektorami o rosnących wartościach składowych, to dodatnie wartości rozwiązania leżą na uogólnionej diagonalu. Ta własność rozwiązania ma istotne implikacje dla niektórych zagadnień statystyki, w szczególności maksymalizacji kowariancji i korelacji.

W zastosowaniach opisanych w rozdziale IV będziemy poszukiwać takiej dystrybucji osób ze względu na wykształcenie i wymogi kwalifikacyjne ich ról zawodowych, aby zwiększyć efektywność wykorzystania wykształcenia. W zastosowaniach tych macierz Y jest dana empirycznie. Będziemy jednak poszukiwać innej macierzy, oznaczonej przez D , która maksymalizuje kowariancję wykształcenia osób i wymogów kwalifikacyjnych ról zawodowych. Porównanie macierzy X i D pozwoli na zbadanie stopnia, w jakim sytuacja obserwowana odbiega od tej, którą - w określonym sensie - można uznać za optymalną. Rozwiązanie optymalne spełnia wąskie, ale ściśle sformułowane postulaty racjonalności.

Badanie sytuacji społecznych, które daleko odbiegają od rzeczywistości, ale wynikają ze ściśle sformułowanych postulatów, może być pouczające. Jeszcze przed laty pisał o tym J. Coleman /1964, s.50/, sugerując zastosowania teorii gier i programowania liniowego w socjologii. Paradygmat maksymalizacji - leżący u podstaw konstrukcji modeli programowania liniowego - okazał swą użyteczność w wyjaśnianiu zjawisk ekonomicznych /Cyert,

Pottinger, 1979/ i rozszerzenie jego zastosowań wydaje się całkiem naturalne.

C. Modele równań różniczkowych

W jednym z przeglądowych artykułów dotyczących zastosowań modeli matematycznych w socjologii, A.B. Sorensen /1978/ poświęcił większość uwagi modelom równań różniczkowych. Nie tylko dokonał on obszernego przeglądu literatury z tego zakresu, lecz także wyłożył podstawy dotychczasowych prób odwzorowywania mechanizmów leżących u podstaw różnorodnych procesów społecznych. W ekspozycji zastosowań równań różniczkowych do danych społecznych będziemy korzystać z tego opracowania.

Klasyczna strategia modelowania mechanizmów zmiany w wartościach jakiejś zmiennej polega na wyspecyfikowaniu przyczyn owej zmiany za pomocą równania lub układu równań, gdzie zmienną zależną są przyrosty wartości danej zmiennej przypadające na jednostkę czasu /pochodne/. Będziemy tu zajmować się procesami ciągłymi określonymi deterministycznie. Takie procesy są modelowane przez równanie różniczkowe postaci

$$\frac{dy}{dt} = f(x, t) \quad (4)$$

gdzie y jest zmienną zależną, x - wektorem zmiennych niezależnych, f - funkcją, która wyraża zakładany mechanizm zmiany, zaś t oznacza czas. Dla potrzeb analizy empirycznej oraz zbadania zakładanego mechanizmu zmiany wyrażonej przez f konieczne jest rozwiązanie równania i otrzymanie wyrażenia, które - w funkcji czasu - wiąże wartości y z wartościami zmiennych niezależnych. Rozwiązanie ma postać:

$$y(t) = F(x, t)$$

gdzie F jest funkcją, której pochodną jest f . Rozwiązanie F jest często uważane za model. Zauważmy jednak, że specyfikacja mechanizmu zmiany jest wyrażona w równaniu (4). W tym właśnie równaniu koncepcja zmiany jest wprowadzona pierwotnie i parametry otrzymują właściwą interpretację socjologiczną.

Trzy podstawowe modele zmian są przedstawione w tabeli I.1, gdzie wypisano definiujące równania i ich rozwiązania. W rozwiązaniach tych wyrażenie $y(0)$ oznacza wartość y w czasie 0 , który jest początkiem procesu.

Model pierwszy - stałego wzrostu - zakłada, że $y(t)$ wzrasta o stałą wartość w każdym małym przedziale czasu i że wzrost nie ma końca. Model drugi - wzrostu z wyczerpywaniem - zakłada, że istnieje pewna górna granica N , której $y(t)$ nie może przekroczyć i że zmiana y w każdym przedziale czasu pozostaje w stałej proporcji do odległości od tej górnej granicy. Model trzeci - wzrostu ze sprzężeniem zwrotnym - wyraża mechanizm, w którym tempo zmiany zależy od wartości y w czasie t .

Tabela I.1

Podstawowe modele mechanizmów zmiany wyrażone równaniami różniczkowymi

Nazwa modelu	Równanie definiujące model	Rozwiązanie równania
Model stałego wzrostu	$\frac{dy}{dt} = a$	$y(t) = y(0) + a t$
Model z wyczerpywaniem	$\frac{dy}{dt} = a [N - y(t)]$	$y(t) = N(1 - e^{-at}) + y(0) e^{-at}$
Model ze sprzężeniem zwrotnym	$\frac{dy}{dt} = a + b y(t)$	$y(t) = \frac{a}{b} (e^{bt} - 1) + y(0) e^{bt}$

a N oznacza wartości, której $y(t)$ nie może przekroczyć.

Zródło: Sorensen, 1978.

Ze względu na możliwości zastosowania tych modeli do danych dotyczących zmian pozycji zawodowej model trzeci jest najbardziej interesujący. W modelu tym wpływ zmiennej zależnej na jej pochodną wyraża się sprzężeniem zwrotnego, mierzonego przez parametr b . Jeśli $b > 0$, to sprzężenie zwrotne jest dodatnie i $y(t)$ będzie wzrastać coraz szybciej, co nie jest realistycznym odzwierciedleniem zachodzącego procesu. Dlatego należy przyjąć ujemne sprzężenie zwrotne, a więc $b < 0$; wówczas $y(t)$ stabilizuje się w wartości równowagi $y(e)$ i dalsze zmiany wartości y nie następują.

Model trzeci, z ujemnym sprzężeniem zwrotnym, był stosowany przez A.B. Sorensena /1974; 1978/ do modelowania trajektorii pozycji zawodowych. Autor ten uwzględnił wykształcenie i zawód ojca jako zmienne egzogeniczne i estymował parametry równania dla różnych grup społecznych. Parametr stojący przy zmiennej wyjaśnianej - pozycji zawodowej - został zinterpretowany jako miara możliwości awansu. W szczególności wyniki analizy dowiodły, że możliwości te są w społeczeństwie amerykańskim znacznie większe dla ludności białej niż dla czarnej.

Do modelu Sorensena /1974; 1978/ nawiążemy w rozdziale V tej pracy². Nasze równanie różniczkowe będzie miało postać, w której nie tylko pozycja zawodowa, ale i wykształcenie będzie rozpatrywane w funkcji czasu. Ponadto skala wykształcenia zostanie nieliniowo transformowana w wartości pozycji zawodowej. Pokażemy, że tego typu komplikacje - za którymi kryją się określone mechanizmy społeczne - lepiej odzwierciedlają dane empiryczne.

² Model Sorensena /1974; 1978/ był także przedstawiony w innych jego pracach /1975, 1976, 1977/ i rozwijany w pracy Tachibanaki /1979/. Inne podejście do modelowania zmian pozycji zawodowej w czasie kariery indywidualnej - oparte na równaniach strukturalnych - można znaleźć w pracy Feathermana /1971/; to podejście zostało wszakże słusznie skrytykowane przez Sorensena /1978/. Nie zajmujemy się tutaj modelami stochastycznymi karier zawodowych.

3. Wykorzystane materiały z badań empirycznych

W pracy tej wykorzystano głównie dwa zbiory danych empirycznych. Pierwszy zbiór stanowią materiały z badań przeprowadzonych w 1976 roku w Łodzi wśród żonatych mężczyzn w wieku 21-65 lat, pracujących w pełnym wymiarze. Próba obejmowała 960 osób, z którymi przeprowadzono wywiady kwestionariuszowe. Kwestionariusz wywiadu zawierał wiele pytań na temat położenia społecznego respondenta i jego rodziny. Znaczna część pytań dotyczyła przebiegu pracy zawodowej od chwili jej rozpoczęcia do momentu badania. Informacje te zostały zakodowane według przyjętych wówczas standardów. W szczególności kategoria zawodowa respondenta została określona zgodnie z klasyfikacją zawodów stosowaną w badaniach nad zróżnicowaniem ludności miejskiej /Słomczyński, Wesołowski, 1970/ oraz - dla niektórych okresów kariery - według Spółecznej Klasyfikacji Zawodów /Pohoski, Słomczyński, Milczarek, 1974/.

Materiały z badań łódzkich z 1976 r. wykorzystane są w następujących tabelach: IV.7, IV.8, V.1 - V.4. Niekiedy, dla celów porównawczych, sięgnięto do badań łódzkich z 1967 r. przeprowadzonych wśród analogicznej próby; por. tabele IV.6 i IV.8.

Drugi zbiór danych empirycznych stanowią materiały z badań nad psychologicznymi konsekwencjami sytuacji pracy /Janicka, Koralewicz-Zębik, Słomczyński, 1978/. Badania te zostały przeprowadzone wśród reprezentacyjnej próby mężczyzn w wieku 19-65 lat, mieszkańców miast. Wywiadami kwestionariuszowymi objęto 1557 osób. Pytania kwestionariusza dotyczyły między innymi szczegółowych charakterystyk treści pracy, stanowiska roboczego i kontaktów z bezpośrednimi przełożonymi. Ponadto na podpróbie 400 osób przeprowadzono badania testowe określające poziom zdolności intelektualnych.

Materiały z tych badań zostały wykorzystane w następujących tabelach: II.1 - II.3, III.1 - III.8, IV.4; patrz także rysunki: II.2 - II.3, III.1 - III.4.

Badania nad psychologicznymi konsekwencjami sytuacji pracy zostały zaplanowane jako porównawcze do badań amerykańskich /Kohn, 1979; 1969;

Kohn, Schooler, 1978/. Część analiz porównawczych jest ukończona /Słomczyński, Miller, Kohn, 1981; Miller, Słomczyński, Schoenberg, 1981/. Analizy te zawierają informacje o wynikach dotyczących innych zagadnień niż poruszane w tej pracy.

W pracy tej wykorzystano też materiały dodatkowe, jak na przykład pochodzące z badań W. Wiśniewskiego /1980/ - por. tabele IV.2 i IV.3 - czy ze spisu kadrowego z 1973 r. - por. tabela IV.5. Ponadto, w celach dokumentacyjnych, przytoczono pewne dane już wcześniej opracowane i opublikowane, w szczególności skale zawodów według złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych /Słomczyński, Kacprowicz, 1978/- por. Załącznik.

Rozdział II

POZYCJA ZAWODOWA I WYKSZTAŁCENIE: STRUKTURALNE MODELE POMIARU

W rozdziale tym proponujemy pomiar pozycji zawodowej w trzech wymiarach: wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych. Zależności między każdym z tych wymiarów a zmiennymi obserwowalnymi są ustalane przy pomocy konstruktywów pośredniczących. Tak na przykład wymiar złożoności pracy będzie analizowany w płaszczyźnie substancywnej i organizacyjnej, a dla każdej z tych / płaszczyzn dokonamy doboru odpowiednich wskaźników - zmiennych obserwowalnych. Adekwatnym narzędziem do takiego wielowymiarowego i wieloszczeblowego pomiaru zmiennych syntetycznych jest konfirmacyjna analiza czynnikowa, którą użyjemy w wersji wbudowanej w program LISREL.

Określenie pozycji zawodowej w zasadzie dotyczy indywidualnego poziomu pomiaru; w naszych analizach na tym poziomie ustaleniu podlega to, jakie są wymogi stanowisk pracy badanych jednostek, na czym polegają podejmowane przez te osoby czynności robocze i jakie nagrody z tytułu pracy one otrzymują. Takie podejście do pomiaru indywidualnych

pozycji zawodowych zaprezentowane jest w pierwszej części rozdziału. Część druga dotyczy skal zawodów według tych samych trzech kryteriów, które zastosowano do pomiaru indywidualnych pozycji zawodowych. Omówimy więc skale zawodów według wymogów kwalifikacyjnych /Słomczyński, 1980/, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych /Słomczyński, Kacprowicz, 1979/¹. Analiza porównawcza dwóch poziomów analizy - indywidualnego /stanowiska pracy/ i agregowanego /kategorie zawodowe/ - pozwala na ocenę ekwiwalentności tych sposobów pomiaru. Natomiast część trzecia tego rozdziału poświęcona jest wielozmiennowemu pomiarowi wykształcenia badanych jednostek w dwóch punktach czasowych: w chwili przeprowadzania badań i przed podjęciem pierwszej pracy.

1. Pojęcie pozycji zawodowej i pomiar zjawiska

Pozycja zawodowa jednostki wynika zarówno z cech roli zawodowej, którą dana osoba pełni, jak i z jej konkretnych zachowań jako pracownika. L. Temme /1975/ zwrócił uwagę na to, iż analizując pozycję zawodową psychologowie koncentrują swoje zainteresowania na procesach selekcji do określonych ról zawodowych, specjaliści z teorii organizacji - na treści pracy, a ekonomiści i socjologowie - na efektach pełnienia ról zawodowych. Dokonawszy obszernego przeglądu literatury, Temme /1975/ przedstawił szereg argumentów przemawiających za integracją różnych teoretycznych ujęć pozycji zawodowej. Akceptując ów postulat integracji i korzystając z niektórych przemyśleń cytowanego autora, będziemy rozważać pozycję zawodową w wymiarze wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych.

Według proponowanej tu koncepcji, treść pracy związana z danym stanowiskiem roboczym jest zmienną pośredniczącą między nakładami jednostkowymi koniecznymi, aby objąć daną rolę zawodową, a tym, co może

¹ W pracy Skale Zawodów /Słomczyński, Kacprowicz, 1979/ używano określenia "skale zawodów według pozycji społeczno-ekonomicznej". W niniejszej pracy tą samą skalę nazywamy skalą "nagród społeczno-ekonomicznych".

otrzymać w zamian osoba pełniąca już tę rolę. Waga złożoności pracy jako czynnika swoistej równowagi między kwalifikacjami a wynagrodzeniem w ustroju socjalistycznym podkreślana jest przez socjologów radzieckich. Tak na przykład M. Rutkiewicz i F. Filipow pisali:

"Sądzimy, że o gradacji pionowej w zastosowaniu do struktury społecznej w ustroju socjalistycznym można mówić o tyle, o ile występuje jeszcze nierówność w stopniu złożoności pracy. Nierówność ta wyraża się w tym, że bardziej złożona praca wymaga od pracownika wyższych kwalifikacji [...] i dlatego, zgodnie z zasadami socjalizmu, społeczeństwo wynagradza ją lepiej" /1975 s.45/.

Rutkiewicz i Filipow są świadomi skomplikowanych związków zachodzących między wymogami kwalifikacyjnymi, złożonością pracy i nagrodami społeczno-ekonomicznymi. Dają oni także wyraz swojemu przekonaniu, iż "nagrody" w postaci płacy są wzmacniane ocenami społecznymi i zależą od kwalifikacji:

"Ponieważ [...] praca specjalistów jest na ogół pracą bardziej wykwalifikowaną i w każdej dziedzinie opłacana jest lepiej, awansowanie do tej warstwy może być w określonych granicach rozpatrywane jako przemieszczenie w górę. Taka jest ocena społeczna tego zjawiska. Tak samo społeczeństwo ocenia awansowanie do grupy zarządzających przedsiębiorstwami i instytucjami, co wymaga nie tylko zachowanie kwalifikacji wykonawcy, ale także dodatkowej wiedzy i wysiłku" /1975, s.45/.

Rutkiewicz i Filipow wyrażają pogląd, iż płaca i prestiż - jako nagrody - są warunkowane wymogami kwalifikacyjnymi i stopniem skomplikowania czynności roboczych. Oczywiście jest jednak, iż można wskazać na zależności odwrotne, które objawiają się w mechanizmach gospodarki zarówno rynkowej, jak i planowej. Pracodawca operujący w zastanym i trudno zmienialnym systemie nagród zawsze stoi przed dylematem dopasowywania wymogów kwalifikacyjnych i faktycznego przebiegu pracy do tego, co ma do zaoferowania w zamian. W tym sensie pula nagród, którą pracodawca dysponuje, wyznacza wymogi kwalifikacyjne i złożoność pracy zatrudnionej siły roboczej. Dlatego wymiary pozycji społecznej powinny być rozpatrywane jako wzajemnie sprzężone.

Taka analiza może być jednak mało przydatna dla socjologa, który chce syntetycznie określić miejsce jednostki w strukturze społecznej.

Wówczas w polu zainteresowania leży to, w jakim stopniu każdy z wymiarów pozycji zawodowej powinien być uwzględniany w opisie rzeczywistości. Czy wyróżnione wymiary nie są zbyt ogólne? Jeśli tak - jaką należy wprowadzić ich dekompozycję? Jak należy dobrać zmienne obserwowalne, aby uchwycić związki między konstruktami różnego rzędu? Tego rodzaju pytania zadawaliśmy sobie analizując dane z badań nad psychologicznymi konsekwencjami sytuacji pracy /Janicka, Koralewicz-Zębik, Słomczyński, 1978/. Przedstawimy teraz konkretne rozwiązania, do których doszliśmy w wyniku wielu prób.

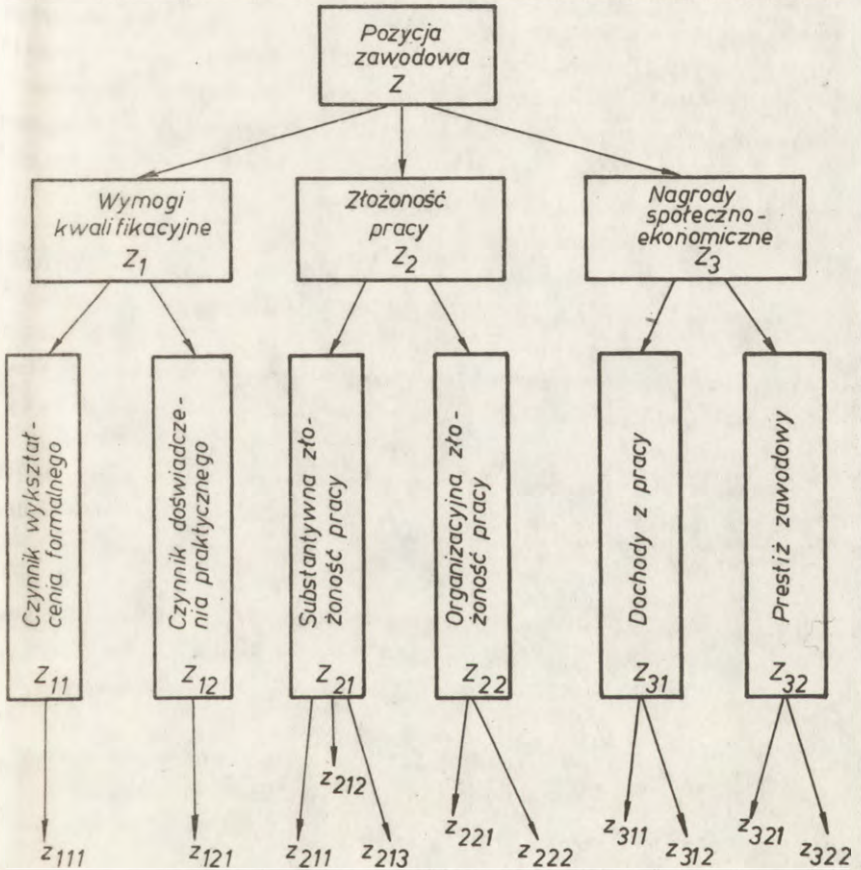
Na rys. II.1 przedstawiono schemat pomiaru pozycji zawodowej. Zakładamy, iż pozycja zawodowa Z może być rozpatrywana ze względu na wymogi kwalifikacyjne Z_1 , złożoność pracy Z_2 i nagrody społeczno-ekonomiczne Z_3 . Wymiary Z_1 , Z_2 i Z_3 są wymiarami ogólnymi i podlegają dalszemu rozbiciu. I tak przyjęliśmy, że wymogi kwalifikacyjne składają się z czynnika wykształcenia formalnego Z_{11} i czynnika praktycznego doświadczenia Z_{12} , zaś każdy z nich mierzony jest za pomocą pojedynczej zmiennej obserwowalnej: z_{111} i z_{121} odpowiednio. Z kolei złożoność pracy Z_2 rozpatrywana jest w płaszczyźnie substancywnej Z_{21} - wyrażonej za pomocą z_{211} , z_{212} , z_{213} - oraz w płaszczyźnie organizacyjnej Z_{22} - mierzonej za pomocą z_{221} , z_{222} . Wreszcie nagrody społeczno-ekonomiczne Z_3 zostały rozbite na czynnik dochodów z pracy Z_{31} i czynnik prestiżu zawodów Z_{32} , a dla każdego z nich przewidziano po dwa wskaźniki: z_{311} , z_{312} oraz z_{321} , z_{322} . Powyższy zapis oddaje wielowymiarową i wieloszczeblową strukturę proponowanego modelu pomiaru.

W tabeli II.1 przedstawiono pełny wykaz zmiennych użytych do pomiaru pozycji zawodowej wraz z średnimi arytmetycznymi i odchyleniami standardowymi; z kolei tabela II.2 zawiera wartości współczynników korelacji. Dane z obu tych tabel zostały poddane dalszej obróbce statystycznej. Nim przejdziemy do jej opisu, poświęcimy nieco uwagi wyjaśnieniu treści zmiennych.

Zmienna z_{111} - poziom pożądanego wykształcenia - wyraża, na jakim szczeblu systemu oświaty można zdobyć wiedzę i umiejętności potrzebne

Rysunek II.1.

Model pomiaru pozycji zawodowej



Uwaga: Treść zmiennych obserwowalnych - oznaczonych małymi literami z podana jest w tekście i w tabeli II.1.

do sprawnego wykonywania pracy w określonej roli zawodowej. Biorąc pod uwagę szczegółowe opisy prac respondentów, każdej jednostce przypisywano wartość najniższą (1), gdy dla jej pracy wiedza i umiejętności "szkolne" były irrelewantne, zaś wartość najwyższą (6); gdy adekwatne przygotowanie do roli zawodowej można zdobyć na studiach podyplomowych czy na studiach doktoranckich. Natomiast określając wartości zmiennej z_{121} - pożądanego przygotowania zawodowego - dokonywano estymacji przeciętnego czasu potrzebnego do wdrożenia się do danej roli zawodowej lub stanowiska pracy. Używając nomenklatury taryfikatorów branżowych można powiedzieć, iż chodzi tu o taki staż pracy, iż dana jednostka, nawet przy minimalnym poziomie wymaganego wykształcenia, będzie mogła sprawnie wykonywać czynności robocze. Zmieniając tę kodowano według 10 punktowej skali. W przypadkach wątpliwych korzystano z doradztwa ekspertów².

Substantywny aspekt złożoności pracy jest analizowany za pomocą bloku wskaźników skonstruowanych na podstawie schematu znanego pod nazwą "Ludzie-Symbole-Przedmioty" /U.S. Department of Labor, 1965; Wiley, 1969, s. 13-21; Kohn, 1969; Temme, 1975/. W schemacie tym przyjmuje się wyjściowe założenie, że to wszystko, co pracownicy wykonują w ramach pełnienia swoich ról zawodowych może być opisane w kategoriach zachowań odniesionych do ludzi, symboli i przedmiotów. Opisać treść danej pracy, to - innymi słowy - wskazać składowe czynności dotyczące kontaktów interpersonalnych, przetwarzania informacji i wysiłku fizycznego. "Ludzie", "symbole", "przedmioty" stanowią nazwy trzech oddzielnych deskrypcji treści pracy.

Zakłada się, że w każdej z trzech sfer działalności można wyróżnić wiele szczebli złożoności czynności roboczych. W sferze kontaktów z ludźmi najwyższy szczebel złożoności stanowią czynności związane z od-

²W praktyce, ustalenia pożądanego poziomu wykształcenia dokonywano nie w oparciu o oryginalne zapisy ankierskie, a na podstawie zakodowanych informacji o złożoności pracy z ludźmi, symbolami i przedmiotami; patrz dalszy ciąg tekstu. Jednakże w ustalaniu pożądanego poziomu wykształcenia każdy przypadek rozpatrywano indywidualnie.

Tabela II.1

Średnie arytmetyczne i odchylenia standardowe zmiennych użytych do pomiaru pozycji zawodowej. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Treść zmiennych	z	z
<u>Pożądane wykształcenie formalne (Z₁₁)</u>		
Z ₁₁₁ - pożądane wykształcenie formalne /ze względu na treść pracy/ wyrażone na 6 punktowej skali, od 1 do 6.	2,96	1,24
<u>Pożądane doświadczenie praktyczne (Z₁₂)</u>		
Z ₁₂₁ - pożądane doświadczenie praktyczne /ze względu na treść pracy/ wyrażone na 10 punktowej skali, od 1 do 10.	5,16	2,55
<u>Substantywna złożoność pracy (Z₂₁)</u>		
Z ₂₁₁ - złożoność pracy z ludźmi wyrażona na 10 punktowej skali, od 0 do 9 ^a .	6,57	8,62
Z ₂₁₂ - złożoność pracy z symbolami wyrażona na 8 punktowej skali, od 0 do 7 ^a .	3,49	5,42
Z ₂₁₃ - złożoność pracy z przedmiotami wyrażona na 9 punktowej skali, od 1 do 9 ^a .	13,71	9,86
<u>Organizacyjna złożoność pracy (Z₂₂)</u>		
Z ₂₂₁ - liczba osób podwładnych, dziewięć środków przedziałów, od 0 do 500.	10,14	42,74
Z ₂₂₂ - zależność od przełożonego wyrażona na 4 punktowej skali, od 1 do 4.	2,59	0,96
<u>Dochody z pracy (Z₃₁)</u>		
Z ₃₁₁ - wysokość pensji miesięcznej netto w 5 kategoriach, od 1 do 5.	3,05	1,29
Z ₃₁₂ - wysokość całkowitego dochodu z pracy w setkach złotych miesięcznie.	61,24	25,49
<u>Prestiż zawodowy (Z₃₂)</u>		
Z ₃₂₁ - polska standardowa skala prestiżu zawodów, od 2,7 do 96,0.	38,80	16,66
Z ₃₂₂ - międzynarodowa skala prestiżu zawodów, od 13 do 86.	41,88	12,74

^a Zmienne ważone przez czas wyrażony w dziesiątkach godzin tygodniowo.

Wartości współczynników korelacji ($r \times 10^3$) między zmiennymi użytymi do pomiaru pozycji zawodowej. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Zmienne ^a	z_{111}	z_{121}	z_{211}	z_{212}	z_{213}	z_{221}	z_{222}	z_{311}	z_{312}	z_{321}	z_{322}
z_{111}	1000	515	547	671	246	288	316	270	316	655	721
z_{121}		1000	346	469	78	170	215	192	246	412	522
z_{211}			1000	402	205	362	251	249	263	360	520
z_{212}				1000	323	177	241	217	267	429	556
z_{213}					1000	142	101	199	128	130	93
z_{221}						1000	359	240	246	210	284
z_{222}							1000	135	144	257	353
z_{311}								1000	845	393	350
z_{312}									1000	424	380
z_{321}										1000	784
z_{322}											1000

^a Treść zmiennych - por. tabelę II.1.

działaniem na takie cechy jednostek, które określają ich osobowość, szczebel najniższy to przyjmowanie prostych poleceń, co i jak należy wykonać. Za wartości ekstremalne złożoności pracy w drugiej sferze, a więc z symbolami, uważa się - z jednej strony - tworzenie nowych idei i ujmowanie ich w oryginalnej formie, a z drugiej - percepcję sygnałów, których zrozumienie wymaga minimalnego wysiłku intelektualnego. Biorąc pod uwagę trzecią sferę - kontaktów z przedmiotami - precyzyjną obróbkę obiektu materialnego za pomocą kompleksowych urządzeń identyfikuje się z najwyższym szczeblem, zaś przenoszenie ciężarów bez używania jakiegokolwiek sprzętu pomocniczego - z najniższym szczeblem.

Nie wdając się w krytykę odróżnialności możliwych kategorii złożoności pracy w każdej sferze, chcemy tu podkreślić założenie ogólne schematu "Ludzie-Symbole-Przedmioty", że dla konkretnej pracy wynikającej z całokształtu roli zawodowej jeden szczebel w określonej sferze jest uważany za właściwy. Wyznacza się go na podstawie zespołów czynności najbardziej charakterystycznych dla danego rodzaju pracy, posługując się specjalnymi kluczami kodowymi. W naszych badaniach te klucze kodowe zostały zastosowane do opisów pracy podanych przez respondentów w odpowiedzi na blok szczegółowych pytań /por. Janicka, Kacprówicz, Słomczyński, 1982/. Zmienna z_{211} określa miejsce jednostki na skali złożoności pracy z ludźmi, zmienna z_{212} - z symbolami, a zmienna z_{213} - przedmiotami. W analizach tu prowadzonych zmienne te zostały przemnożone przez czas, jaki respondent poświęca w tygodniu na pracę w odpowiedniej sferze aktywności.

Złożoność pracy w płaszczyźnie organizacyjnej była ujmowana przez dwie zmienne: z_{221} - liczbę osób bezpośrednio podległych respondentowi w stosunkach służbowych - oraz z_{222} - skalę odpowiedzi na pytanie, w jakim stopniu respondent ma swobodę w podejmowaniu decyzji dotyczących wykonania powierzonych mu w pracy zadań. Zmienne te określają to, co w anglosaskiej literaturze socjologicznej nazywa się "authority"³.

³Terminy "occupational authority" i "occupational power" w anglosaskiej literaturze występują zamiennie. Używa się ich na oznaczenie władzy wynikającej ze stosunków pracy, przede wszystkim władzy wobec podwładnych.

W ostatnich latach ten wymiar treści pracy jest coraz częściej uwzględniany w definiowaniu pozycji zawodowej, aczkolwiek jego operacjonalizacja przybiera różne formy. Nasze wskaźniki można zaliczyć do dość typowych.

W modelu dokonaliśmy dekompozycji nagród społeczno-ekonomicznych na czynnik dochodów z pracy i czynnik prestiżu zawodowego. Za wskaźniki dochodów przyjęto: z_{311} - wysokość płacy miesięcznej, oraz z_{312} - wysokość całkowitych zarobków. Na temat sposobu ustalania tych form dochodów oraz różnicy znaczeniowej między nimi - por. np. K. Słomczyński i K. Szafnicki /1970/.

Czynnik prestiżu zawodowego został określony przy pomocy dwóch skal zawodów. Pierwszą jest polska standardowa skala prestiżu zawodów /Słomczyński, Kacprowicz, 1979, s. 24-48, 107-179/, a drugą - skala międzynarodowa /Treiman, 1977/ przystosowana do Społecznej Klasyfikacji Zawodów /Słomczyński, Kacprowicz, 1979, s. 107-179/. Użyto obu skal, gdyż - jak się wydaje - mierzą one nieco inne aspekty prestiżu zawodów. Skala polska odzwierciedla nową strukturalizację świadomości społecznej w naszym kraju, powstałą pod wpływem ideologii socjalistycznej. Objawia się to względnie wyższą pozycją robotników wykwalifikowanych i względnie niższą pozycją drobnotowarowych wytwórców niż w rozwiniętych krajach kapitalistycznych /Alestalo, Słomczyński, Wesołowski, 1978, s. 136-142; por. też Sarapata, 1965, rozdz. III; Wesołowski, 1975, rozdz. VI; Słomczyński, 1972, s. 97-161/. Z kolei skala międzynarodowa odpowiada bardziej tradycyjnemu układowi grup zawodowych, który - jak wskazują niektóre wyniki analiz - jest jeszcze podzielany przez znaczną część społeczeństwa. Uwzględnienie obu skal zachowuje równowagę między postępującymi zmianami społecznymi a tradycją. W analizach prowadzonych w tym rozdziale zmienna z_{321} oznacza przypisane wartości z polskiej skali prestiżu, a zmienna z_{322} - przypisane wartości z międzynarodowej skali prestiżu.

Wszystkie zmienne, których treść omówiliśmy, stały się podstawą dalszych analiz. Jako informacji wejściowej do programu LISREL użyliśmy wartości współczynników korelacji /por. tabela II.2/ oraz wartości odchyłeń stanardowych /por. tabela II.1/. Z tych informacji program oblicza

kwadratową macierz kowariancji zmiennych. Do tej macierzy następuje dopasowanie estymowanych parametrów równań modelu. Rozwiązanie modelu w standardowej formie dla trzech wymiarów pozycji zawodowej - wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych - podane jest na rysunku II,2.

Opiszemy teraz strukturę zaproponowanego modelu. Związki między zmiennymi obserwowalnymi a konstruktami teoretycznymi mogą być w zapisie macierzowym wyrażone następująco:

$$\begin{array}{c}
 Y \\
 \left(\begin{array}{c} z_{111} \\ z_{121} \\ z_{211} \\ z_{212} \\ z_{213} \\ z_{221} \\ z_{222} \\ z_{311} \\ z_{312} \\ z_{321} \\ z_{322} \end{array} \right) =
 \end{array}
 \begin{array}{c}
 \Lambda \\
 \left(\begin{array}{cccccccc}
 \lambda_{111} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & \lambda_{121} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & \lambda_{211} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & \lambda_{212} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & \lambda_{213} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & \lambda_{221} & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & \lambda_{222} & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{311} & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{312} & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{321} & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{322} & 0 & 0
 \end{array} \right)
 \end{array}
 \begin{array}{c}
 \eta \\
 \left(\begin{array}{c} Z_{11} \\ Z_{12} \\ Z_{21} \\ Z_{22} \\ Z_{31} \\ Z_{32} \\ Z_1 \\ Z_2 \\ Z_3 \end{array} \right) +
 \end{array}
 \begin{array}{c}
 E \\
 \left(\begin{array}{c} \epsilon_{111} \\ \epsilon_{121} \\ \epsilon_{211} \\ \epsilon_{212} \\ \epsilon_{213} \\ \epsilon_{221} \\ \epsilon_{222} \\ \epsilon_{311} \\ \epsilon_{312} \\ \epsilon_{321} \\ \epsilon_{322} \end{array} \right)
 \end{array}$$

gdzie małe litery z oznaczają składowe wektora zmiennych obserwowalnych, duże litery Z - składowe wektora inferowanych konstruktyw teoretycznych, Λ - macierz ładunków czynnikowych λ , a E - wektor wartości residualnych zmiennych obserwowanych ϵ .

Związek między konstruktami wyższego i niższego rzędu uwzględniony jest w macierzy B , która jest macierzą określającą przyczynowe wpływy pomiędzy zmiennymi endogenicznymi. W naszym przypadku:

$$\begin{array}{c}
 \mathbf{B} \\
 \left(\begin{array}{cccccccc}
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{11}^* & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{12} & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{21}^* & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{22} & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{31}^* \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{32} \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0
 \end{array} \right)
 \end{array}
 \left(\begin{array}{c}
 \eta \\
 \left. \begin{array}{c} Z_{11} \\ Z_{12} \\ Z_{21} \\ Z_{22} \\ Z_{31} \\ Z_{32} \\ Z_1 \\ Z_2 \\ Z_3 \end{array} \right\}
 \end{array} \right)
 =
 \left(\begin{array}{c}
 \zeta \\
 \left. \begin{array}{c} \zeta_{11} \\ \zeta_{12} \\ \zeta_{21} \\ \zeta_{22} \\ \zeta_{31} \\ \zeta_{32} \\ \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \end{array} \right\}
 \end{array} \right)$$

gdzie ζ jest wektorem wartości residualnych konstruktów teoretycznych.

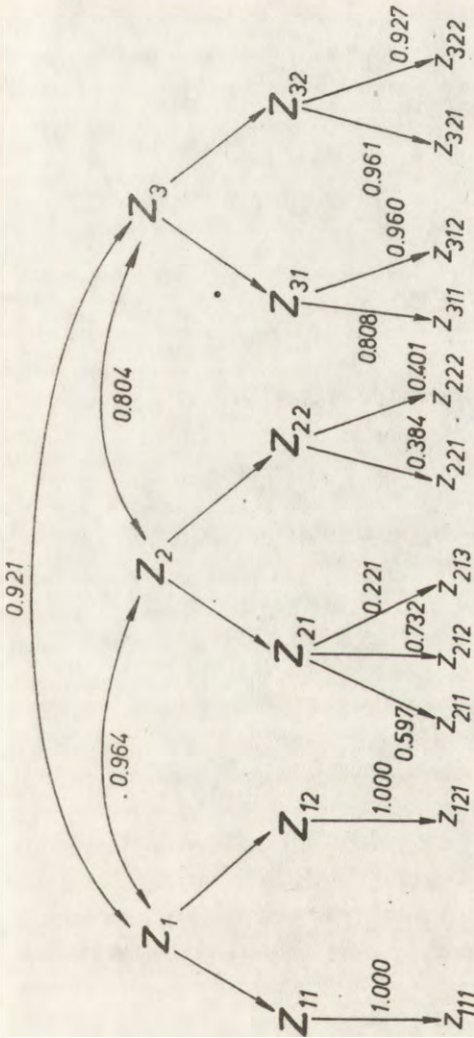
Struktura modelu i estymowane wartości parametrów wskazują, że czynnik pożądanego wykształcenia formalnego, jak i czynnik praktycznego doświadczenia zawodowego były mierzone bez możliwego błędu pomiaru. Dla każdego z tych czynników - Z_{11} i Z_{12} - dysponowaliśmy po jednej zmiennej obserwowalnej i nie posiadaliśmy żadnych informacji o wielkości możliwego błędu. W przypadku pozostałych konstruktów model dopuszcza wartości residualne większe od zera.

W przypadku substancywnej złożoności pracy najlepszym wskaźnikiem jest wynik na skali złożoności pracy z symbolami / $\lambda = 0,732/$, zaś w przypadku organizacyjnej złożoności pracy - wynik na skali odpowiedzi na pytanie o zakres swobody podejmowania decyzji w wykonywaniu zadań roboczych / $\lambda = 0,401/$. Każdy z odpowiednich konstruktów teoretycznych - Z_{21} i Z_{22} - jest mierzony rzetelnie w tym sensie, iż proporcja niewyjaśnionej wariancji przez wskaźniki jest niska: pozostaje w granicach od 10 do 20%.

Okazuje się także, iż dla czynnika dochodów z pracy istotniejsze są wysokości całkowitych zarobków / $\lambda = 0,960/$ niż wysokości płacy zasadniczej / $\lambda = 0,880/$, choć różnice nie są duże. W przypadku czynnika

Rysunek II.2.

Estymacja parametrów modelu pomiaru pozycji zawodowej.
Próba ogólnopolska 1978 r.



Oznaczenia zmiennych: z₁₁₁ - pożądane wykształcenie formalne, z₁₂₁ - pożądane doświadczenie praktyczne, z₂₁₁ - złożoność pracy z ludźmi, z₂₁₂ - złożoność pracy z symbolami, z₂₁₃ - złożoność pracy z przedmiotami, z₂₂₁ - liczba osób podwładnych, z₂₂₂ - zależność od przełożonego, z₃₁₁ - wysokość pensji miesięcznej, z₃₁₂ - wysokość całkowitego dochodu z pracy, z₃₂₁ - polska standardowa skala prestiżu zawodów, z₃₂₂ - międzynarodowa skala prestiżu zawodów.
Wszystkie współczynniki istotne przy $p < 0.05$.
Pominięto korelacje między wartościami rezydualnymi.

prestżu zawodów, skala międzynarodowa / $\lambda = 0,927$ / jest mniej więcej tak samo dobrym wskaźnikiem jak skala polska / $\lambda = 0,961$ /.

Wartości współczynników β wskazują, w jakim stopniu konstrukty teoretyczne niższych rzędów mogą być traktowane jako wskaźniki konstruktywów wyższych rzędów. Zauważmy, iż wymogi kwalifikacyjne są "wyjaśniane" w większym stopniu przez poziom pożądanego wykształcenia / $\beta = 0,887$ / niż przez pożądaną doświadczenie zawodowe / $\beta = 0,580$ /. W przypadku złożoności pracy aspekt substancywny / $\beta = 0,966$ / jest mniej więcej tak samo ważny jak aspekt organizacyjny / $\beta = 0,914$ /. Z kolei pula nagród społeczno-ekonomicznych lepiej jest określona przez czynnik prestiżu zawodów / $\beta = 0,966$ / niż przez czynnik dochodów z pracy / $\beta = 0,414$ /.

Przedstawiony na rys. II.2 model stosunkowo dobrze przystaje do danych empirycznych, a więc odtwarza wyjściową macierz kowariancji zmiennych obserwowanych. Wartość $\chi^2 = 165$ dla 42 stopni swobody. Stosunek wartości χ^2 do liczby stopni swobody wynosi 3,9, co jest uważane za rezultat akceptowalny /Boruch, Wolins; 1970/.

Wartości współczynników korelacji między konstrukcjami wyższego rzędu - wymogami kwalifikacyjnymi Z_1 , złożonością pracy Z_2 , nagrodami społeczno-zawodowymi Z_3 - trzeba uznać za bardzo wysokie / $r \geq 0,804$ /. Wynika to stąd, iż każdy z tych konstruktywów odnosi się do wspólnego zjawiska - pozycji zawodowej. Gdy do modelu wprowadzić pozycję zawodową Z jako wskaźnikową przez Z_1 , Z_2 i Z_3 , to współczynniki β stojące przy tych globalnych wskaźnikach są odpowiednio równe 0,932, 0,896 i 0,911. Oznacza to, iż narzucone w analizie wymiary pozycji zawodowej mają podobne znaczenie w empirycznej współdeterminacji wyjaśnianego zjawiska.

2. Skale zawodów - ocena rzetelności i trafności

Rozbudowane klasyfikacje zawodów - zawierające od kilkudziesięciu do kilkuset kategorii - coraz częściej stają się podstawą do konstrukcji skal, które są zbiorami wartości liczbowych charakteryzujących zawody pod określonymi względami. Jako przykłady można podać skale prestiżu /Rauhala, 1966; Siegel, 1971; Goldthorpe, Hope, 1974; Treiman, 1977;

Jackson, 1977/, czy indeksy pozycji społeczno-ekonomicznej /Duncan, 1961; Nam, Powers, 1968; Ellery, Irving, 1972; Blishen, 1967; Blishen, McRoberts, 1976; Broom, Duncan-Jones, Jones, McDonald, 1977/. W ostatnich latach socjologowie zajęli się także zmiennymi opisującymi inne aspekty zróżnicowania zawodowego, w tym wymogami kwalifikacyjnymi /Temme, 1975/ oraz złożonością pracy /Fine, 1968; Wiley, 1969; Kohn, 1969 i 1977/.

W Polsce próby konstrukcji skal zawodów były już podejmowane przed laty /Słomczyński, 1972/ i są kontynuowane /Słomczyński, Kacprowicz, 1979; Słomczyński, 1980/. W tej części rozdziału omówimy główne własności trzech skal zawodów - według /1/ wymogów kwalifikacyjnych, /2/ złożoności pracy oraz /3/ nagród społeczno-ekonomicznych. Skale te powstały niezależnie od tego studium; teraz jednak nasuwa się możliwość oceny ich rzetelności. Od czasu, kiedy owe skale zostały skonstruowane wykonano szereg eksperymentów na tych samych lub innych materiałach. Czy powtórny pomiar daje takie same rezultaty? Jeżeli tak - uznamy te skale za względnie rzetelne.

Inną kwestią jest ocena trafności owych skal. Pomiar dokonany na poziomie indywidualnym - a więc taki, jaki przedstawiono w poprzedniej części rozdziału - jest bardziej dokładny: uwzględnia wiele wskaźników i jest przeprowadzany na niższym poziomie agregacji danych. Zatem, jeżeli okaże się, że poszczególne wymiary pozycji zawodowej mierzone na poziomie indywidualnym są wysoko skorelowane z odpowiednimi "gotowymi" skalami zawodów - będzie to przemawiało na rzecz trafności tych skal. Na taki związek między pomiarami można też spojrzeć inaczej: jaka jest strata informacji, jeżeli w ustalaniu pozycji zawodowej jednostki przypisuje się jej cechy charakteryzujące nie ją samą, a "zawód jako całość". Znajomość tego faktu może mieć praktyczne implikacje dla analizy danych socjologicznych.

Wszystkie trzy skale zawodów - wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych - powstały z myślą o wykorzystaniu Společnej Klasyfikacji Zawodów /Pohoski, Słomczyński, 1978/. Dwie z tych skal - złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych

- są opublikowane /Słomczyński, Kacprowicz, 1979/, zaś trzecia - wymogów kwalifikacyjnych - jest dostępna w innej formie /Słomczyński, 1980/. Skale te były konstruowane według tego samego schematu i informacje o zawodach ujmowano w zmienną syntetyczną, a wartości tej zmiennej zostały przypisane kategoriom Społecznej Klasyfikacji Zawodów. W załączniku podano wartości wszystkich trzech skal dla 87 tzw. małych grup zawodowych /por. Pohoski, Słomczyński, 1978, s. II-DX/.

A. Skala zawodów według wymogów kwalifikacyjnych

Podstawą konstrukcji skali zawodów według wymogów kwalifikacyjnych było ustalenie dla wszystkich kategorii Społecznej Klasyfikacji Zawodów wartości trzech zmiennych. Dwie spośród tych zmiennych zostały określone na podstawie materiałów amerykańskich: jedną jest "skala ogólnego rozwoju edukacyjnego" /GED/, a drugą - skala specjalnych kwalifikacji zawodowych /SVT/. Obie te skale zostały przygotowane przez specjalistów z zakresu analizy pracy i wchodzą do szczegółowych opisów zawartych w Dictionary of Occupational Titles /U.S. Department of Labor, 1965/.

Pierwsza ze zmiennych - skala ogólnego rozwoju edukacyjnego - mierzy to, na jakim poziomie wiedzy w danym zawodzie używa się operacji logicznych oraz wykorzystuje się umiejętność czytania i pisanie. Druga z kolei - skala specjalnych kwalifikacji zawodowych - mierzy czas potrzebny do przygotowania się do danej roli zawodowej. Obie są skalami 10- punktowymi z arbitralnymi podziałami. W materiałach amerykańskich wartości tych skal przypisano kategoriom zawodowym używanym w spisach powszechnych /Temme, 1975/. Dzięki zastosowaniu klucza przejść z tych kategorii do kategorii Społecznej Klasyfikacji Zawodów, proces kodowania zawodów według obu skal był zautomatyzowany. Trzeba dodać, iż międzykrajowe różnice w strukturze zawodowej czy w systemie technologicznym mogą w małym stopniu wpływać na zakres stosowalności skali, co zostało okazane za pomocą oddzielnych analiz dokonanych przez specjalistów z tego zakresu.

Trzecią zmienną jest klasyfikacja zawodów wprowadzoną w polskim spisie kadrowym z 1973 r. W materiałach dotyczących tego spisu wyróżniono poszczególne grupy zawodów, które wymagają określonego poziomu wykształcenia. I tak 122 zawody sklasyfikowane są na poziomie wykształcenia wyższego, 63 - na poziomie wykształcenia średniego, 168 - na poziomie wykształcenia zasadniczego zawodowego. Przystosowaliśmy ten podział do Spółecznej Klasyfikacji Zawodów.

Wartości współczynników korelacji między trzema zmiennymi okazały się wysokie / $r \geq 0,610$ /; użyto je do konfirmacyjnej analizy czynnikowej, aby uzyskać wagi, jakie należy przypisać poszczególnym zmiennym w wyjaśnianiu wspólnej wariancji. Wyrażając zmienną syntetyczną tak, aby jej wartości wypełniały przedział od 0 do 100, równanie transformacyjne przedstawia się następująco:

$$Y = 4,1 G + 4,0 V + 6,1 K - 16,2$$

gdzie: Y - estymowana wartość skali wymogów kwalifikacyjnych, G - skala ogólnego rozwoju edukacyjnego, V - skala specjalnych kwalifikacji zawodowych, K - skala pożądanego poziomu wykształcenia⁴.

Aby sprawdzić rzetelność tej skali wykonano dodatkową analizę. Z Alfabetycznego Słownika Zawodów wylosowano 100 pozycji i każdą z nich zakodowano według trzech omówionych zmiennych. Następnie obliczono współczynniki korelacji tych zmiennych w nowym zbiorze jednostek obserwacji. Okazało się, iż uzyskana struktura wartości współczynników korelacji była bardzo podobna do tej, którą otrzymano dla kategorii Spółecznej Klasyfikacji Zawodów. W konsekwencji, gdy przyporządkowano nowe jednostki obserwacji do kategorii klasyfikacji i ponownie obliczono wartości skali, różnice były znikome. Wartość współczynnika korelacji między "starą" i "nową" skalą wyniosła 0,957, co wskazuje na duży stopień rzetelności pomiaru.

⁴Skale Y i V są skalami 10-punktowymi /od 0 do 9/, a skala K jest skalą 6-punktową /od 1 do 6/.

B. Skala zawodów według złożoności pracy

W. Wesołowski /1970, s. 21-30/, omawiając różne schematy klasyfikacji zawodów, przedstawił teoretyczne i praktyczne implikacje znajomości stopnia trudności pracy w poszczególnych zawodach. Autor ten pisał:

"Badanie nad trudnością prac obejmuje kilka syntetycznych czynników [...]. Najważniejszym jednak elementem [...] jest złożoność pracy [...]. Ponieważ wszystkie czynniki mogą być ujęte oddzielnie, więc badania nad czynnikiem pierwszym, tzn. złożonością pracy - mogą być podstawą do stworzenia hierarchii zawodów [...]" /s.29/.

W cytowanym tekście stwierdzono, że "złożoność pracy" należy do czynników syntetycznych, a więc zawiera w sobie zmienne szczegółowe - co odpowiada naszemu podejściu. Oczywiście jest, że specyfikacja i sposób analizy zmiennych szczegółowych może przybierać różną postać. Analogicznie, jak w określaniu indywidualnej pozycji zawodowej, będziemy się tutaj posługiwać schematem "Ludzie-Symbole-Przedmioty" /Wiley, 1969; U.S. Department of Labor, 1965/. Różnica jest taka, że przy konstrukcji skal zawodów schemat ten został zastosowany do zawodów jako całości, a nie do poszczególnych osób.

Skala zawodów według ogólnej złożoności pracy została obliczona na podstawie równania:

$$Y = 2,33 L + 4,95 S + 1,43 P + 13,71$$

gdzie L, S, P to wartości kodyfikacyjne złożoności pracy z ludźmi /L/, symbolami/S/ i przedmiotami /P/, przypisane do kategorii zawodowych⁵.

Powyższe równanie jest równaniem regresji, w którym zmienną wyjaśnianą stanowi pewien zewnętrzny indeks złożoności pracy - zewnętrzny w stosunku do cech definiujących zawody jako całości. Tym zewnętrznym indeksem - który będziemy określać mianem "kryterium" - są średnie arytmetyczne złożoności pracy dla 30 kategorii zawodowych, obliczone na poziomie indywidualnym. Sposób uzyskania tych średnich podany jest w Skalach Zawodów /Słomczyński, Kacprowicz, 1979, s. 10-14/.

⁵Skala L jest skalą 10-punktową /od 0 do 9/, a skale S i P są skalami 9-punktowymi /odpowiednio: od 0 do 8 i od 1 do 9/.

Zdecydowaliśmy się powtórzyć tę operację obliczenia średnich złożoności pracy dla wybranych kategorii zawodowych w badaniach nad psychologicznymi konsekwencjami sytuacji pracy /Janicka, Koralewicz-Zębik, Słomczyński, 1978/. Korelacja między "starymi" i "nowymi" średnimi dla 15 pokrywających się kategorii zawodowych jest wystarczająco wysoka / $r = 0,991$ /, aby uznać, że powtórzenie pomiaru w zasadzie daje taki sam wynik.

C. Skala zawodów według nagród społeczno-ekonomicznych

Do konstrukcji skali zawodów według nagród społeczno-ekonomicznych użyto zmiennych, które można traktować jako wskaźniki bezpośrednich "nagród" za pełnienie ról zawodowych /dochód z pracy, prestiż zawodów/, bądź takich, które są wskaźnikami zachowań konsumpcyjnych /standard mieszkaniowy, posiadanie sprzętów trwałego użytku/, czy ich wyraźnymi korelatami /stanowisko w organizacji pracy, partycypacja kulturalna/. W zestaw zmiennych wchodziło też wykształcenie, co - z teoretycznego punktu widzenia - stanowi istotny mankament: trafnie zwrócił na to uwagę M. Pohoński /1979/. Nim ustosunkujemy się do empirycznych konsekwencji tego niedociągnięcia, omówimy zastosowany sposób konstrukcji skali.

W konstrukcji skali nagród społeczno-ekonomicznych wykorzystaliśmy materiały z badań koszalińsko-szczecińsko-łódzkich przeprowadzonych w latach 1964-67 /Wesołowski, 1970; Słomczyński, 1972; Słomczyński, Wesołowski, 1973; Kobus-Wojciechowska, 1977/ i powtórzonych w węższym zakresie w 1976 r. /Wesołowski, Słomczyński, 1977/. Do analizy użyliśmy informacji o 34 wąskich kategoriach zawodowych. Każda z kategorii została opisana za pomocą następujących siedmiu zmiennych określających pozycję społeczno-zawodową: /1/ przeciętna wysokość płacy miesięcznej, /2/ przeciętna punktacja prestiżu, /3/ średnia indeksu standardu mieszkaniowego, /4/ średnia indeksu posiadania dóbr trwałego użytku, /5/ punktacja stanowisk w organizacji pracy, /6/ średnia punktacja partycypacji w dobrach kultury, /7/ średnia lat nauki. Zmienne te posłużyły

do przeprowadzenia eksploracyjnej analizy czynnikowej. W efekcie, dla każdej z 34 kategorii zawodowych obliczono wartość skali nagród społeczno-ekonomicznych jako sumę wartości siedmiu wystandaryzowanych zmiennych, mnożonych przez wagi czynnikowe. Tak obliczony indeks będziemy nazywać "kryterium".

Dla wszystkich kategorii uwzględnionych w Społecznej Klasyfikacji Zawodów /Pohoski, Słomczyński, 1978/ posiadaliśmy informacje jedynie o przeciętnym wykształceniu i przeciętnych zarobkach. Informacje te pochodziły ze spisu kadrowego z 1973 r. W tej sytuacji zdecydowaliśmy się dokonać regresji "kryterium" na przeciętne wykształcenie i przeciętne zarobki dla 34 kategorii zawodowych i traktować współczynniki równania jako podstawę estymacji wartości dla wszystkich kategorii zawodowych. Oto otrzymane równanie⁶:

$$N = 6,57 E + 0,37 Z - 38,5$$

gdzie: N - wartość skali, E - przeciętne wykształcenie w zawodzie według liczby lat nauki, Z - przeciętne zarobki w zawodzie w setkach złotych.

Opisując skalę nagród społeczno-ekonomicznych w tej wersji /Słomczyński, Kacprowicz, 1979, s. 92/ zwróciliśmy uwagę, iż analiza porównawcza danych z lat 1964-67 i 1976 wskazuje na względną stabilność powiązań między wszystkimi zmiennymi określającymi pozycję zawodów. Ponadto, wówczas podjęte przez nas eksperymenty dowodziły, iż ładunki czynnikowe poszczególnych zmiennych były mało czułe na stopień agregacji danych.

Fakt, iż wykształcenie jest jedną ze zmiennych opisujących pulę nagród społeczno-ekonomicznych jest niewątpliwym mankamentem teoretycznym. Jednakże późniejsze analizy dały wynik optymistyczny: korelacja skali oryginalnej ze skalą pomijającą wykształcenie jest bardzo wysoka / $r=0,987$ /. Tak więc praktyczny efekt owego mankamentu teoretycznego

⁶ Równanie to podano po liniowej transformacji współczynników równania oryginalnego, zgodnie z ostatecznymi wartościami skali /por. Słomczyński, Kacprowicz, 1979, s. 91/.

jest niewielki. Inną sprawą jest to, iż wykształcenie użyte jest do predykcji wartości skali oryginalnej. Jednakże nie wydaje się ono wadliwą zmienną niezależną, skoro korelacja z kryterium wynosi 0,967 /por. Słomczyński, Kacprowicz, 1979, tabela IV.4/.

x

x x

Opisując każdą ze skal zawodów wskazywaliśmy, że charakteryzują się one względnie dużym stopniem rzetelności: powtórzenie pomiaru - bez modyfikacji, bądź z modyfikacjami niewielkimi - prowadzi do tych samych lub bardzo podobnych rezultatów. Powstaje jednak pytanie, w jakim stopniu skale te są trafne, a więc mierzą to, co mają mierzyć.

W tabeli II.3. zostały przedstawione wartości współczynników korelacji między pozycją zawodową indywiduów w każdym z trzech wymiarów - wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych - a pozycją, jaką te indywidua zajmują na odpowiednich skalach zawodów. Aczkolwiek w tabeli tej wartości wszystkich współczynników korelacji są bardzo wysokie, te które dotyczą odpowiadających sobie wymiarów pozycji zawodowej i skal zawodów są zdecydowanie wyższe od pozostałych, Przemawia to na rzecz trafności tych skal.

Zastosowanie koncepcji trzech wymiarów pozycji zawodowej - wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych - w badaniach empirycznych nasuwa szereg problemów natury praktycznej. Jest oczywiste, że tym większa dokładność pomiaru każdego aspektu pozycji zawodowej, im więcej rzetelnych informacji użyjemy w konstrukcji zmiennych syntetycznych. Sytuacją pożądaną jest taka, jaką opisano w poprzedniej części tego rozdziału: dla każdego wymiaru dysponujemy pewną pulą wskaźników, które są użyte w modelu pomiarowym. Jednakże, zarówno ustalanie wskaźników w badaniach, jak i późniejsza konstrukcja modeli pomiarowych są kosztowne. W świetle przedstawionych wyników posługiwanie się skalami zawodów dla wielu celów badawczych może być całkowicie wystarczające.

Tabela II.3.

Współczynniki korelacji między wymiarami pozycji zawodowej na poziomie indywidualnym a skalami zawodów. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Wymiary pozycji zawodowej	Skale zawodów		
	Wymogi kwalifika- cyjne	Złożoność pracy	Nagrody społeczno- ekonomiczne
Wymogi kwali- fikacyjne	0,874	0,711	0,623
Złożoność pracy	0,801	0,901	0,563
Nagrody społeczno- ekonomiczne	0,640	0,579	0,872

3. Wielozmiennowy pomiar poziomu wykształcenia

W ostatnich latach w socjologii polskiej dokonany został znaczny postęp w sposobie uzyskiwania w badaniach surveyowych informacji o podstawowych cechach położenia społecznego respondenta. Nastąpiło to dzięki kolejnym próbom standaryzacji pytań metryczkowych /Wesołowski, 1974; Lutyński, 1977/ i działalności Zespołu Standaryzacji i Weryfikacji Zmiennych Metryczkowych IFiS PAN, pod kierunkiem prof. Jana Lutyńskiego. W publikacji przygotowanej przez P. Daniłowicza i P.B. Sztabińskiego /1977/ zawarta jest rekomendacja dotycząca między innymi treści i formy pytań o wykształcenie respondenta. W badaniach ogóln-

polskich nad psychologicznymi konsekwencjami sytuacji pracy /Janicka, Koralewicz-Zębik, Siomczyński, 1978/ zastosowano ów blok pytań w zalecanej wersji. W tej części rozdziału omówimy jeden z możliwych sposobów wykorzystania tak zebranej informacji.

W publikacji Daniłowicza i Sztabińskiego /1977, s.6/ blok pytań o wykształcenie zawiera wprowadzenie: "Do jakich szkół pan chodził i ile klas pan w nich ukończył? Rozpocznijmy od szkoły stopnia podstawowego". Poza szkołą podstawową, wymienionych jest pięć rodzajów szkół: zasadnicza zawodowa, średnia ogólnokształcąca, średnia zawodowa, pomocnicza i wyższa. W odniesieniu do szkoły każdego z tych rodzajów przewidziane są cztery szczegółowe pytania: /1/ "Czy chodził pan do tej szkoły?", /2/ "Ile klas pan w niej ukończył?", /3/ "W jakim kierunku kształcił się pan w tej szkole?", /4/ "Czy otrzymał pan świadectwo ukończenia tej szkoły?". W naszych badaniach pytania te uzupełniliśmy jeszcze jednym: /5/ "W którym roku przestał pan chodzić do tej szkoły?"

Opracowując dane skonstruowaliśmy cztery zmienne mierzące aktualny - w chwili badania - poziom wykształcenia respondenta; zmienne te to: /1/ liczba lat nauki, /2/ rodzaj ukończonej szkoły, /3/ koszty kształcenia oraz /4/ wiek, w którym nastąpiło zakończenie procesu formalnego kształcenia się. Dwie pierwsze zmienne są często używane w badaniach socjologicznych i nie wymagają specjalnych komentarzy. Liczba lat nauki stanowi tzw. prosty indeks skolaryzacji jednostki; zliczając zakończone sukcesem klasy szkolne i lata studiów tworzymy indeks podsumowujący okres efektywnego uczestnictwa jednostki w systemie edukacyjnym. Z kolei, "rodzaj ukończonej szkoły" jest wskaźnikiem, który identyfikuje najwyższy szczebel systemu edukacyjnego, na którym badana jednostka zatrzymała się.

Koszty kształcenia stanowią wskaźnik stosowany głównie w pracach z zakresu ekonomiki oświaty /Kluczyński, 1968/. Konstrukcja tego wskaźnika polega na przypisaniu każdej badanej jednostce kwoty wydatkowanej z budżetu państwa na jej wykształcenie. Jak wiadomo, dla każdego poziomu i rodzaju wykształcenia wydatki na roczne kształcenia różnią się znacznie w zależności od okresu historycznego /Kluczyński, 1968;

Andrzejak, 1979/. Kiedy wydatki takie wyrażane są dla różnych okresów historycznych w złotych stałych, wskaźnik ten staje się porównywalny dla zbiorowości osób zróżnicowanej pod względem wieku. Istotną zaletą tego wskaźnika jest to, iż łączy on informację odnoszącą się zarówno do poziomu, jak i do rodzaju wykształcenia. Ponadto wskaźnik ten daje informację o ekonomicznej wartości wykształcenia, co może mieć znaczenie dla śledzenia zachowań badanych osób w systemie stanowisk roboczych.

Użyliśmy tego wskaźnika analizując, w którym roku kalendarzowym i na jakim etapie jednej z możliwych dróg kształcenia /Andrzejak, 1979, s.124/ zatrzymał się respondent. W zależności od tego przypisywaliśmy jego wykształceniu kwotę obliczoną na podstawie danych opublikowanych przez M.Charkiewicza, J.Kuczyńskiego i A.Solarza /1968, s.371-379/ dla lat 1951-65 oraz przez S.Andrzejak /1979, s.120-137/ dla lat 1966-77. Procedura ta wymagała interpolaryzacji danych dla tych respondentów, którzy uzyskali swoje wykształcenie przed 1951 rokiem oraz ważenia wszystkich wyników przez wielkość wyrażającą stopę inflacji.

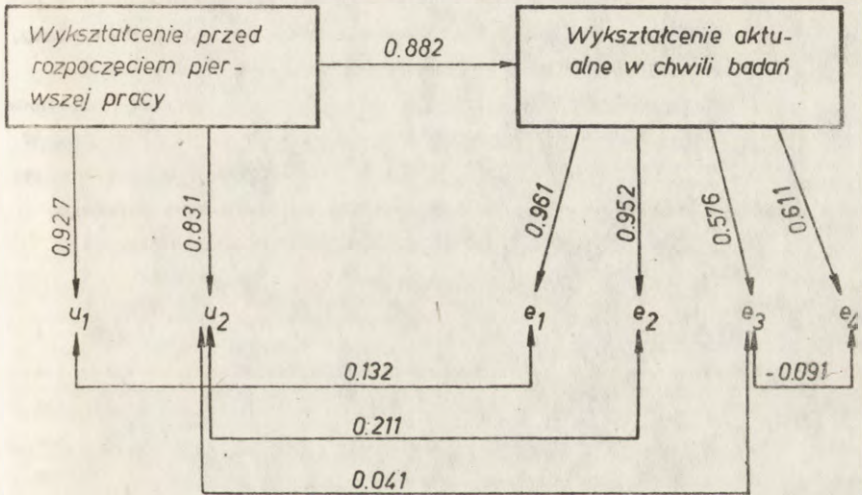
Wiek, w którym respondent zakończył proces formalnego kształcenia się jest wskaźnikiem zalecanym do używania w sytuacji, gdy w danym kraju następowały intensywne zmiany systemu edukacyjnego. Jednakże dodatkowe uzasadnienia stosowania takiego wskaźnika są też dokonywane w ekonomii. L.Thurow /1975/ argumentuje, iż na każdym szczeblu oświaty później zdobyte przez daną jednostkę wykształcenie ma dla niej większą wartość mierzoną subiektywną użytecznością.

Omówione zmienne edukacyjne użyto do modelu pomiaru poziomu wykształcenia respondenta w chwili badania - modelu przedstawionego na rys. II.3. Pełny model zawiera pomiar poziomu wykształcenia respondenta przed rozpoczęciem przez niego pierwszej pracy zawodowej. W tym przypadku ograniczyliśmy się do dwóch wskaźników: liczby lat nauki i rodzaju ukończonej szkoły.

Przed wszystkim należy podkreślić, iż cały model dobrze przystaje do danych: $\chi^2 = 4,6$, przy 3 stopniach swobody. W części modelu do-

Rysunek II.3.

Estymacja parametrów modelu pomiaru wykształcenia w dwóch punktach czasowych. Próba ogólnopolska, 1978 r.



Oznaczenia: u_1 i e_1 - liczba lat nauki (klas szkolnych),
 u_2 i e_2 - rodzaj ukończonej szkoły,
 e_3 - koszty kształcenia,
 e_4 - wiek zakończenia procesu kształcenia.

Uwaga: wartości wszystkich współczynników istotne przy $p < 0.05$.

tyczącej pomiaru poziomu aktualnego wykształcenia respondenta dwa wskaźniki - liczba lat nauki oraz rodzaj ukończonej szkoły - mają bardzo wysokie wartości λ - ładunki czynnikowe. Jednak wartości λ dla dwóch pozostałych zmiennych - kosztów kształcenia i wieku zakończenia nauki są również istotne. Można więc zakładać, iż mierzą one wspólne zjawisko i w pewnym, choć ograniczonym stopniu, poprawiają jego pomiar,

Przedstawiony model ma korzystną własność: te wskaźniki, które w omiarze aktualnego poziomu wykształcenia respondenta mają najwyższe wartości współczynników λ , zostały uwzględnione w pomiarze poziomu wykształcenia respondenta przed rozpoczęciem przez niego pracy. Wartości λ dla obu podanych punktów pomiaru są bardzo wysokie / $\lambda \geq 0,831$ /. Dlatego możemy przyjąć, iż estymacja korelacji poziomów wykształcenia w tych dwóch momentach biograficznych jest rzetelna. W badanej zbiorowości poziom wykształcenia przed rozpoczęciem pierwszej pracy wyjaśnia około 75% wariancji poziomu wykształcenia obecnego. W przybliżeniu odpowiada to wynikom uzyskanym w innych badaniach /Pohoski, 1979/.

Rozdział III

TRANSMISJA POZYCJI ZAWODOWEJ: STRUKTURALNE MODELE ZALEŻNOŚCI PRZYCZYNOWYCH

W rozdziale tym przedstawimy modele transmisji pozycji zawodowej i zastosowania tych modeli do danych uzyskanych w ogólnopolskich badaniach z 1978 roku wśród mężczyzn w wieku 19-65 lat, mieszkańców miast, mających stałe zatrudnienie. Modele transmisji pozycji zawodowej, którymi będziemy się tu zajmować stanowią rozwinięcie modelu sformułowanego przez P.Blaua i O.D. Duncana w książce The American Occupational Structure /1967/. W recenzji tej książki H.Blalock /1968/ pisał, iż wyznacza ona nowy etap w rozwoju badań ruchliwości społecznej. Inny naukowiec, kontynuację tej pracy - książkę O.D. Duncana, D.Feathermana i B.Duncan, Socioeconomic Background and Achievement /1972/ - uznał za kamień milowy na drodze rozwoju tradycji wielkich badań /Cair, 1974/.

Obecnie obie te prace, powstałe z inicjatywy O.D. Duncana, są "klasycznymi" pozycjami literatury socjologicznej, gdyż noszą istotne cechy paradygmatu i jako takie wchodzi już w skład wiedzy podręcznikowej. Bez przesady można stwierdzić, że na przełomie lat sześćdzie-

siątych i siedemdziesiątych w zakresie ruchliwości społecznej badania O.D. Duncana i jego kontynuatorów nadały ton nauce instytucjonalnej nie tylko w Stanach Zjednoczonych Ameryki Północnej, ale i w wielu innych krajach. Konstrukcja modeli transmisji pozycji zawodowej jest ciągle udoskonalana zarówno pod względem założeń teoretycznych, jak i rozstrzygnięć metodologicznych.

1. Transmisja pozycji społecznych - "klasyczny" model Blaua-Duncana

Punktem wyjścia rozważań O.D. Duncana jest uwaga K.Svalastogi, że przenikalność barier społecznych danego społeczeństwa jest najważniejszą charakterystyką jego systemu stratyfikacyjnego¹. W konsekwencji, w ramach tego paradygmatu społeczeństwem ustratyfikowanym nazywa się takie, w którym

"[...] istnieje możliwość przewidywania /w stopniu większym niż przez przypadek/ pozycji jednostki w danym czasie na podstawie znajomości jej pozycji /lub pozycji jej rodziny/ w czasie wcześniejszym" /Duncan, 1968, s. 681/.

W sferze działań podejmowanych przez jednostkę takiemu określeniu społeczeństwa ustratyfikowanego odpowiada definicja następująca:

"Mówimy, że społeczeństwo jest ustratyfikowane w takim stopniu, w jakim osiągnięcia zależą w nim od okoliczności, nad którymi jednostka nie ma w ogóle kontroli lub ma kontrolę znikomą" /Duncan, Fetherman, Duncan, 1972, s.2/.

Mechanizmy, poprzez które realizuje się proces stratyfikacji, obejmują transmisję statusu między generacjami i trwałość statusu w obrębie życia jednostki. Ważniejsza jest przy tym transmisja statusu między generacjami, gdyż prowadzi ona do trwałej stratyfikacji, podczas gdy stabilność statusu w obrębie życia jednostek prowadzi do stratyfikacji tymczasowej, ograniczonej do jednego pokolenia. W związku z tym przyjmuje się, że:

"Proces stratyfikacyjny obejmuje wszystko to, co wiąże się z między-

¹ Pojęcie przenikalności barier społecznych rozwijane jest przez Svalastogę /1965/; znajduje ono różne operacjonalizacje i często jest wykorzystywane w analizach ruchliwości społecznej.

generacyjną transmisją statutu i jej oddziaływaniem na osiągnięcie pozycji oraz zapewnienie nagród" /Duncan, 1968, s. 683/.

Jeśli badanie ruchliwości ma być rzeczywiście badaniem systemu stratyfikacyjnego, to - zdaniem Duncana - powinno ono polegać na ustaleniu parametrów wszystkich mechanizmów transmisji statusu. Omawiający autor podaje listę takich mechanizmów: askrypcja, dziedziczenie, rozwój genetyczny, socjalizacja, oddziaływanie środowiska jednostki i kręgów towarzyskich. Idealnym sposobem analizy byłoby zatem zbudowanie takiego modelu procesu transmisji statusu, który uwzględniałby działanie wszystkich tych mechanizmów i umożliwił oszacowanie ich wagi ze względu na rezultat całego procesu. Proces ten oznacza więc znacznie więcej niż proste dziedziczenie lub zmianę zawodu. Jednocześnie, zawody są tu jedynie wskaźnikami statusu społecznego i tylko w ten sposób włączone są w analizę systemu stratyfikacji.

Wzmocnieniem dla argumentów Duncana jest szeroko akceptowane przekonanie, że współczesne społeczeństwa wykształciły uniwersalistyczne systemy wartości w obrębie ról zawodowych, a co za tym idzie, że większość statusów jest w tych społeczeństwach raczej osiągnięta niż przypisana. W tych społeczeństwach

"[...] podstawowym pytaniem jest pytanie o to, jakie czynniki determinują poziom osiągnięć jednostki, a nie pytanie, czy osiągnięcia te wymagają od jednostki ruchliwości ze względu na pozycję jej ojca" /Duncan, 1968, s. 695/.

W takiej perspektywie teoretycznej proces ruchliwości jest rozpatrywany w kategoriach wpływów, jakie na statusy osiągnięte przez jednostki wywierają statusy przypisane im we wcześniejszych momentach życia. W każdym punkcie kariery jednostki wszystkie poprzednie statusy stają się statusami przypisanymi. Gdy jednostka rozpoczyna naukę, wówczas pozycja społeczna ojca stanowi jej status przypisany; gdy rozpoczyna ona własną pracę - wykształcenie staje się również jej statusem przypisanym.

Pytanie o znaczenie danej zmiennej dla procesu ruchliwości jest więc pytaniem o jej oddziaływanie na aktualnie osiąganą pozycję społeczną i o to, jak zmienna ta modyfikuje wpływ pochodzenia społecznego

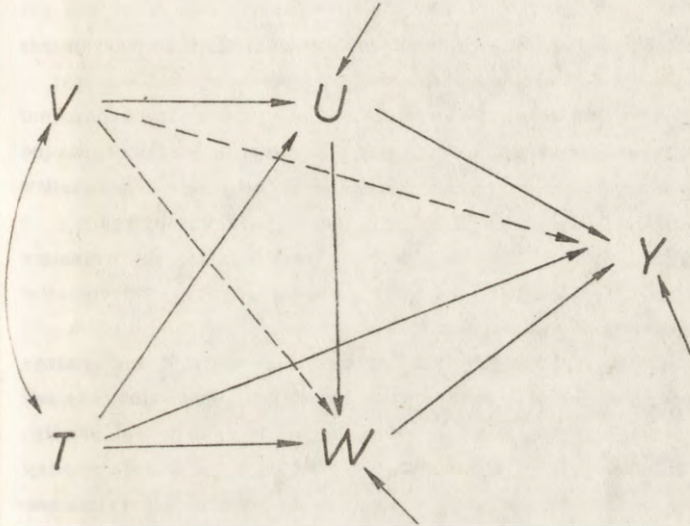
na tę pozycję. Tak więc zadania stawiane przez Durcana przed badaczami ruchliwości społecznej polegają na wy tłumaczeniu całego "socio- ekonomicznego cyklu życia" jednostek. Przykładowo więc, badacze powinni wyjaśnić nie tylko rolę wykształcenia w procesie osiągania pozycji zawodowych, lecz także wskazać na mechanizmy warunkujące związek między pochodzeniem społecznym a wykształceniem. Analiza tego związku wymaga między innymi odpowiedzi na tak centralne pytanie, jak to, czy faktycznie występujące różnice w osiągnięciach edukacyjnych między różnymi klasami społecznymi są wynikiem różnic w wyposażeniu intelektualnym i motywacyjnym ich członków, czy też różnic w ekonomicznych zasobach, ograniczających możliwości inwestycji w naukę dzieci. W pierwszym przypadku związek między pochodzeniem społecznym a osiąganym wykształceniem stanowiłby wyraz działania mechanizmu psychologicznego, w drugim zaś - mechanizmu ekonomicznego.

Na poziomie operacyjnym, analizy tego typu wymagają wyselekcjonowania zbioru odpowiednich zmiennych, ustalenia w obrębie tego zbioru związków przyczynowych pomiędzy poszczególnymi zmiennymi, pomiaru ich wartości i wreszcie - zastosowania takich metod statystycznych, które pozwalają na określenie siły wpływu poszczególnych zmiennych niezależnych na każdą zmienną zależną. Blau i Duncan w pracy The American Occupational Structure zaproponowali podstawowy model procesu osiągnięcia statusu społecznego, w skład którego wchodzi pięć zmiennych: V - wykształcenie ojca, T - zawód ojca, gdy respondent miał 16 lat, U - wykształcenie respondenta, W - pierwszy zawód respondenta, Y - obecny zawód respondenta. W ekspozycji tego modelu nie będziemy zajmować się zagadnieniem pomiaru wyszczególnionych zmiennych. Model ten traktujemy jako strukturalny model zależności przyczynowych; połączenie jego z modelem pomiaru poszczególnych zmiennych i konstrukcję tzw. modelu pełnej informacji przedstawimy w następnej części tego rozdziału.

Strukturalny model zależności przyczynowych przedstawiony jest w postaci diagramu na rysunku III.1. Proste strzałki biegnące od jednej zmiennej do drugiej oznaczają kierunek bezpośredniego wpływu przyczynowego.

Rysunek III.1.

Podstawowy model transmisji pozycji zawodowej według P. Blaua i O. D. Duncana (1967)



- V - wykształcenie ojca,
- T - zawód ojca,
- U - wykształcenie badanego,
- W - pierwszy zawód badanego,
- Y - obecny zawód badanego.

Uwaga: Strzałki przerywane oznaczają wpływy nieistotne i pomijane w analizie ścieżkowej. Jednakże ustalenie wpływów nieistotnych odbywa się poprzez zastosowanie analizy regresji do pełnego modelu a więc łącznie ze strzałkami przerywanymi.

Dwukierunkowa strzałka między V a T zbiorczo opisuje wszystkie źródła korelacji między tymi zmiennymi, wskazując, że wyjaśnienie tejże korelacji nie jest istotne dla problemu opisanego przez model. Zmienne typu T i V są zmiennymi egzogenicznymi, a zmienne typu U, W, Y - zmiennymi endogenicznymi. Strzałki biegnące ku zmiennym U, W i Y spoza systemu sumują wpływy różnych zmiennych nie uwzględnionych explicite w modelu.

Abstrahując chwilowo od problemu kompletności listy zmiennych należy wyraźnie podkreślić, że charakter prezentowanego modelu jest konsekwencją przyjętej teorii stratyfikacji. Różne postaci transmisji statusu postulowane przez model stanowią strukturę, w której reprezentowane są kategorie wymienionych poprzednio mechanizmów transmisji i różne formy wpływu poszczególnych zmiennych na status osiągany przez jednostkę. W takim znaczeniu teoria stawia wymóg, aby właśnie model tego typu mógł być oszacowany w sposób zapewniający ocenę istotności każdego rodzaju wpływu.

Jeżeli weźmiemy pod uwagę fakt, że wszystkie zmienne wprowadzane przez badaczy do modelu są mierzone na skalach interwałowych, to wybór technik regresyjnych jako metod oszacowania modelu jest prawie przesądzony. Duncan i jego współpracownicy na ogół nie stosują analizy regresji w klasycznej formie, a odwołują się do pewnego algorytmicznego ujęcia technik regresyjnych zwanego "analizą ścieżkową". W przypadku modelu typu tutaj prezentowanego daje ona takie same rezultaty, jak klasyczna regresja liniowa. Model odpowiada więc trzem standardowym równaniom regresji liniowej z losowymi zmiennymi wyjaśniającymi, w których kolejno U, W i Y są zmiennymi zależnymi, a zmienne niezależne wybrane są ze zbioru wszystkich zmiennych wcześniejszych w taki sposób, aby do ostatecznego równania weszły tylko zmienne istotne. Model ten można przedstawić za pomocą równań:

$$U = \beta_{uv} V + \beta_{ut} T + a$$

$$W = \beta_{wv} V + \beta_{wt} T + \beta_{wu} U + b$$

$$Y = \beta_{yv} V + \beta_{yt} T + \beta_{yu} U + \beta_{yw} W + c$$

W równaniach tych współczynniki β_{ij} stanowią estymowane parametry, a wielkości a , b , c odpowiadają "błędom", czy "resztom". Jeżeli uznamy, że wszystkie założenia analizy regresyjnej są spełnione przez dane empiryczne, to miarą każdego postulowanego przez model wpływu bezpośredniego będą odpowiednie współczynniki regresji β_{ij} , czy też równoważne im współczynniki ścieżkowe p_{ij} , gdzie i oznacza skutek, a j przyczynę.

Współczynniki ścieżkowe p_{ij} wskazują, że gdy wpływ wszystkich innych zmiennych na X_i jest wyeliminowany, zmiana wartości zmiennej X_j o jedno aktualnie obserwowane odchylenie standardowe powodować będzie zmianę wartości - z odpowiednim znakiem - zmiennej X_i o p_{ij} jej aktualnego odchylenia standardowego. W tym miejscu zrezygnujemy z wykładu analizy ścieżkowej, odsyłając zainteresowanych czytelników do literatury - por. np. Mach, Słomczyński, 1976.

Analiza ścieżkowa sama w sobie pozbawiona jest jakiegokolwiek "mocy teoretycznej", lecz gdy konsekwentnie zostaje użyta w określonym kontekście teoretycznym, staje się płodnym narzędziem interpretacji danych i weryfikacji alternatywnych modeli procesów społecznych. W artykule prezentującym analizę ścieżkową środowisku socjologicznemu Duncan napisał:

"Analiza ścieżkowa skupia się na problemie interpretacji i nie pretenduje do tego, aby być metodą odkrywania przyczyn" /1971, s. 115/.

Gdy analiza ścieżkowa zostaje zastosowana do wyjaśniania procesów ruchliwości społecznej, przedmiotem zainteresowania staje się nie fakt samej zmiany pozycji społecznej, lecz stopień determinacji tejże pozycji. Duncan wskazuje, że pojęcie ruchliwości społecznej - zdefiniowane operacyjnie za pomocą proporcji w odpowiednich klatkach tabeli przedstawiającej zawód syna w zależności od zawodu ojca - nie jest dobrą podstawą do wnioskowania o sztywności systemu stratyfikacyjnego. W takich sytuacjach określenie tej sztywności niewątpliwie zależy od rodzaju i liczby kategorii zawodowych, co przy umownych grupowaniach zawodów wszelkie wnioski na ten temat czyni wątpliwymi.

W świetle powyższych uwag wyjaśnienie ruchliwości społecznej - tak, jak jest ono rozumiane na gruncie przedstawionego podejścia - wymaga wyspecyfikowania związków pomiędzy wieloma zmiennymi oddziałującymi na aktualną pozycję społeczną zajmowaną przez jednostki. Ponieważ stopień jakkolwiek pojętej zależności między statusem ojca i syna jest - ze względów teoretycznych i praktycznych - najlepiej określony za pomocą współczynnika korelacji, w konsekwencji podstawowym celem badań w ramach tego podejścia jest objaśnienie tej właśnie korelacji.

2. Zastosowanie modelu transmisji pozycji zawodowej z wielokrotnym pomiarem zmiennych

W tej części rozdziału przedstawimy estymację parametrów modelu transmisji pozycji zawodowej dla danych uzyskanych w badaniach ogólnopolskich z 1978 roku wśród mężczyzn w wieku 19-65 lat, mieszkańców miast, mających stałe zatrudnienie. W modelu uwzględnimy ten sam zestaw zmiennych, który występuje w modelu "klasycznym": V - wykształcenie ojca; T - zawód ojca, gdy respondent miał 14 lat; U - wykształcenie respondenta przed rozpoczęciem pierwszej pracy; W - pierwszy zawód respondenta; Y - obecny zawód respondenta. Wykształcenie ojca i respondenta /V, U/ jest wyrażone za pomocą dwóch wskaźników: liczby klas szkolnych / v_1, u_1 / oraz rodzaju szkoły / v_2, u_2 /. Natomiast wszystkie zmienne dotyczące zawodu /T, W, Y/ są ujęte za pomocą trzech skal: wymogów kwalifikacyjnych / t_1, w_1, y_1 /, złożoności pracy / t_2, w_2, y_2 / i nagród społeczno-ekonomicznych / t_3, w_3, y_3 /. Uzasadnienie wyboru wskaźników wykształcenia i skal zawodów podane było w rozdziale II.

W tabeli III.1 przedstawiono średnie arytmetyczne, odchylenia standardowe i współczynniki korelacji pozycji zawodowej ojca i respondenta. Zwróćmy uwagę, że na każdej z trzech skal - wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych - obecna pozycja respondenta /Y/ jest znacząco wyższa od jego pozycji na początku kariery /W/ i pozycji ojca /T/. Warto przy tym podkreślić, iż początkowa pozycja

Tabela III, 1

Średnie arytmetyczne, odchylenia standardowe i współczynniki korelacji pozycji zawodowej ojca i respondenta. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Zmienne i skale zawodów	Średnia arytmetyczna	Odchylenie standardowe	Współczynnik korelacji	
			Pierwszy zawód respondenta	Obecny zawód respondenta
A. Wymogi kwalifikacyjne				
Zawód ojca	39,3	18,4	0,259	0,213
Pierwszy zawód respondenta	32,5	19,8	1,000	0,543
Obecny zawód respondenta	43,7	22,3	0,543	1,000
B. Złożoność pracy				
Zawód ojca	41,9	14,0	0,274	0,235
Pierwszy zawód respondenta	40,7	15,8	1,000	0,545
Obecny zawód respondenta	48,4	15,9	0,545	1,000
C. Nagrody społeczno-ekonomiczne				
Zawód ojca	21,0	17,1	0,320	0,272
Pierwszy zawód respondenta	23,2	17,2	1,000	0,592
Obecny zawód respondenta	30,4	20,1	0,592	1,000

respondenta /W/ i pozycja ojca /T/ ma podobne średnie wartości. Tak więc "międzygeneracyjny awans" - mierzony przeciętną różnicą Y i T - jest efektem wzrostu statusu w trakcie kariery zawodowej.

Porównując charakterystyki rozkładów zmiennych Y i T możemy też zaobserwować, iż "międzygeneracyjnemu awansowi" towarzyszy wzrost wariancji obu zmiennych. Niektórzy socjologowie są skłonni interpretować ów wzrost wariancji jako wymuszone przez rozwój ekonomiczny zwiększenie się puli nierówności społecznych w wymiarze zróżnicowania zawodowego /Treiman, Kelly, 1974; Svalastoga, 1965/. Taka interpretacja może być utrzymana, jeśli wariancję traktuje się jako miarę nierówności dystrybucyjnej, co niekiedy ma miejsce w literaturze socjologicznej /Jencks, 1972; Allison, 1978/.

W przypadku każdej z użytych skal, zawód ojca /T/ jest silniej skorelowany z pierwszym zawodem respondenta /W/ niż z zawodem obecnym /Y/. Różnica między wartościami odpowiednich współczynników korelacji nie jest jednak duża: $0,039 \leq r_{tw} - r_{ty} \leq 0,048$, przy $0,259 \leq r_{tw} \leq 0,320$ oraz $0,213 \leq r_{ty} \leq 0,272$. Od wartości współczynników korelacji wyrażających stabilność międzygeneracyjną, r_{tw} i r_{ty} , znacznie wyższe wartości przybierają współczynniki korelacji wyrażające stabilność wewnątrzgeneracyjną: $0,543 \leq r_{wy} \leq 0,592$. Ogólnie rzecz biorąc, taki układ wartości współczynników korelacji jest zgodny z rezultatami badań przeprowadzonych w krajach socjalistycznych /Safar, 1971/ i kapitalistycznych na różnym poziomie rozwoju /Treiman, Kelly, 1974/.

Na osobną uwagę zasługuje korelacja między zawodem ojca /T/ a obecnym zawodem respondenta /Y/, gdyż - jak to już podkreślaliśmy - stanowi ona najbardziej ogólną miarę sztywności systemu stratyfikacyjnego. Wartości tej korelacji - mieszczące się w granicach od 0,213 do 0,272 - nie odbiegają istotnie od tych, które obliczyliśmy dodatkowo dla różnych prób ogólnokrajowych posługując się tymi samymi skalami zawodów, ale agregowanymi do kilku lub kilkunastu kategorii⁴. W obliczeniach wykorzystaliśmy publikowane dane z następujących badań: S. Nowaka /1962/ przeprowadzonych na próbie miejskiej dorosłych mężczyzn; A. Sarapaty /1966/ przeprowadzonych na reprezentatywnej próbie dorosłej ludności

miast i wsi; K. Zagórskiego /1978/ przeprowadzonych na próbie pracujących mężczyzn i kobiet. Ponadto do obliczeń wykorzystaliśmy niepublikowane dane z badań przeprowadzonych w 1975 roku przez Instytut Podstawowych Problemów Marksizmu-Leninizmu na reprezentatywnej próbie mężczyzn². We wszystkich tych przypadkach wartość współczynnika korelacji między zawodem ojca /T/ a obecnym zawodem respondenta /Y/ zawierała się w granicach od 0,209 do 0,313. Biorąc pod uwagę, iż do porównań użyliśmy badań z różnych okresów czasu, niekiedy obejmujących odmienne populacje, a także operujących specyficzną konceptualizacją zmiennych - stopień zgodności wyników z naszymi badaniami trzeba uznać za stosunkowo duży.

Wróćmy do analizy rezultatów naszych badań. W przypadku każdego współczynnika korelacji między pozycjami zawodowymi, r_{tw} , r_{ty} i r_{wy} , obserwujemy pewną zmienność wartości w zależności od użytej skali zawodów. Jest to konsekwencją faktu, iż skale te nie są ze sobą tożsame - mierzą różne aspekty pozycji zawodowej. Istotnie, podane w tabeli III.2 wartości współczynników korelacji między trzema skalami zawodów odbiegają od jedności. Zarówno w przypadku pozycji ojca /T/, jak i obu pozycji respondenta /W, Y/ skala wymogów kwalifikacyjnych jest słabiej skorelowana ze skalą nagród społeczno-zawodowych niż każda z tych dwóch skal ze skalą złożoności pracy.

Również dwa sposoby pomiaru wykształcenia - poprzez liczbę klas szkolnych i poprzez rodzaj ukończonej szkoły - muszą prowadzić do niestabilnych estymacji, jak to pokazano w tabeli III.3, ani dla ojca, ani dla respondenta korelacja między tymi sposobami pomiaru wykształcenia nie jest równa jedności. Stąd estymacje związków między wykształceniem a pozycją zawodową - zawarte w tabeli III.4 - wykazują znaczną zmienność. Przy ustalonej skali zawodów zmienność ta zawarta jest w granicach od 0,002 do 0,028. Gdy jednak uwzględnimy, iż każ-

² Opis próby i niektóre wyniki z tych badań można znaleźć w pracy: M. Alestalo, K. Siomczyński, W. Wesołowski /1978/.

Tabela III.2

Współczynniki korelacji między skalami określającymi pozycję zawodową ojca i respondenta. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Skale zawodów	Zmienne		
	Zawód ojca	Pierwszy zawód respondenta	Obecny zawód respondenta
Wymogi kwalifikacyjne - złożoność pracy	0,878	0,903	0,896
Wymogi kwalifikacyjne - nagrody społeczno-ekonomiczne	0,703	0,882	0,863
Złożoność pracy - nagrody społeczno-ekonomiczne	0,842	0,903	0,901

Tabela III.3

Współczynniki korelacji między różnymi sposobami pomiaru wykształcenia ojca i respondenta. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Sposób pomiaru wykształcenia	Zmienne	
	Wykształcenie ojca	Wykształcenie respondenta
Liczba klas szkolnych - rodzaj ukończonej szkoły	0,878	0,902

Tabela III, 4

Współczynniki korelacji między zmiennymi określającymi wykształcenie ojca i respondenta oraz ich pozycje zawodowe. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Zmienne określające wykształcenie i pozycję zawodową	Zmienne		
	Zawód ojca	Pierwszy zawód respondenta	Obecny zawód respondenta
Wykształcenie ojca			
A. Wymogi kwalifikacyjne			
1. Liczba klas szkolnych	0,463	0,300	0,238
2. Rodzaj ukończonej szkoły	0,465	0,271	0,219
B. Złożoność pracy			
1. Liczba klas szkolnych	0,583	0,311	0,266
2. Rodzaj ukończonej szkoły	0,580	0,274	0,244
C. Nagrody społeczno-ekonomiczne			
1. Liczba klas szkolnych	0,688	0,310	0,281
2. Rodzaj ukończonej szkoły	0,689	0,279	0,258
Wykształcenie respondenta			
A. Wymogi kwalifikacyjne			
1. Liczba klas szkolnych	0,215	0,372	0,484
2. Rodzaj ukończonej szkoły	0,212	0,575	0,477
B. Złożoność pracy			
1. Liczba klas szkolnych	0,268	0,590	0,520
2. Rodzaj ukończonej szkoły	0,259	0,570	0,507
C. Nagrody społeczno-ekonomiczne			
1. Liczba klas szkolnych	0,321	0,596	0,545
2. Rodzaj ukończonej szkoły	0,302	0,624	0,553

dy ze sposobów pomiaru wykształcenia może być skorelowany z różną skalą zawodów, to różnice wartości współczynników korelacji dla tych samych zmiennych globalnych osiągają nawet ponad 0,200. Aby się o tym przekonać, wystarczy porównać wartości współczynników korelacji wykształcenia ojca /V/ i jego zawodu /T/ dla dwóch par pomiarów: /1/ liczby klas szkolnych i skali wymogów kwalifikacyjnych / $r_{v_1, t_1} = 0,463$ / oraz /2/ rodzaju ukończonej szkoły i skali nagród społeczno-ekonomicznych / $r_{v_2, t_2} = 0,689$ /. W innych przypadkach - na przykład współczynnika korelacji zawodu ojca /T/ i wykształcenia respondenta /U/ - różnice między estymowanymi wartościami są też znaczne, niekiedy większe niż 0,100.

Dotychczas przedstawiona niestabilność estymacji wartości współczynników korelacji objawia swoje konsekwencje w niestabilności estymacji parametrów równań strukturalnych modelu transmisji pozycji zawodowej. Tabela III.5 ilustruje, jak w zależności od sposobów pomiaru wykształcenia /V, U/ i skal pozycji zawodowej /T, W, Y/ zmieniają się standaryzowane współczynniki regresji. Badacze posługujący się wybranymi operacjonalizacjami zmiennych mogą dochodzić do odmiennych wniosków na temat wagi poszczególnych czynników w determinacji aktualnej pozycji zawodowej.

Ze względu na niestabilność estymacji parametrów przy pojedynczym pomiarze zmiennych, wydawało się rozsądne włączyć różne sposoby ustalania poziomu wykształcenia i różne skale zawodów do jednego wspólnego modelu, łączącego w sobie część pomiarową i część zależności przyczynowych. Początkowo w części pomiarowej modelu uwzględniliśmy wszystkie wskaźniki: cztery / $v_1, v_2; u_1, u_2$ / odnoszące się do wykształcenia /V, U/ i dziewięć / $t_1, t_2, t_3; w_1, w_2, w_3; y_1, y_2, y_3$ / odnoszących się do pozycji zawodowych /T, W, Y/. Stosując przyjęte przez LISREL kryteria oceny przystawalności zakładanej struktury parametrów do danych, należało odrzucić hipotezę, iż zmienne V, U, T, W, Y można traktować jako poprawnie wskaźnikowane odróżnialne czynniki. Jednakże zastosowanie programu LISREL okazało się pomocne przy ocenie źródła błędu pomiarowej części modelu. Źródłem tym jest

Tabela III, 5

Standaryzowane współczynniki regresji modelu transmisji pozycji zawodowej. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Zmienne niezależne i użyte skale	Zmienne zależne		
	Wykształceni- nie respon- denta	Pierwszy zawód res- pondenta	Obecny zawód res- pondenta
A.1. Wymogi kwalifikacyjne i liczba klas szkolnych			
Wykształcenie ojca	0,367	0,034	-0,003
Zawód ojca	0,046	0,129	0,060
Wykształcenie respondenta	-	0,531	0,253
Pierwszy zawód respondenta	-	-	0,383
R^2	0,152	0,348	0,343
A.2. Wymogi kwalifikacyjne i rodzaj ukończonej szkoły			
Wykształcenie ojca	0,294	0,034	0,007
Zawód ojca	0,075	0,130	0,058
Wykształcenie respondenta	-	0,536	0,240
Pierwszy zawód respondenta	-	-	0,388
R^2	0,113	0,351	0,339
B.1. Złożoność pracy i liczba klas szkolnych			
Wykształcenie ojca	0,351	0,037	0,010
Zawód ojca	0,063	0,106	0,054
Wykształcenie respondenta	-	0,547	0,293
Pierwszy zawód respondenta	-	-	0,355
R^2	0,153	0,363	0,361
B.2. Złożoność pracy i rodzaj ukończonej szkoły			
Wykształcenie ojca	0,270	0,030	0,024
Zawód ojca	0,102	0,120	0,049
Wykształcenie respondenta	-	0,529	0,277
Pierwszy zawód respondenta	-	-	0,367
R^2	0,115	0,349	0,359

Standaryzowane współczynniki regresji modelu transmisji pozycji zawodowej. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Zmienne niezależne i użyte skale	Zmienne zależne		
	Wykształce- nie respon- denta	Pierwszy zawód res- pondenta	Obecny zawód res- pondenta
C. . Nagrody społeczno-ekonomiczne i liczba klas szkolnych			
Wykształcenie ojca	0,317	-0,003	0,019
Zawód ojca	0,103	0,145	0,038
Wykształcenie respondenta	-	0,551	0,284
Pierwszy zawód respon- denta	-	-	0,404
R^2	0,156	0,374	0,410
C.2. Nagrody społeczno-ekonomiczne i rodzaj ukończonej szkoły			
Wykształcenie ojca	0,230	-0,016	0,025
Zawód ojca	0,148	0,155	0,043
Wykształcenie respondenta	-	0,582	0,288
Pierwszy zawód respondenta	-	-	0,392
R^2	0,120	0,408	0,409

podwójny pomiar każdej ze zmiennych wykształcenia, gdyż wprowadza zbyt dużo informacji redundantnej, prowadząc do tzw. "nadwyjaśnienia" /problem Heywooda/ spowodowanego współliniowością związków zmiennych. "Nadwyjaśnienie" to ma miejsce wtedy, gdy wartość współczynnika λ /ładunek czynnikowy/ jest - w standardowej formie - większa od jednostki. Z takim "nadwyjaśnieniem" mieliśmy do czynienia w przypadku wskaźników obu zmiennych - V i U.

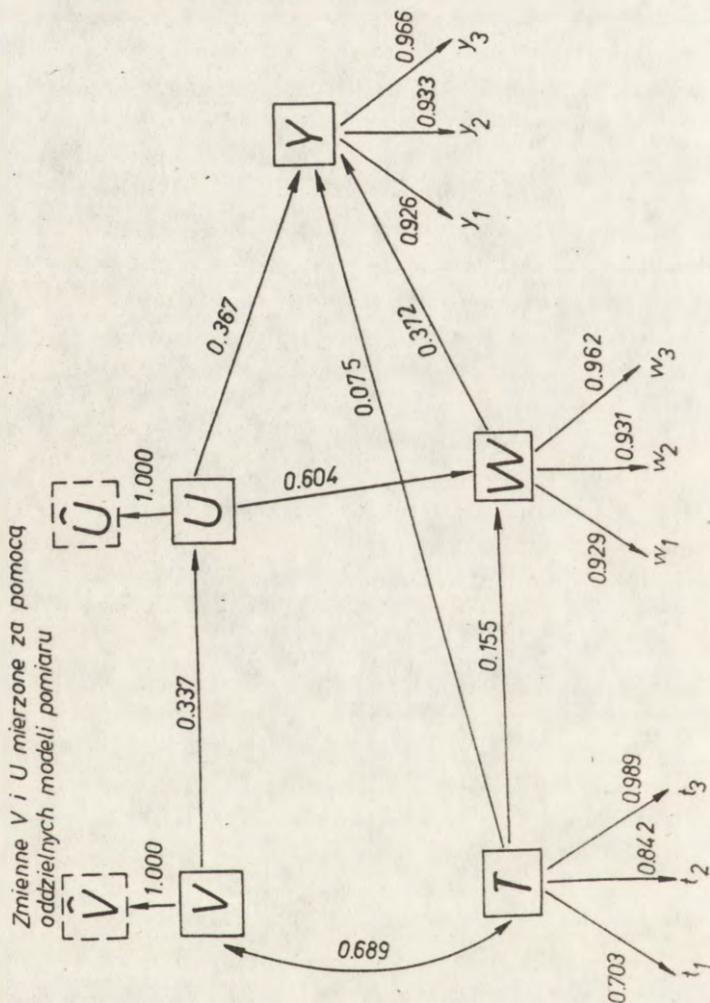
Ten negatywny wynik nie oznacza jednak, że pomiar wykształcenia za pomocą liczby lat nauki i rodzaju ukończonej szkoły jest pozbawiony sensu. Jednakże dwukrotny pomiar zmiennych edukacyjnych /V,U/ powinien być wprowadzony do modelu w inny sposób. Można na przykład przyjąć, iż v_1 i v_2 są wskaźnikami zmiennej pośredniej, oznaczonej tu jako \hat{V} , a ta nowa zmienna jest z kolei wskaźnikiem V; analogicznie dla u_1 , u_2 , \hat{U} i U. Wskaźniki \hat{V} , \hat{U} , zawierają podwójny pomiar wykształcenia, który jest w modelu uwzględniony pośrednio.

Na rysunku III.2 przedstawiliśmy ostateczną wersję modelu, a więc zawierającą część pomiarową i część opisującą zależności przyczynowe. Część pomiarowa dla zmiennych endogenicznych może być wyrażona następująco:

$$\begin{pmatrix} \hat{U} \\ x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda^* & 0 & 0 \\ 0 & \lambda^* & 0 \\ 0 & \lambda & 0 \\ 0 & \lambda & 0 \\ 0 & 0 & \lambda^* \\ 0 & 0 & \lambda \\ 0 & 0 & \lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} U \\ X \\ Y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_u \\ \epsilon_{x_1} \\ \epsilon_{x_2} \\ \epsilon_{x_3} \\ \epsilon_{y_1} \\ \epsilon_{y_2} \\ \epsilon_{y_3} \end{pmatrix}$$

gdzie U i małe litery z łacińskimi subskryptami są wskaźnikami, λ - ładunkami czynnikowymi, a ϵ - "błędami" pomiaru, czyli wartościami residualnymi. Gwiazdka przy oznaczeniu λ , (λ^*), wskazuje, iż dany ładunek czynnikowy jest ładunkiem odniesienia, a więc standaryzującym

Estymacja parametrów podstawowego modelu transmisji pozycji zawodowej. Próba ogólnopolska, 1978 r.



Oznaczenia: V - wykształcenie ojca, T - zawód ojca, U - wykształcenie badanego, gdy rozpoczął pierwszą pracę, W - pierwszy zawód badanego, Y - obecny zawód badanego. Subskrypty przy wskaźnikach t, w, y : 1 - pozycja na skali wymogów kwalifikacyjnych, 2 - pozycja na skali złożoności pracy, 3 - pozycja na skali nagród społeczno-ekonomicznych.

inne ładunki danego konstruktów. W przypadku U założyliśmy doskonałość pomiaru, czyli wartość równą 1,0.

Model pomiaru zmiennych egzogenicznych można wyrazić w sposób następujący:

$$\begin{pmatrix} \hat{V} \\ t_1 \\ t_2 \\ t_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda^* & 0 \\ 0 & \lambda^* \\ 0 & \lambda \\ 0 & \lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} V \\ T \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \zeta_v \\ \zeta_{t_1} \\ \zeta_{t_2} \\ \zeta_{t_3} \end{pmatrix}$$

W macierzowym zapisie, związki między zmiennymi endogenicznymi β można wyrazić jako zależne od wpływu zmiennych egzogenicznych na zmienne endogeniczne γ :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \beta_{wu} & 1 & 0 \\ \beta_{y_u} & \beta_{yw} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} U \\ W \\ Y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{uv} & 0 \\ 0 & \gamma_{wt} \\ 0 & \gamma_{yt} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} V \\ T \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \zeta_u \\ \zeta_w \\ \zeta_y \end{pmatrix}$$

W modelu przyjęliśmy, iż wykształcenie respondenta U wpływa na jego pierwszą W i obecną Y pozycję zawodową oraz że pozycja zawodowa W wpływa na pozycję zawodową Y . Następnie założyliśmy, iż wykształcenie ojca V wpływa na wykształcenie respondenta U , oraz że pozycja zawodowa ojca T wpływa na obie pozycje zawodowe syna W, Y . Takie założenia są zgodne z podstawowym modelem transmisji pozycji zawodowej sformułowanym przez Blaua-Duncana, a omówionym w poprzedniej części tego rozdziału. Brak wpływów przyczynowych wykształcenia ojca V na obie pozycje zawodowe syna W, Y będzie omówiony przy interpretacji wyników tego modelu wraz z dyskusją konsekwencji osłabiania takich założeń.

Analizując dane dotyczące pomiarowej części modelu przede wszystkim trzeba podkreślić, iż współczynniki λ są bardzo wysokie

Tabela III.6

Współczynniki korelacji między konstruktami podstawowego modelu transmisji pozycji zawodowej. Próba ogólnopolska, 1978 r.

	V	T	U	W	Y
Wykształcenie ojca /V/	1,000	0,689	0,337	0,310	0,263
Zawód ojca /T/		1,000	0,232	0,295	0,229
Wykształcenie respondenta /U/			1,000	0,640	0,613
Pierwszy zawód respondenta /W/				1,000	0,617
Obecny zawód respondenta /Y/					1,000

$/0,703 \leq \lambda \leq 0,989/$, co dowodzi, iż użyte skale są dobrymi wskaźnikami zmiennych pozycji zawodowej zarówno w przypadku respondenta, jak i jego ojca. We wszystkich przypadkach skala nagród społeczno-ekonomicznych jest najlepszym pojedynczym wskaźnikiem, a skala wymogów kwalifikacyjnych - najgorszym. Dodać do tego możemy, że dopuszczenie korelacji między wartościami residualnymi skal zawodów w pewnym stopniu modyfikuje wartości λ , przyczyniając się do tego, iż wartość dla skali nagród społeczno-ekonomicznych rośnie, a dla skali wymogów kwalifikacyjnych maleje.

Nim przejdziemy do omówienia siły związków netto między zmiennymi V, T, U, W i Y, obrazowanej na rys. III.2 przez wartość współczynników β i γ nad odpowiednimi strzałkami, warto przyjrzeć się macierzy całkowitej korelacji między konstruktami. Macierz ta zawarta jest w tabeli III.6. Dwie ogólne prawidłowości zasługują na uwagę.

Po pierwsze, wartości współczynników korelacji między zmiennymi endogenicznymi /U, W, Y/ oraz między zmiennymi egzogenicznymi /V, T/ są względnie wyrównane i na wysokim poziomie: od 0,613 do 0,689. Po drugie, wartości współczynników korelacji między zmiennymi egzogenicznymi /V, T/ a zmiennymi endogenicznymi /U, W, Y/, aczkolwiek również względnie wyrównane, są znacznie słabsze: od 0,229 do 0,337.

Niektóre wartości tych współczynników - dające charakterystykę siły związku brutto - będziemy porównywać z wartościami współczynników β i γ . W szczególności, postąpimy tak w przypadku współczynnika korelacji między pozycją zawodową ojca /T/ a obecną pozycją syna /Y/. Jak już wskazywaliśmy, wartość tego współczynnika traktowana jest jako globalny wskaźnik dziedziczności pozycji zawodowej.

W naszych badaniach wartość współczynnika korelacji między pozycją zawodową ojca /T/ i syna /Y/ jest niska $/r_{ty} = 0,229/$ i oznacza, iż obie zmienne mają jedynie nieco ponad 5% wspólnej wariancji. Jak widać na rys. III.2, bezpośredni związek tych zmiennych redukuje się znacznie $/\beta_{yt} = 0,075/$, o około 33%. Ponieważ związek pośredni stanowi około 45% całej korelacji, na zależności pozorne przypada 22%.

Nie oznacza to jednak, że kariera zawodowa jednostki nie jest w sposób znaczący determinowana przez zmienne pochodzenia społecznego. Zwróćmy uwagę, że nie tylko wykształcenie ojca /V/ wpływa istotnie na wykształcenie respondenta /U/, ale i pozycja zawodowa ojca /T/ na pierwszą pozycję respondenta /W/. Te dwie wielkości $r_{UV} = 0,337$ i $r_{WT} = 0,155$ / wskazują, iż szanse życiowe w progu kariery są wyraźnie społecznie zróżnicowane. Na dalszych etapach kariery determinacja tych czynników przypisanych maleje. Możemy dodać, iż jeżeli osłabimy założenia modelu i dopuścimy wpływ wykształcenia ojca na obecną pozycję zawodową respondenta, to współczynniki χ^2 przybierają wartości nieistotne statystycznie /przy $p < 0,05$ / i dopasowanie modelu do danych jest gorsze. Przy stosunkowo niskiej wartości współczynnika χ^2 dla wpływu zawodu ojca na obecny zawód respondenta wniosek o malejącym wpływie czynników przypisania w trakcie kariery jest tym bardziej uprawniony.

W korelacji całkowitej między wykształceniem respondenta a jego pierwszą pozycją zawodową $r_{UW} = 0,640$ / efekt przyczynowy zdecydowanie dominuje $\beta_{WU} = 0,604$ /; stanowi ponad 90%. Obie te zmienne z początku kariery mają podobny wpływ na dalszy jej przebieg. Korelacje całkowite między wykształceniem i pozycją zawodową z okresu pierwszej pracy z jednej strony a pozycją obecną z drugiej są zbliżone $0,613 \leq r \leq 0,617$ / i w mniej więcej tym samym stopniu wypełnione bezpośrednimi związkami przyczynowymi $\beta_{YU} = 0,367$ i $\beta_{YW} = 0,370$ /. Ogólnie więc, nie tylko wpływy pochodzenia społecznego na obecną pozycję zawodową są słabe, ale jeszcze niwelowane poprzez względną moc determinacyjną zmiennych określających początek kariery zawodowej.

3. Rozszerzenia podstawowego modelu transmisji pozycji zawodowej

Krytycy podstawowego modelu transmisji pozycji zawodowej zwracali uwagę, iż niektóre założenia modelu są wadliwe, oraz że pominięto pewne ważne zmienne. W szczególności zastrzeżenia budziło założenie, iż wykształcenie ustalone jako najwyższe osiągnięte przez daną osobę

traktowano jako determinantę pozycji zawodowej w czasie pierwszej pracy; wskazywano, iż wykształcenie powinno być ustalane dla dwóch punktów czasowych: /1/ przed lub w czasie pierwszej pracy, oraz /2/ przed lub w czasie obecnej pracy. Dodatkowo postulowano włączenie innych zmiennych charakteryzujących pochodzenie społeczne takich, jak wielkość i typ rodziny, w której respondent wychował się, czy rodzaj miejscowości, w której chodził do szkoły. Zmienne takie zostały szybko inkorporowane do modelu podstawowego przez jego twórców /Duncan, Featherman, Duncan, 1972/. Obecnie model transmisji pozycji zawodowej zwykle uwzględnia znacznie szerszą listę zmiennych niż ta, której P. Blau i O. D. Duncan /1967/ użyli inicjując tego rodzaju podejście.

Planując badania i analizy byliśmy świadomi konieczności wzięcia pod uwagę nie tylko zmiennych modelu podstawowego, ale i zmiennych dodatkowych. W szczególności oczywiste wydawało się, iż należy wyraźnie oddzielić pomiar wykształcenia przed pierwszą pracą od pomiaru wykształcenia aktualnego. W Polsce dwukrotny pomiar wykształcenia wszedł do praktyki badawczej przy konstrukcji tego rodzaju modeli /por. np. Pohoski, 1979/; jest to naturalne wobec znacznej proporcji osób zdobywających wykształcenie w trakcie kariery zawodowej /Zagórski, 1976/. W dalszej analizie obecne wykształcenie respondenta - oznaczane jako E - będzie wyrażone poprzez syntetyczny indeks skonstruowany na podstawie czterech wskaźników z wagami wynikającymi z modelu pomiaru przedstawionego w rozdziale II /por. rys. II.3/.

Ze zmiennych charakteryzujących czynniki przypisane uwzględniliśmy wielkość miejscowości, w której respondent wychowywał się do 14 roku życia. Zmienna ta - oznaczona dalej jako R - wyraża stopień zurbanizowania ośrodka, w którym następowała socjalizacja badanego. Ponadto wzięliśmy pod uwagę wiek respondenta, określony przez liczbę ukończonych lat; zmienną tę będziemy oznaczać przez A. Chociaż w różnych szczegółowych analizach uwzględniliśmy też inne zmienne dodatkowe, na razie do modelu włączyliśmy tylko te trzy: E, R i A. Model z tymi zmiennymi został rozwiązany przy pomocy programu LISREL.

W modelu przedstawionym na rys. III.3, zakładaliśmy, iż wszystkie wartości residualne zmiennych, a także wskaźników nie są ze sobą skorelowane. Uzupełnieniem rys. III.3 jest tabela III.7, w której podano wartości współczynników korelacji dla nowych zmiennych. Model względnie dobrze przystaje do danych: $\chi^2 = 189,6$ przy 28 stopniach swobody.

Zastosowanie przedstawionej reprezentacji związków w programie LISREL doprowadziło do estymacji tylko tych wartości współczynników β i β^* , które są statystycznie istotne - przy $p < 0,05$. Na rys. III.3 wartości te są zróżnicowane. Główne rezultaty zawarte w układzie tych wartości można przedstawić w czterech punktach:

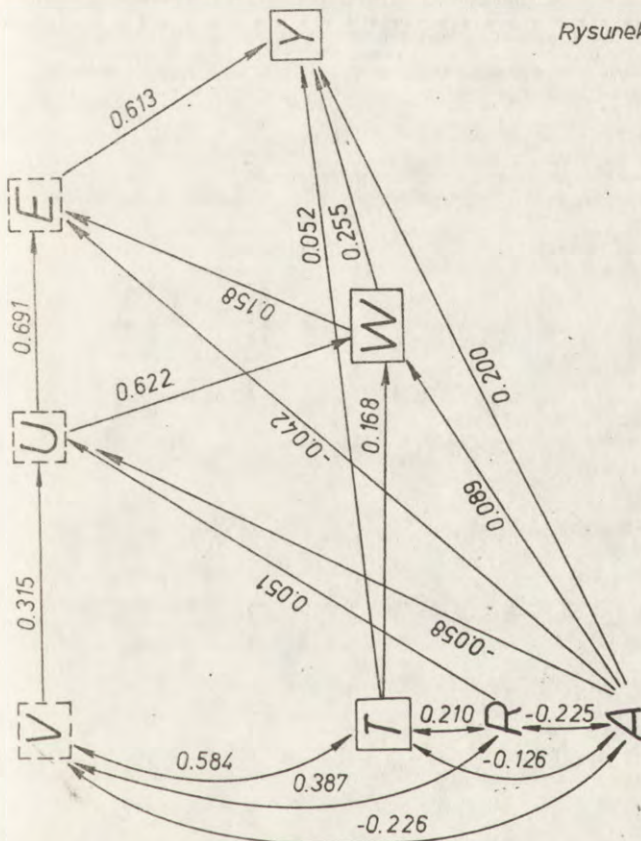
1. Oddziaływanie "początkowego" wykształcenia /U/ jest silne zarówno wobec pozycji zawodowej w czasie pierwszej pracy /W/, jak i wobec późniejszego wykształcenia /E/. Z kolei, późniejsze wykształcenie /E/ wpływa na obecną pozycję zawodową /Y/ mniej więcej w tym samym stopniu, co "początkowe" wykształcenie /U/ na pozycję zawodową w czasie pierwszej pracy /W/. Są to najsilniejsze związki w modelu, dla których odpowiednie współczynniki β zawierają się w granicach od 0,613 do 0,691.

2. Pozycja zawodowa w czasie pierwszej pracy /W/ oddziałuje silniej na obecną pozycję /Y/ niż na obecne wykształcenie /E/. Związki te - w granicach od 0,158 do 0,255 - są na tyle słabe, iż możemy mówić o stosunkowo małej roli pozycji początkowej dla przebiegu dalszej kariery. W porównaniu z podstawowym modelem /por. rys. III.2/ nastąpiła wyraźna redukcja stabilności zawodowej. Stało się to na skutek wprowadzenia do nowego modelu pomiaru wykształcenia w drugim punkcie czasowym.

3. Ze zmiennych charakteryzujących położenie społeczne ojca, jego wykształcenie /V/ ma dla całego procesu opisywanego przez model większe znaczenie niż jego pozycja zawodowa /T/. Znaczenie to polega na determinacji "początkowego" wykształcenia syna, wyrażającej się przez $\beta_{uv} = 0,315$. Trzeba podkreślić, iż oba współczynniki "dziedziczności" pozycji zawodowej, β_{wt} i β_{yt} , są niskie. W szczególności, zależność między pozycją zawodową ojca /T/ a obecną pozycją zawodową respondenta /Y/, wynosząca $\beta_{yt} = 0,052$, jest nieistotna statystycznie,

Estymacja parametrów rozszerzonego modelu transmisji pozycji zawodowej. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Rysunek III.3.



Wartości wszystkich współczynników istotne przy $p < 0.05$.

Oznaczenia: V - wykształcenie ojca, T - zawód ojca, U - wykształcenie badanego, gdy rozpoczął pierwszą pracę, W - pierwszy zawód badanego, E - aktualne wykształcenie badanego, Y - obecny zawód badanego, R - stopień urbanizacji miejscowości, w której respondent wychował się, A - wiek badanego.

Uwaga: zmienne nieobserwowalne (T, W, Y, V, U, E) mierzone są za pomocą kilku wskaźników w tym modelu (T, W, Y) lub w osobnych modelach pomiarowych (V, U, E); zmienne R i A są zmiennymi obserwowalnymi.

Współczynniki korelacji między aktualnym poziomem wykształcenia, stopniem urbanizacji miejsca wychowania i wiekiem a zmiennymi podstawowego modelu transmisji pozycji zawodowej. Próba ogólnopolska, 1978 r.

Zmienne podstawowego modelu transmisji pozycji zawodowej	Aktualne wykształcenie	Poziom urbanizacji	Wiek
	E	R	A
Wykształcenie ojca /V/	0,288	0,387	- 0,226
Zawód ojca /T/	0,185	0,210	- 0,126
Wykształcenie respondenta /U/	0,882	0,160	- 0,135
Pierwszy zawód respondenta /W/	0,603	0,109	- 0,015
Obecny zawód respondenta /Y/	0,740	0,068	0,111

jeśli podnieść kryterium z $p < 0,05$ do $p < 0,01$.

4. Przyjeliśmy, że zmienna charakteryzująca stopień urbanizacji miejscowości, w której respondent wychował się /R/ oddziałuje tylko na jego wykształcenie przed pierwszą pracą /U/; oddziaływanie to jest słabe / $\beta_{ur} = 0,051$ /. Wpływ wieku /A/ na zmienne endogeniczne idzie w dwóch kierunkach: czym dana osoba jest starsza, tym /a/ relatywnie niższe jest jej wykształcenie /U,E/ oraz /b/ relatywnie wyższa jest jej pozycja zawodowa /W, Y/. Szczególnie silne jest oddziaływanie wieku na obecną pozycję zawodową / $\beta_{ya} = 0,200$ /. W każdym razie jest ono silniejsze niż wpływ pozycji ojca /T/ na pozycję syna /Y/.

Przedstawione zależności są stabilne, jeśli do analizy wprowadzić jeszcze inne zmienne. W dalszych próbach modyfikacji modelu uwzględnialiśmy liczbę posiadanych przez respondenta dzieci, wykształcenie jego żony, czy przynależność partyjną. Jeśli zmienne te były włączone do modelu we właściwym układzie przyczynowo-skutkowym, ich bezpośredni wpływ na pozycję zawodową okazywał się nieistotny statystycznie /przy $p < 0,05$ /. Jednakże na jedną z innych dodatkowych zmiennych zwróciliśmy szczególną uwagę; zmienną tą są zdolności intelektualne.

4. Zależności dwustronne między wykształceniem i zdolnościami intelektualnymi w procesie osiągania pozycji zawodowej

W naszych badaniach /Janicka, Koralewicz-Zębik, Słomczyński, 1978/ postanowiliśmy zająć się tym aspektem inteligencji, który w literaturze nazywany jest elastycznością intelektualną /Witkin, 1962/; w konstrukcji indeksu tego zjawiska w zasadzie powtórzyliśmy procedurę stosowaną przez M.Kohna i C. Schoolera /1978/. Autorzy ci procedurę tę opisali następująco:

"Nasz indeks elastyczności intelektualnej ma odzwierciedlać aktualne zachowania intelektualne jednostki w sytuacji wywiadu. [W] wybraliśmy zróżnicowane wskaźniki - reakcje respondentów na proste lecz przekonujące problemy poznawcze dotyczące dobrze znanych spraw, rezultaty otrzymane w testach percepcyjnych i projekcyjnych, ich tendencję do potakiwania w odpowiedziach typu »zgadzam się - nie zgadzam się« oraz wrażenie, jakie ci respondenci wywoływali na

ankieterach w ciągu długiego wywiadu, który wymagał sporo myślenia i refleksji. Żaden z tych wskaźników nie może być przyjęty jako całkowicie trafny; jednakże z pewnością zakładamy, iż wszystkie te wskaźniki razem wzięte w dużym stopniu odzwierciedlają elastyczność jednostki w próbie radzenia sobie z intelektualnymi wymogami skomplikowanej sytuacji" /Kohn, Schooler, 1978, s. 38/.

W badaniach amerykańskich zastosowano w sumie siedem wskaźników elastyczności intelektualnej. Użyliśmy tych samych wskaźników, z drobnymi, lecz koniecznymi modyfikacjami niektórych z nich. Przede wszystkim trzeba podkreślić, że informacje, które można było uzyskać poprzez pytania kwestionariuszowe, zostały zebrane od wszystkich respondentów wchodzących w skład próby /N=1557/. Jednakże dwa testy psychologiczne - "Rysunek postaci" oraz "Dopasowywanie figur" - zastosowano jedynie wśród osób z losowej podpróby /N=400/, gdyż testy te wymagały zbyt dużych nakładów finansowych i organizacyjnych. Projekcyjny test "Rysunek postaci", znany w literaturze jako "Draw-a-Person Test" /Witkin, 1962/ jest zadaniem na wykonanie przez badanego rysunku dowolnej postaci ludzkiej. Drugi test - "Dopasowywanie figur" - występuje w literaturze pod nazwą "Embedded Figures Test" /Witkin, 1962/ i jest używany w psychologii do diagnozy pewnych zdolności geometrycznych.

Biorąc pod uwagę zarówno odpowiedzi na pytania kwestionariusza, jak i rozwiązania zadań testowych wyróżniono dwa wymiary elastyczności intelektualnej: percepcyjny i ideacyjny /Janicka, Słomczyński, 1982/. Stwierdzono przy tym względnie wysoką korelację stopnia ideacyjnej elastyczności umysłowej z poziomem wykształcenia. Powstaje pytanie, w jakim stopniu pozycja zawodowa jest niezależnie warunkowana tym rodzajem zdolności intelektualnych, a w jakim - wykształceniem. Aby poprawnie odpowiedzieć na to pytanie, trzeba przyjąć możliwość dwustronnego oddziaływania obu zmiennych objaśniających. W rzeczywistości bowiem poziom wykształcenia i poziom zdolności intelektualnych pozostają w dodatnim sprzężeniu zwrotnym.

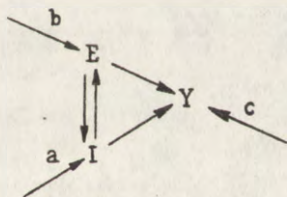
Model, który opracowaliśmy dla danych z 1978 r. uwzględnia następujące zmienne:

Y - pozycja zawodowa w czasie badania;

- E - wykształcenie w czasie badania;
 I - zdolności intelektualne w czasie badania;
 U - wykształcenie przed rozpoczęciem pierwszej pracy;
 T - zawód ojca, gdy respondent miał 14 lat;
 R - miejsce wychowania - do 14 roku życia - na skali urbanizacji.

Trzy pierwsze zmienne są zmiennymi endogenicznymi. Pozycja zawodowa Y jest mierzona poprzez skale zawodów i wymogów kwalifikacyjnych $/y_1/$, złożoności pracy $/y_2/$ i nagród społeczno-ekonomicznych $/y_3/$. Wykształcenie w czasie badania, E, zostało potraktowane jako zmienna syntetyczna, według modelu pomiaru z rozdziału II /por. rys. II.3/. Podobnie, dla zdolności intelektualnych skorzystaliśmy z indeksu ideacyjnej elastyczności umysłowej, skonstruowanego na podstawie pięciu wskaźników z odpowiednimi wagami /Janicka, Słomczyński, 1982/. Tak więc, spośród zmiennych endogenicznych jedna /Y/ jest bezpośrednio wskaźnikowana, a inne /E, I/ - pośrednio.

Między zmiennymi endogenicznymi zakładamy następujące związki:



gdzie strzałki między zmiennymi oznaczają kierunki wpływów, zaś strzałki a, b, c - wartości residualne.

Estymacja wpływów poszczególnych zmiennych w takim układzie związków nie jest możliwa; układ taki jest klasycznym przykładem układu nieidentyfikowalnego. Jednakże wprowadzenie zmiennych egzogenicznych może dostarczyć instrumentów identyfikacyjnych, o ile wzór wpływów tych zmiennych będzie posiadał szczególne własności. Własności te omówione są w standardowych podręcznikach z zakresu metod równań strukturalnych /Duncan, 1975; Goldberger, 1973; Johnston, 1976/.

Przyjmijmy, że zmienne egzogeniczne U, T, R - wskazujące kolumny - wtedy oddziałują na zmienne endogeniczne E, I, Y - wskazujące wiersze - gdy na przecięciu kolumny i wiersza znajduje się 1. Wówczas nasze założenia o związkach zmiennych egzogenicznych ze zmiennymi endogenicznymi można odwzorować następującą macierzą:

	U	T	R
E	1	0	0
I	0	1	1
Y	0	1	0

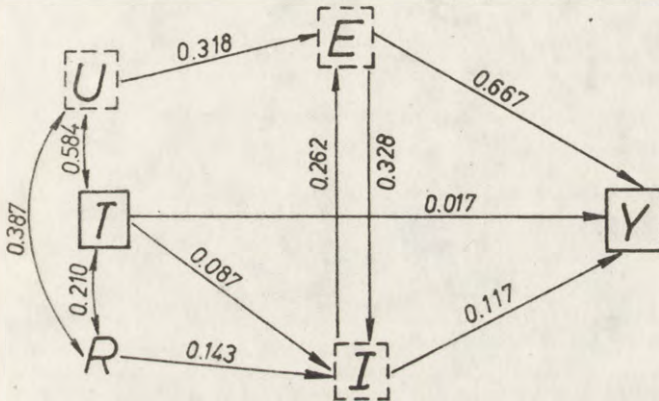
Próbowaliśmy też testować hipotezy o innych wzorach oddziaływań, ale ten wzór okazał się najwłaściwszy - przynajmniej gdy za kryterium wziąć dopasowanie modelu do danych. Ostatecznie model przyjął taką postać, jak przedstawiono na rys. III.4. Na rysunku tym podane są wartości wszystkich ważniejszych estymowanych współczynników. Uzupełnieniem do niego jest tabela III.8, w której podano wartości współczynników korelacji wszystkich zmiennych z I. Ogólnie, model względnie dobrze "pasuje" do danych: $\chi^2 = 66,3$ przy 28 stopniach swobody.

Według naszego modelu wzajemne wpływy zmiennych E i I okazały się raczej zrównoważone, z lekką przewagą wpływu E na I $|\beta_{ie}| = 0,328$ oraz $\beta_{ei} = 0,262/$. Aczkolwiek korelacja zdolności intelektualnych I z pozycją zawodową Y jest względnie wysoka $|r_{iy}| = 0,503/$, to siła "czystego" związku tych zmiennych ulega znacznej redukcji $|\beta_{yi}| = 0,117/$. O wiele mniejszej redukcji ulega związek między wykształceniem E a pozycją zawodową Y: korelacja między tymi zmiennymi wynosi $r_{ey} = 0,737$, a wpływ netto wykształcenia - $\beta_{ye} = 0,667$.

Tak więc, dane tego modelu potwierdzają to, iż wykształcenie - przy kontroli innych zmiennych - jest bardzo silną determinantą pozycji zawodowej. Dodać możemy, iż gdy rozbudowywaliśmy omawiany tu model przez wprowadzenie nowych zmiennych - w szczególności wieku, wykształcenia ojca, stanu rodziny - dalsza redukcja wpływu wykształcenia prawie nie następowała. Trzeba natomiast podkreślić, że przedstawiony tu model

Rysunek III.4.

Estymacja parametrów modelu wpływu zdolności intelektualnych i wykształcenia na pozycję zawodową. Próba ogólnopolska, 1978 r.



Oznaczenia: T - pozycja zawodowa ojca, U - wykształcenie respondenta, gdy rozpoczął pierwszą pracę, R - stopień urbanizacji miejscowości, w której respondent wychował się, E - aktualne wykształcenie respondenta, I - poziom zdolności intelektualnych respondenta, Y - pozycja zawodowa respondenta.

Uwaga: zmienne nieobserwowalne (T, Y, U, E, I) mierzone są za pomocą kilku wskaźników w tym modelu (T, Y) lub w osobnych modelach pomiarowych (U, E, I); zmienna R jest zmienną obserwowalną. Z wyjątkiem współczynnika $\gamma_{YT} = 0.017$, wszystkie współczynniki γ i β są istotne przy $p < 0.05$.

Współczynniki korelacji między zdolnościami intelektualnymi a zmiennymi uwzględnionymi w modelu przedstawionym na rysunku III.4. Próba ogólnopolska, 1978 r.

	Zdolności intelektualne
	I
Zawód ojca	
T	0,195
Wykształcenie przed pierwszą pracą	
U	0,230
Stopień urbanizacji miejsca wychowania	
R	0,222
Aktualne wykształcenie	
E	0,575
Obecny zawód	
Y	0,503

zdecydowanie zaniża stabilizację wykształcenia w czasie, a więc związek między zmiennymi U i E; estymowana w modelu wartość współczynnika /por. rys.III.4, $\tilde{\gamma}_{EU} = 0,318/$ jest przeszło dwukrotnie niższa niż wartość współczynnika w bardziej rozbudowanym modelu /por. rys. III.3, $\beta_{EU} = 0,691/$. Wprowadzenie do modelu przedstawionego na rys. III.4 dodatkowych zmiennych podnosi wartość współczynnika β_{EU} , ale nie zmienia wartości innych współczynników.

Niezależnie od dokonywanych modyfikacji modelu "czysty" wpływ pozycji zawodowej ojca na pozycję zawodową respondenta Y pozostaje bardzo słaby i nieistotny statystycznie przy $p < 0,05$; "czysty" wpływ tej samej zmiennej T na zdolności intelektualne syna I, chociaż niewielki / $\beta_{it} = 0,087/$, pozostaje istotny i stabilny. Ogólnie jednak siła bezpośredniego i pośredniego oddziaływania pozycji ojca T na pozycję syna Y nie jest duża.

W socjologii i psychologii, zainteresowania rolą zdolności intelektualnych w procesie ruchliwości społecznej doprowadziły do szeregu studiów empirycznych w różnych krajach; znaczna część tych badań jest obszernie omówiona przez A. Klarkowskiego /1981/. Niektóre z ostatnio publikowanych prac uwzględniały podobny zestaw zmiennych do naszego. Są to w szczególności prace Jencksa /1972/ w Stanach Zjednoczonych oraz G. Psacharopulosa /1977/ w Wielkiej Brytanii. W obu przypadkach badania dotyczą dorosłych mężczyzn, próby mają charakter ogólnonarodowy, a pomiar pozycji zawodowej został dokonany na skali społeczno-ekonomicznej lub ekwiwalentnej.

Zestawienie wartości współczynników mierzących "czysty" efekt pozycji zawodowej ojca T, zdolności intelektualnych I oraz wykształcenia respondenta E na jego pozycję zawodową Y dla najbardziej porównywalnych modeli równań strukturalnych modeli równań strukturalnych przedstawia się następująco:

Polska:	$Y = 0,017 T + 0,117 I + 0,667 E$
Stany Zjednoczone AP:	$Y = 0,157 T + 0,099 I + 0,504 E$
Wielka Brytania:	$Y = 0,124 T + 0,191 I + 0,325 E$

We wszystkich trzech krajach wpływ wykształcenia E na pozycję zawodową Y jest zdecydowanie najwyższy, chociaż różnice między krajami są znaczne; wartość odpowiedniego współczynnika w tych równaniach jest największa dla Polski, a najmniejsza dla Wielkiej Brytanii, przy różnicy 0,342. W obu tych krajach rola zdolności intelektualnych I w osiągnięciu pozycji zawodowej Y jest większa niż rola zmiennej przypisanej - statusu ojca, T. To różni oba te kraje od USA, dla których wpływ T na Y jest większy niż I na Y. Trzeba podkreślić, iż międzykrajowa zmienność wpływu zdolności intelektualnych jest stosunkowo niska /od 0,099 do 0,191/ - mniejsza niż zmienność pozostałych czynników.

Ogólnie, wyniki analizy porównawczej dowodzą, iż "czysty" wpływ zdolności intelektualnych na pozycję zawodową wykazuje pewne podobieństwo pod względem swojej siły w różnych systemach ekonomicznych i kulturowych. Jest tak wtedy, gdy wśród zmiennych kontrolnych znajduje się wykształcenie - najbardziej istotna zmienna determinująca, ale jednocześnie najbardziej różniąca porównywane kraje pod względem siły swojego oddziaływania. W porównaniu ze Stanami Zjednoczonymi A.P. i Wielką Brytanią, w Polsce "dziedziczenie" pozycji zawodowej - przy kontroli zdolności intelektualnych i wykształcenia - jest najniższe i jedynie w tym z trzech krajów nieistotne statystycznie /przy $p < 0,05$ /. Rezultat ten może być interpretowany jako wskaźnik względnej otwartości naszego społeczeństwa. Podkreślamy tę względność, gdyż - jak wskazywaliśmy w poprzednich częściach tego rozdziału - wpływ pozycji ojca na pozycję syna jest szczególnie istotny na początku kariery.

Rozdział IV

WYKORZYSTANIE ZASOBÓW EDUKACYJNYCH I ALOKACJA MERYTO- KRATYCZNA: MODELE OPTYMALIZACYJNE

W ekonomicznej teorii zasobów siły roboczej wykształcenie jest traktowane jako inwestycja, której koszty obciążają jednostki i społeczeństwo jako całość. Od czasów pionierskich prac G. Strumilina wielokrotnie zwracano uwagę, że wszelkie inwestycje w oświatę są korzystne dla rozwoju gospodarczego /Denison, 1962; 1969; Kluczyński, 1970/. W Polsce problemem tym zajmował się między innymi L. Leja /1968/, który stwierdził, iż

"[J] edna złotówka wydana na oświatę podnosi dochód narodowy o 7,4 zł rocznie. Wyliczenia te godne są refleksji nie tylko ze społecznego, ale również ekonomicznego i pedagogicznego punktu widzenia" /s. 82/.

Przyypuszczać należy, że wzrost dochodu narodowego jest funkcją nie tylko wydatków na oświatę, ale i tego, w jaki sposób faktyczne wykształcenie pracowników jest wykorzystywane. Tym większe zdumienie budzi fakt, iż dotychczas ekonomiści i socjologowie tak mało uwagi poświęcili zagadnieniu, jaka dystrybucja osób ze względu na wykształcenie i pozycje zawodowe jest bardziej, a jaka mniej korzystna przy różnych kryteriach

efektywności gospodarowania, czy przy różnych celach społecznych.

W dwóch pierwszych częściach tego rozdziału analizowany jest związek rodzajów i poziomów wykształcenia pracowników z pełnionymi przez nich rolami zawodowymi. Sformułowano tam takie modele optymalnej alokacji siły roboczej, które bądź maksymalizują zadaną, zewnętrznie określoną funkcję celu, bądź minimalizują straty polegające na niedopasowaniu wykształcenia do wymogów kwalifikacyjnych ról zawodowych. W obu tych częściach wykorzystywane są kryteria efektywności i stąd nawiązania do rozważań ekonomicznych. W dalszych częściach bardziej otwarcie podjęte są problemy socjologiczne, w szczególności tzw. alokacji merytokratycznej.

Zarówno w dyskusjach w prasie społeczno-kulturalnej, jak też w literaturze fachowej rozważa się różne założenia kryjące się za zasadami gratyfikacji pracowników. Niekiedy wypowiedany jest pogląd, iż wykształcenie powinno być wynagradzane według zasady merytokratycznej: czym w zbiorowości wyższe wykształcenie określonej osoby, tym relatywnie wyższe powinny być jej zarobki i relatywnie wyższy jej prestiż. Problem wynagrodzenia według tej zasady jest również istotny w społeczeństwie socjalistycznym - por. dyskusję tego problemu w pracach W. Wesołowskiego /1981/ oraz W. Wesołowskiego i T. Krauzego /1979/.

Modyfikacja zasady merytokratycznej i takie określenie alokacji merytokratycznej, iż jest ona realizowana ze względu na dystrybucję wykształcenia oraz dystrybucję pozycji zawodowych stanowi przedmiot trzeciej części tego rozdziału. Dwie następne części są rozwinięciem implikacji teoretycznych przyjętego modelu dla badań nad zróżnicowaniem społecznym. Implikacje te dotyczą sposobu dekompozycji niewyjaśnionej wariancji pozycji zawodowej oraz związków między redystrybucją osób według zasady merytokratycznej a stopniem nierówności społecznych.

1. Alokacja optymalna przy zewnętrznie określonej funkcji celu

Zagadnienie, które będzie tu przedmiotem rozważań można sformułować następująco: danych jest m kategorii wykształcenia i każda

z tych kategorii jest reprezentowana przez a_1, a_2, \dots, a_m osób. Danych jest także n kategorii ról zawodowych, w których pracuje b_1, b_2, \dots, b_n osób. Zakładamy, że dla każdego połączenia kategorii wykształcenia i / $i = 1, 2, \dots, m$ / z rolą zawodową kategorii j / $j = 1, 2, \dots, n$ / znany jest współczynnik produktywności c_{ij} . Dla uproszczenia przyjmujemy, że współczynnik c_{ij} jest stały dla wszystkich osób o wykształceniu i oraz roli zawodowej j . Zadanie polega na wyznaczeniu ilości osób x_{ij} - o danym wykształceniu i oraz pracujących w roli zawodowej j - tak, aby zmaksymalizować ogólną produktywność, zdefiniowaną jako $\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij} c_{ij}$. Niech tak określona produktywność stanowi funkcję celu.

Warunki zadania stają się zrozumiałe, gdy spojrzymy na tabelę IV.1. Osób o wykształceniu i oraz pracujących w roli zawodowej j jest x_{ij} . Przyjmujemy, że nie ma pustych kategorii wykształcenia / $a_i > 0$ / oraz niezajętych ról zawodowych / $b_j > 0$ / . Zajmujemy się tutaj systemem zamkniętym, w którym

$$\sum_{i=1}^m a_i = \sum_{j=1}^n b_j = N \quad (1)$$

gdzie N jest liczbą rozpatrywanych jednostek. Wprowadzamy też ograniczenia:

$$\sum_{j=1}^n x_{ij} = a_i \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

$$\sum_{i=1}^m x_{ij} = b_j \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

$$x_{ij} \geq 0 \quad (4)$$

Maksymalizacja ogólnej produktywności $\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij} c_{ij}$ przy podanych ograniczeniach jest zagadnieniem programowania liniowego o $m+n$ równaniach oraz $m \cdot n$ zmiennych; jest ono znane pod nazwą zagadnienia transportu /Dantzig, 1963; Gass, 1976/. Zagadnienie to rozwiązywane jest za pomocą standardowych programów na elektroniczne maszyny cyfrowe /Wagner, 1968/. Ogólnie rzecz biorąc, programy te charakteryzują

Notacja stosowana w zagadnieniu optymalizacji dystrybucji dwuzmiennej

	Role zawodowe						Liczba osób
	1	2	...	j	...	n	
Wykształcenie							
1	x_{11}	x_{12}	...	x_{1j}	...	x_{1n}	a_1
2	x_{21}	x_{22}	...	x_{2j}	...	x_{2n}	a_2
...
i	x_{i1}	x_{i2}	...	x_{ij}		x_{in}	a_i
...
m	x_{m1}	x_{m2}		x_{mj}		x_{mn}	a_m
Liczba osób	b_1	b_2		b_j		b_n	$\sum_{i=1}^m a_i = \sum_{j=1}^n b_j = N$

x_{ij} oznacza liczbę osób o wykształceniu i oraz roli zawodowej j

się tym, iż /1/ startują z pewnego rozwiązania dopuszczalnego, nie naruszającego wprowadzonych ograniczeń, oraz /2/ iteracyjnie dokonują wyboru takich wartości x_{ij} , aby kolejno zwiększać wartość funkcji celu. Poza przypadkami zdegenerowanymi, rozwiązanie końcowe jest rozwiązaniem optymalnym /Gass, 1976/.

W naszych rozważaniach otrzymane rozwiązanie omówionego zagadnienia będziemy traktować jako optymalną alokację osób ze względu na rodzaj i poziom ich wykształcenia oraz pełnione przez nie role zawodowe. Korzystanie z takiego rozwiązania umożliwi nam odpowiedź na pytanie, w jakim stopniu dystrybucja faktyczna odbiega od alokacji optymalnej. Nim jednak przejdziemy do konkretnych przykładów, trzeba zaznaczyć, że funkcja celu bezpośrednio zadana przez współczynniki produktywności nie mogła być w tej pracy zastosowana. W polskiej literaturze ekonomicznej i socjologicznej brak jest zadowalających danych o wartości pracy osób z różnym wykształceniem i pełniących różne role zawodowe. W tej sytuacji wybraliśmy inne funkcje celu, przy czym staraliśmy się, aby miały one związek pośredni z produktywnością, czy wydajnością pracy.

W badaniach "Poziom aspiracji a stosunek do wykształcenia" /Wiśniewski, 1980/ pytano respondentów, czy ich kwalifikacje są w pracy odpowiednio wykorzystywane. Na podstawie danych z tych badań można więc ustalić, jaki procent osób o danym rodzaju i poziomie wykształcenia, należących do określonych grup zawodowych, ma poczucie właściwego wykorzystania ich kwalifikacji. Intuicyjnie wydaje się dość oczywiste, iż bardziej "produktywne" są te kategorie pracowników, wśród których osoby przekonane o właściwym wykorzystaniu własnych kwalifikacji stanowią duży odsetek. Dlatego też odsetek takich osób przyjmujemy jako podstawę określenia funkcji celu - współczynników c_{ij} . Zakładamy przy tym stabilność tych współczynników dla danych kategorii wykształcenia i ról zawodowych określonych przez subskrypty i, j ; przez ich stabilność rozumiemy, to, że nie zmieniają one swojej wartości wraz z napływem, czy odpływem osób, a więc ze zmianą wartości x_{ij} . Jest to założenie mocne, ale konieczne w tego rodzaju analizie.

Do analizy wybraliśmy osoby pracujące w pięciu grupach zawodowych. Są to grupy następujące: /1/ specjaliści i kadra kierownicza, /2/ pracownicy biurowi i technicy, /3/ pracownicy fizyczno-umysłowi, 4/ robotnicy wykwalifikowani, /5/ robotnicy niewykwalifikowani. Szczegółowy opis tych grup podany jest w pierwszym wydaniu Spolecznej klasyfikacji zawodów /Pohoski, Słomczyński, Milczarek, 1974/. Ponieważ pominieliśmy zarówno osoby niepracujące, jak też rolników, właścicieli prywatnych zakładów i członków ich rodzin - z oryginalnej próby /N = 6000/ do analizy włączyliśmy 2786 przypadków.

W tabeli IV.2. podany jest procent osób deklarujących właściwe wykorzystanie kwalifikacji zawodowych w 36 kategoriach respondentów wyróżnionych ze względu na ich wykształcenie i grupę zawodową. W całej analizowanej tu zbiorowości procent ten wynosi 59,8, co jest zgodne z danymi dla próby ogólnej /Kalbarczyk, 1979, s. 21/. W tabeli IV.2, w poszczególnych kategoriach respondentów obserwujemy wyraźne zróżnicowanie tego odsetka - od 16,7 do 92,9. Wysokie odsetki - ponad 65 - występują w następujących kategoriach: wśród specjalistów i kadr kierowniczych z wykształceniem wyższym, pomaturalnym, a także średnim zawodowym i ogólnokształcącym; wśród pracowników biurowych i techników z wykształceniem pomaturalnym i średnim zawodowym; wśród pracowników fizyczno-umysłowych z wykształceniem pomaturalnym i zasadniczym zawodowym; wśród robotników wykwalifikowanych z wykształceniem zasadniczym zawodowym; wśród robotników niewykwalifikowanych z wykształceniem niepełnym zasadniczym zawodowym i podstawowym pełnym. Ogólnie więc, poczucie właściwego wykorzystania kwalifikacji zawodowych jest częste w tych kategoriach, w których występuje obiektywna zgodność poziomu wymogów kwalifikacyjnych i faktycznego wykształcenia respondentów.

W tabeli IV.3 przedstawiono dystrybucję obserwowaną pracujących osób ze względu na wykształcenie i grupy zawodowe oraz alokację tych samych osób, ale maksymalizującą poczucie właściwego wykorzystania kwalifikacji zawodowych. Zwróćmy uwagę, że aczkolwiek marginesy tabeli są niezmiennione, obie dystrybucje znacznie się różnią między sobą. Gdyby założyć, że żadna osoba nie zmienia wykształcenia, to przejście do alokacji opty-

Tabela IV.2

Procent osób deklarujących właściwe wykorzystanie własnych kwalifikacji zawodowych według wykształcenia i grup zawodowych. Próba ogólnopolska, 1977 r.^a

Wykształcenie	Grupa społeczno-zawodowa				
	Specjaliści i kadra kierownicza	Pracownicy biurowi i technicy	Pracownicy fizyczno-umysłowi	Robotnicy wykwalifikowani	Robotnicy niewykwalifikowani
Procenty odpowiedzi					
Wyższe pełne	73,6	50,0	56,2	x	x
Pomaturalne	80,0	65,4	90,7	57,1	x
Srednie zawodowe pełne	67,0	69,3	60,9	56,0	x
Srednie ogólnokształcące pełne	67,6	45,4	38,8	28,6	16,7
Niepełne średnie zawodowe	59,2	43,7	46,4	58,4	36,4
Niepełne średnie ogólnokształcące	x	42,8	32,3	54,2	38,3
Zasadnicze zawodowe pełne	58,3	50,0	66,9	66,0	42,8
Niepełne zasadnicze zawodowe	x	x	40,0	48,0	92,9
Podstawowe pełne	x	x	39,2	43,6	76,0

^a Pytanie brzmiało: "Czy Pana kwalifikacje są w pracy odpowiednio wykorzystywane?". W tabeli podano procenty odpowiedzi "Moje kwalifikacje są wykorzystywane odpowiednio". Znak x oznacza kategorie respondentów, które w analizie pominięto ze względu na zbyt małe liczebności.

Dystrybucja obserwowana i alokacja maksymalizująca poczucie właściwego wykorzystania kwalifikacji zawodowych według wykształcenia i grup zawodowych. Próba ogólnopolska, 1977 r.^a

Wykształcenie	Grupa zawodowa					Ogółem
	Specjaliści i kadra kierownicza	Pracownicy biurowi i technicy	Pracownicy fizyczno-umysłowi	Robotnicy wykwalifikowani	Robotnicy niewykwalifikowani	
Wyższe pełne	50 /28/	9 /0/	6 /37/	x /x/	x /x/	65
Pomaturalne	7 /0/	9 /0/	15 /34/	3 /0/	x /x/	34
Średnie zawodowe pełne	33 /0/	49 /109/	41 /23/	9 /0/	x /x/	132
Średnie ogólnokształcące pełne	12 /87/	24 /0/	44 /0/	5 /0/	2 /0/	87
Niepełne średnie zawodowe	9 /0/	11 /0/	20 /0/	36 /80/	4 /0/	80
Niepełne średnie ogólnokształcące	x /x/	3 /0/	12 /0/	9 /28/	4 /0/	28
Zasadnicze zawodowe pełne	4 /0/	4 /0/	51 /148/	144 /68/	13 /0/	216
Niepełne zasadnicze zawodowe	x /x/	x /x/	4 /0/	9 /0/	5 /18/	18
Podstawowe	x /x/	x /x/	55 /0/	137 /182/	148 /158/	340
Ogółem	115	109	242	358	176	1000

^aWielkość próby /N = 6000/ standaryzowana do N = 1000. W nawiasach podano dystrybucję maksymalizującą poczucie właściwego wykorzystania kwalifikacji zawodowych. Znak x oznacza pominięte w analizie kategorie respondentów - por. tabela IV.2.

malnej wymagałoby zmiany grupy zawodowej 41,3% osób. Warto też podkreślić, że o ile w dystrybucji obserwowanej rozrzut osób w różnych kategoriach wykształcenia jest znaczny, to w alokacji optymalnej następuje wyraźna koncentracja osób tylko w niektórych kategoriach wykształcenia. I tak, według alokacji optymalnej, dla specjalistów i kadry kierowniczej "właściwym" wykształceniem jest wyższe pełne i średnie ogólnokształcące, dla pracowników biurowych i techników - średnie zawodowe pełne, a dla robotników niewykwalifikowanych - niepełne zasadnicze zawodowe i podstawowe pełne. Pozostałe grupy - pracownicy fizyczno-umysłowi i robotnicy wykwalifikowani - charakteryzują się większym rozrzutem osób na różne rodzaje wykształcenia.

Przy alokacji optymalnej, odsetek osób mających poczucie właściwego wykorzystania kwalifikacji wynosi 64,3%. Jeżeli porównalibyśmy tę wielkość jedynie z analogicznym odsetkiem dla dystrybucji obserwowanej /59,8%/ , moglibyśmy wyciągnąć niesłuszny wniosek, że wzrost jest niewielki. Trzeba jednak wziąć pod uwagę fakt, iż przy zachowaniu ograniczeń dystrybucyjnych i minimalizacji funkcji celu - odsetek ten wynosi 44,5. Tak więc alokacja optymalna poprawia sytuację o około 25% w stosunku do całej możliwej zmienności wartości funkcji celu. Jest to więc wzrost znaczny.

Realizacja podanej tu alokacji optymalnej nie wydaje się w pełni realistyczna, głównie ze względu na to, że "przesunięcia" ludzi z jednych grup zawodowych do innych muszą być oparte na szeregu dodatkowych przesłanek. W grę wchodzi zarówno wymogi lokalnych rynków pracy, jak i preferencje indywidualne, które są kształtowane przez wiele czynników natury psychologicznej, a nie tylko poczucie wykorzystania kwalifikacji. Jednakże tego rodzaju wyznaczanie alokacji optymalnej może być przynajmniej częściowo uwzględnione w długofalowej polityce kadrowej.

Podany przykład wyznaczenia optymalnej alokacji osób ze względu na zewnętrznie określoną funkcję celu pokazuje zastosowanie programowania liniowego do danych socjologicznych¹. W polskiej literaturze ekonomicznej zagadnienie transportowe programowania liniowego jest szeroko

¹Programowanie liniowe w socjologii było stosowane do analizy możliwości rozmieszczenia młodzieży w sieci szkół zgodnie z ich życzeniami i wymogami centralnego planifikatora - por. Szubkin /1978/.

omawiane i stosowane, ale raczej w stosunku do produkcji i jej lokalizacji niż obsady stanowisk roboczych /por. np. Czerwiński, 1977 i tam cytowana literatura/. Badania nad optymalną alokacją osób przy zadanych warunkach dystrybucyjnych - nałożonych na rodzaje i poziomy wykształcenia, a także grupy zawodowe - mogą stanowić płaszczyznę integracji nauk ekonomicznych i społecznych. W toku takich badań należałoby dążyć do wyznaczenia współczynników c_{ij} opartych na wydajności pracy oraz bardziej realistycznie określić możliwość redystrybucji osób, nakładając na klasyczne zagadnienie transportowe dodatkowe ograniczenia.

2. Różnica między poziomem wykształcenia i wymogów kwalifikacyjnych jako funkcja straty

W poprzedniej części tego rozdziału rozpatrywaliśmy optymalną alokację osób ze względu na wykształcenie i zawód przyjmując z góry daną, zewnętrznie określoną funkcję celu. Rzeczywiście, w literaturze przedmiotu często podkreśla się, iż odpowiednie dopasowanie osób do ról zawodowych ma pozytywne konsekwencje ekonomiczne, społeczne i psychologiczne. Tak więc maksymalizacja wydajności pracy, integracji zespołów roboczych, czy zadowolenia z pracy może stanowić zewnętrznie określoną funkcję celu. Jednakże w tej części rozdziału zrezygnujemy z rozpatrywania tego rodzaju funkcji celu i skupimy uwagę na wewnętrznym kryterium, według którego poziom wykształcenia osób jest po prostu porównywany z poziomem wymogów kwalifikacyjnych ról zawodowych przez te osoby wykonywanych. Czym pod tym względem gorsze rozsortowanie osób między role zawodowe, tym niższa systemowa efektywność wykorzystania zasobów edukacyjnych siły roboczej /Słomczyński, Krauze, 1980/.

Zakładamy, iż poziom zdobytego wykształcenia i wymogów kwalifikacyjnych może być poprawnie ujęty na podstawie liczby ukończonych klas szkolnych lub liczby lat nauki potrzebnych, aby sprawnie wykonywać daną rolę zawodową; w całej tej części będziemy abstrahować od faktu, iż na każdym ponadpodstawowym poziomie oświaty istnieje zróżnicowanie typów szkół. Mówiąc o dopasowaniu wykształcenia do wymogów kwalifikacyjnych mamy więc na myśli tylko jeden z wymiarów systemu eduka-

cyjnego. Literatura z zakresu socjologii i ekonomii wskazuje jednak, iż jest to wymiar najważniejszy. Nasze analizy przeprowadzone niezależnie od tej pracy też dostarczały poparcia dla takiego stanowiska.

Matematyczne sformułowanie zagadnienia, którym będziemy się tu zajmować niesie za sobą konieczność powtórzeń i odwołań do poprzedniej części rozdziału. Tak, jak poprzednio przyjmujemy, że istnieje m poziomów wykształcenia; osoby posiadające wykształcenie i -tego poziomu $/i = 1, 2, \dots, m/$ ukończyły e_i lat nauki. Mamy ponadto n rodzajów ról zawodowych, przy czym role zawodowe j -tego rodzaju $/j = 1, 2, \dots, n/$ wymagają w_j lat nauki. Dodatkowo zakładamy, że poziomy wykształcenia e_i i poziomy wymogów kwalifikacyjnych w_j są uporządkowane malejąco:

$$e_j > e_{i+1} \quad i = 1, 2, \dots, m-1 \quad (5)$$

$$w_j > w_{j+1} \quad j = 1, 2, \dots, n-1 \quad (6)$$

Liczba osób na i -tym poziomie wykształcenia jest równa a_i , zaś liczba ról zawodowych j -tego rodzaju jest równa b_j . Obie te wielkości, a_i i b_j , stanowią ograniczenia dystrybucyjne. Przyjmujemy też założenia o zamkniętości systemu, wyrażone równaniem (1) oraz dalsze ograniczenia, zawarte w równaniach (2) - (4).

Rozbieżność między poziomem wykształcenia e_i danych indywiduów a wymogami kwalifikacyjnymi w_j objętych przez te indywidua ról zawodowych służy do zdefiniowania funkcji straty zasobów edukacyjnych. Dla danej zbiorowości N oraz skal e_i i w_j funkcja straty L może być wyrażona następująco:

$$L \quad x_{ij} = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n |e_i - w_j|^{\alpha} x_{ji} \quad (7)$$

gdzie $\alpha > 0$ jest parametrem. Funkcja L mierzy stopień niedopasowania osób o danych poziomach wykształcenia do ról zawodowych o danych poziomach wymogów kwalifikacyjnych. Czym wartość L jest wyższa, tym - ceteris paribus - stopień tego niedopasowania jest większy. Wybór wyższych wartości parametru α daje wyraz przekonaniu - że większe rozbieżności $|e_i - w_j|$ są nieproporcjonalnie bardziej niepożądane niż

rozbieżności mniejsze. Wybór wartości parametru α jest decyzją badawczą, której uzasadnienie jest oparte na kryteriach zewnętrznych w stosunku do rozpatrywanego problemu.

Matematyczny problem optymalnej alokacji polega na znalezieniu nieujemnych liczb x_{ij} , które spełniają warunki (2) i (3) oraz minimalizują (7). Takie sformułowanie problemu jest równoważne omawianemu już zagadnieniu transportowemu programowania liniowego.

W pracy tej będziemy rozpatrywać przypadek, w którym $\alpha = 2$; jest to przypadek ważny ze względu na swoje związki z kowariancyjnym współczynnikiem korelacji, czym zajmiemy się jeszcze w tym rozdziale. Ponadto, w tym właśnie przypadku możliwe jest bezpośrednie wyznaczenie optymalnej alokacji d_{ij} . Taka alokacja może być określona następującą formułą rekurencyjną:

$$d_{ij} = \min (a_i - p_i; b_j - q_j) \quad (8)$$

$$\text{gdzie } p_0 = 0 \quad p_j = \sum_{k=1}^{j-1} d_{ik}$$

$$\text{oraz } q_0 = 0 \quad q_j = \sum_{k=1}^{i-1} d_{kj}$$

Rozwiązanie według formuły (8) odpowiada wstępnemu możliwemu rozwiązaniu zagadnienia transportu dla dowolnej $\alpha > 0$ i jest pierwszym krokiem procedury iteracyjnej. Gdy $\alpha = 2$, pierwszy krok jest także krokiem ostatnim, dającym w rezultacie optymalne rozwiązanie. Zwróćmy przy tym uwagę na ważną własność tego rozwiązania: jest ono niezmiennie ze względu na jakąkolwiek ściśle monotoniczną transformację skal e i w . Dla dwóch dowolnych indywiduów s i t , $s, t = 1, 2, \dots, N$, jeżeli s ma relatywnie wyższe wykształcenie niż t , a więc $e^s > e^t$, wówczas wymogi kwalifikacyjne ich ról zawodowych spełniają nierówność $w^s \geq w^t$. Odwrotnie, dla każdych dwóch jednostek t i u , $t, u = 1, 2, \dots, N$, związek $w^t > w^u$ implikuje zależność $e^t \geq e^u$. Z własności tej, opisaney w innych pracach /Krauze, Słomczyński, 1980; Słomczyński, Krauze, 1980/, będziemy wielokrotnie korzystać w tym rozdziale. Własność ta specyfikuje wymagany związek między cechami

osób i cechami ról zawodowych na porządkowym poziomie pomiaru.

Przykład dystrybucji obserwowanej $/x_{ij}/$ i alokacji optymalnej $/d_{ij}/$ podany jest w tabeli IV.4. Przygotowując dane do tej tabeli każdemu z sześciu poziomów wykształcenia - od wyższego pełnego do niepełnego podstawowego - przypisano przeciętną liczbę ukończonych klas szkolnych w próbie ogólnopolskiej z 1978 r. Respondenci zostali także sklasyfikowani ze względu na to, jakiego wykształcenia wymaga zawód, w którym pracują. Czterem poziomom wymaganego wykształcenia przypisano umowne liczby lat nauki, jakie osiągają absolwenci odpowiednich szkół. Na danych zawartych w tabeli IV.4 można prześledzić sekwencyjne użycie formuły (8). Rozpoczynając z $i=1$ i $j=1$ otrzymujemy $d_{11} = \min /131; 177/ = 131$; ponieważ $a_1 < b_1$, wszystkie pozostałe wartości pierwszego wiersza są równe 0. Znajdujemy następane wyrażenie $d_{21} = \min /163-0; 177-131/ = 46$. Postępując sekwencyjnie otrzymujemy następane wyrażenia d_{ij} . Tak na przykład $d_{53} = \min /191-0; 459-331/ = 128$, a ostatnie wyrażenie $d_{64} = \min /30-0; 93-63/ = 30$.

W tabeli IV.4 dziewięć dodatnich wartości optymalnej alokacji d_{ij} tworzy quasi-diagonalę. Każdej wartości dystrybucji obserwowanej x_{ij} nie leżącej na quasi-diagonali odpowiada inna taka wartość, że warunek określający pożądany związek między poziomem wykształcenia osób, a wymogami kwalifikacyjnymi ich ról zawodowych jest naruszony. Rozpatrując dystrybucję obserwowaną stwierdzamy, że tylko 69,1% osób znajduje się na quasi-diagonali, a 30,9% osób - poza nią.

Na alokację optymalną można spojrzeć jako na taką redystrybucję, która dla każdej osoby zachowuje poziom osiąganego wykształcenia, a wymaga zmianę roli zawodowej. Przejście z dystrybucji obserwowanej do alokacji optymalnej wymagałoby, żeby co najmniej 14,6% osób znajdujących się pod quasi-diagonalą objęło role zawodowe o niższych wymogach kwalifikacyjnych niż ich aktualne role. Z kolei 10,8% osób ulokowanych powyżej quasi-diagonali oraz 5,5% osób z quasi-diagonali powinno objąć role zawodowe o wyższych wymogach edukacyjnych. Ogólnie, przy przejściu z dystrybucji obserwowanej do alokacji optymalnej liczba osób awansowanych nieco przewyższa liczbę osób zdegradowanych.

Dystrybucja obserwowana $/x_{ij}/$ i alokacja optymalna $/d_{ij}/$ ze względu na osiągnięte wykształcenie i wymogi kwalifikacyjne ról zawodowych. Próba ogólnopolska, 1978 r.^a

Osiągnięte wykształcenie	Wymogi kwalifikacyjne				Ogółem
	$w_1 = 16$	$w_2 = 12$	$w_3 = 9$	$w_4 = 6$	
A. Dystrybucja obserwowana (x_{ij})					
$e_1 = 15.8$	104	23	3	1	131
$e_2 = 13.0$	46	74	38	5	163
$e_3 = 11.2$	23	69	84	7	183
$e_4 = 8.9$	3	71	197	31	302
$e_5 = 7.1$	1	32	123	35	191
$e_6 = 5.3$	0	2	14	14	30
Ogółem	177	271	459	93	1000
B. Alokacja optymalna (d_{ij})					
$e_1 = 15.8$	131	0	0	0	131
$e_2 = 13.0$	46	117	0	0	163
$e_3 = 11.2$	0	154	29	0	183
$e_4 = 8.9$	0	0	302	0	302
$e_5 = 7.1$	0	0	128	63	191
$e_6 = 5.3$	0	0	0	30	30
Ogółem	177	271	459	93	1000

^a Wielkość próby $/N = 1557/$ standaryzowana do 1000.

Dla dystrybucji obserwowanej funkcja straty - obliczona na podstawie formuły (7) przy $\alpha = 2$ wynosi 5800, zaś dla alokacji optymalnej 1331. Ponieważ wielkości te są trudne do zinterpretowania wprowadzamy indeks efektywności wykorzystania zasobów edukacyjnych, pokazując jego związek z kowariancją obu zmiennych, e i w . Zauważmy, że mając nałożone ograniczenia dystrybucyjne (2) i (3) na zmienne (5) i (6), wartość kowariancji tych zmiennych nie może być określona. Jednakże wielkości d_{ij} - które stanowią optymalną alokację - równocześnie maksymalizują wartość kowariancji.

Formuła na kowariancję zmiennych e i w może być zapisana:

$$\text{cov}(e, w) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n (e_i - \bar{e})(w_j - \bar{w}) x_{ij}$$

gdzie

$$\bar{e} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^m e_i a_i \quad \text{oraz} \quad \bar{w} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^n w_j b_j$$

Równoważnie:

$$\text{cov}(e, w) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n e_i w_j x_{ij} - N \bar{e} \bar{w} \quad (9)$$

Iloczyn $N \bar{e} \bar{w}$ jest stały dla danych ograniczeń dystrybucyjnych; tak więc wystarczy zmaksymalizować z , gdzie:

$$z = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n e_i w_j x_{ij} \quad (10)$$

Maksymalizacja z przy ograniczeniach dystrybucyjnych (2) i (3) jest równoważna minimalizacji funkcji straty (7) przy $\alpha = 2$ /Słomczyński, Krauze, 1980/. Tak więc optymalna alokacja d_{ij} daje maksymalną wartość kowariancji. Odwrotnie, jeżeli funkcja straty osiąga swoje maksimum, to kowariancja jest minimalna. Alokację antyoptymalną, maksymalizującą funkcję straty, oznaczmy d_{ij}^* .

Używając dwóch rozwiązań ekstremalnych, d_{ij} oraz d_{ij}^* , można zdefiniować indeks efektywności wykorzystania zasobów edukacyjnych jako:

$$E = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n (e_i - w_j)^2 (d_{ij}^* - x_{ij})}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n (e_i - w_j)^2 (d_{ij}^* - d_{ij})}$$

Indeks E może być przedstawiony w formie, która explicite ukazuje jego związek z funkcją straty:

$$E = \frac{L(d_{ij}^*) - L(x_{ij})}{L(d_{ij}^*) - L(d_{ij})}$$

Indeks ten wyraża, w jakim stopniu obserwowana wartość funkcji straty odbiega od wartości maksymalnej w stosunku do całej możliwej zmienności funkcji straty. Wartość tego indeksu zmienia się od 0 do 1, przy czym wyższe wartości wskazują na lepsze wykorzystanie zasobów edukacyjnych.

W naszym przykładzie maksymalna wartość funkcji straty wynosi 32500. Zestawiając tę wartość z wartością obserwowaną /5800/ oraz minimalną /1331/ otrzymujemy $E = 0,857$. Jednakże dopiero badania na innych próbach i przy tej samej agregacji danych pozwolą podać substancyjną interpretację tej wielkości. W analizach przeprowadzonych na materiałach dotyczących Stanów Zjednoczonych A.P. /Słomczyński, Krauze, 1980/ ustalono wartości E na nieco niższym poziomie /od 0,774 do 0,790/. Trzeba jednak zaznaczyć, iż wyższe wartości dla danych polskich są tu artefaktem metodologicznym wynikającym z zastosowania różnej agregacji danych. Gdy dla danych polskich i amerykańskich użyć możliwe porównywalnych kategorii wykształcenia i grup zawodowych, to wartość indeksu E okazuje się niższa w przypadku danych polskich / $E = 0,725$ /.

Dane spisu kadrowego z 1973 r. przedstawione przez B. Graczyka /1975/ i dodatkowo analizowane przez R. Kalbarczyka /1979/ dowodzą, iż w naszym kraju istnieje wyraźny niedobór kadr kwalifikowanych i że niezgodność poziomu wykształcenia z wymogami ról zawodowych przybiera

znaczące rozmiary, Kalbarczyk /1979/ rozbieżności te podsumowuje następująco:

" W 1973 r. 1016,0 tys. osób wykonywało zawód niezgodny z posiadaniem poziomem wykształcenia. Stanowi to 16,0% ogółu pracowników wykwalifikowanych. Wśród tych osób było 284,4 tys. osób, czyli 4,4% ogółu pracowników wykwalifikowanych, którzy posiadając wyższe kwalifikacje wykonywali zawody wymagające niższego poziomu wykształcenia. Z drugiej strony było 733,6 tys. osób, czyli 11,6% ogółu pracowników wykwalifikowanych, którzy posiadając niższe kwalifikacje wykonywali zawody wymagające wyższego poziomu wykształcenia".

Dane ze spisu kadrowego z 1973 r. poddaliśmy wtórnej analizie obejmując wszystkich pracowników gospodarki uspołecznionej, a więc również niewykwalifikowanych. Chcieliśmy stwierdzić, jaki procent pracowników z różnym poziomem wykształcenia pracuje w zawodach wymagających wyższych, odpowiednich lub niższych kwalifikacji. Dane przytoczone w tabeli IV.5 odpowiadają na pytanie; ponadto pokazują one układ odpowiednich procentów dla alokacji optymalnej, a więc gdy funkcja straty jest zminimalizowana.

Analiza tabeli IV.5 nasuwa wniosek, iż poprawa stopnia wykorzystania kwalifikacji siły roboczej mogłaby być znaczna, gdyby zastosować bardziej racjonalne zasady polityki kadrowej. Wobec deficytu pracowników z wykształceniem ponadpodstawowym zasadą taką powinno być nieprzydzielanie ról zawodowych o wymogach kwalifikacyjnych niższych niż posiadane wykształcenie. Należałoby także zadbać o to, aby pracownicy z wykształceniem zasadniczym zawodowym częściej byli kierowani do pracy wymagającej przygotowania właśnie na tym poziomie wykształcenia. W tej grupie poprawa mogłaby być najbardziej radykalna, dotycząca około 10% jej członków. Sporą poprawę można byłoby także uzyskać w przypadku grupy pracowników z wykształceniem średnim.

3. Model merytokratycznej alokacji

Pojęcie merytoirracji występuje w dyskusjach funkcjonalnej teorii stratyfikacji /Wrang, 1964; Wesołowski, 1979/, studiach nad ruchliwoś-

Procenty osób pracujących w zawodach wymagających kwalifikacji wyższych, odpowiednich i niższych w stosunku do posiadanego wykształcenia. Spis kadrowy, 1973 r.^a

Poziom wykształcenia	W stosunku do wykształcenia zawodów wymagających kwalifikacji		
	Wyższych	Takich samych	Niższych
A. Dystrybucja obserwowana			
Wyższe	0,0	98,1	1,9
Srednie ogólnokształcące i zawodowe	4,2	83,4	12,4
Zasadnicze zawodowe	18,1	79,8	2,1
Podstawowe	37,3	62,7	0,0
B. Alokacja optymalna			
Wyższe	0,0	100,0	0,0
Srednie ogólnokształcące i zawodowe	3,9	96,1	0,0
Zasadnicze zawodowe	10,4	89,6	0,0
Podstawowe	34,4	65,6	0,0

^a Obliczenia własne na podstawie materiału spisu kadrowego.

cią społeczną /Jencks, 1972; Boudon, 1973/, rozważaniach futurologicznych /Bell, 1973; Touraine, 1969/, czy w ekonomicznej teorii zasobów siły roboczej /Thurow, 1975/. W tych kontekstach pojęcie merytokracji może być interpretowane jako odnoszące się do systemu, w którym istnieje pozytywny związek między "merit" a takimi wartościami, jak dochody czy prestiż. "Merit" jest zwykle określony przez wyniki w testach inteligencji lub przez poziom osiągniętego wykształcenia. Przyjmuje się również, że dochody i prestiż są przez jednostki otrzymywane nie bezpośrednio, a przez zajmowanie określonych ról zawodowych, do których te "nagrody" są przypisane. Tak więc stopień, w którym merytokracja jest osiągnięta może być wyrażony za pomocą dopasowania jednostek o danym poziomie "merit" do ról zawodowych z określonym poziomem nagród.

W literaturze przedmiotu, alokacja merytokratyczna jest zwykle dyskutowana w sposób daleko odbiegający od precyzji. Na ogół, alokacja ta jest opisywana, jak następuje:

"[...] na kryterium selekcyjne nałożony jest pewien zakres wartości, który wyznacza poziom wiedzy wymaganej przez daną pozycję zawodową i ci wszyscy, którzy w tym zakresie mieszczą się powinni tę pozycję zajmować, natomiast ci wszyscy, którzy są poza tym zakresem, pozycji tej zajmować nie powinni" /Rosenbaum, 1978: 61/.

Stwierdzenia tego rodzaju nie prowadzą do operacyjnej procedury konstruowania merytokratycznej alokacji. Nie wiadomo dla jakich poziomów wiedzy, jakie pozycje są właściwe i jaka liczba osób powinna być przypisana do każdej kombinacji wartości tych dwóch zmiennych. Zajmiemy się tutaj rozważaniem modelu alokacji merytokratycznej jako pewnej szczególnej dwuzmiennowej dystrybucji osób - ze względu na wykształcenie /liczba lat nauki/ i pozycję zawodową /skala nagród społeczno-ekonomicznych/. Sens konstrukcji modelu alokacji merytokratycznej jest taki sam, jak modelu każdej alokacji optymalizującej - dostarcza narzędzia do oceny danych obserwowanych.

Intuicje, jakie kryją się za wyobrażeniami alokacji merytokratycznej można oddać za pomocą następującej reguły: czym relatywnie wyższe wykształcenie danej osoby, tym relatywnie wyższa powinna być jej pozycja

zawodowa /por. np. Boudon, 1973, s. 7/. Alokacja osób całkowicie zgodna z taką regułą jest teoretycznie możliwa tylko wówczas, gdy spełnione są dwa warunki: /1/ liczba poziomów wykształcenia jest taka sama, jak liczba poziomów pozycji zawodowej, /2/ liczebności osób na odpowiadających sobie poziomach obu zmiennych są równe. Oba te warunki są niezwykle sztuczne. Dlatego też powyższą regułę zastąpimy inną: spośród dwóch dowolnych osób o różnym wykształceniu ta osoba, która ma wykształcenie relatywnie wyższe nie zajmuje pozycji zawodowej niższej niż osoba, która ma wykształcenie relatywnie niższe.

Wprowadzona tu reguła merytokratyczna zastępuje ścisły monotoniczny związek między wykształceniem a pozycją zawodową dwóch dowolnych osób przez związek słabej monotoniczności. Korzyścią wprowadzonej reguły jest to, że może ona być użyta dla każdej ilości poziomów wykształcenia i pozycji zawodowej oraz dla dowolnych rozkładów osób ze względu na obie te zmienne.

Przy ograniczeniach dystrybucyjnych (1) - (3) oraz warunkach (5) i (6) regułę merytokratyczną można zrealizować wśród N osób przez zastosowanie formuły (8). Wówczas pozytywne wartości d_{ij} mają subskrypty, które spełniają trzy warunki:

$$(i_1, j_1) = (1, 1) \quad \text{I}$$

$$(i_{k+1}, j_{k+1}) = \left\{ \begin{array}{ll} (i_k + 1, j_k) & \text{lub} \\ (i_k, j_k + 1) & \text{lub} \\ (i_k + 1, j_k + 1) & \end{array} \right\} \quad \text{II}$$

$$(i_w, j_w) = (m, n) \quad \text{III}$$

gdzie $\max(m, n) \leq w \leq m + n - 1$

Powyżej zdefiniowany ciąg par subskryptów (i_k, j_k) opisuje warunek słabej monotoniczności. Alokacja dodatnich wartości d_{ij} , która spełnia ten warunek oraz ograniczenia dystrybucyjne (1) - (3) leży zwykle na

quasi-diagonali.

Tabele IV.6 i IV.7 dostarczają przykładu alokacji merytokratycznej dla zbiorowości mężczyzn w wieku lat 21-65, mieszkańców Łodzi - zbiorowości badanej w 1967 r. i w 1976 r. Obie tabele zostały sporządzone w porównywalny sposób: wyróżniono tę samą ilość kategorii wykształcenia i tę samą ilość kategorii pozycji społeczno-ekonomicznej. Zestawienie wartości brzegowych wskazuje, iż w okresie dziewięciu lat zaszły bardzo istotne zmiany nie tylko pod względem liczebności osób w poszczególnych kategoriach wykształcenia, ale i w grupach społeczno-zawodowych. Czy zmiany te przyczyniły się do osłabienia, czy do wzmocnienia realizacji zasady merytokratycznej? Odpowiedzi na to pytanie można udzielić przez porównanie części A /dystrybucja obserwowana/ z częścią B /alokacja merytokratyczna/ obu tabel.

Ogólnie rzecz biorąc, w dystrybucji obserwowanej na quasi-diagonali wyznaczonej przez alokację merytokratyczną znajduje się mniej osób w 1967 niż w 1976 r. Przejście z dystrybucji obserwowanej do alokacji merytokratycznej wymagałoby przesunięcia 49,3% osób w pierwszej próbie i 35,2% osób w drugiej próbie. Różnice są znaczne i świadczą o istotnych zmianach, jakie zaszły w badanym okresie ze względu na związek wykształcenia z pozycją zawodową: dystrybucja obserwowana z 1976 r. jest bliższa alokacji merytokratycznej niż ta z 1967 r.

4. Dekompozycja niewyjaśnionej wariancji pozycji zawodowej

Opisując konstrukcję indeksu efektywności E wskazaliśmy, że optymalna alokacja maksymalizuje kowariancję zmiennych, ze względu na które następuje podział zbiorowości. Tym samym, przy optymalnej alokacji wartość kowariancyjnego współczynnika korelacji osiąga swój kres górny. Używając formuły na kowariancję analogicznej do (9), wzór na współczynnik korelacji zmiennych e i s dla danego rozkładu x_{ij} może być przedstawiony następująco:

Dystrybucja obserwowana i alokacja merytokratyczna. Próba łódzka,
1967 r.^a

Lata nauki	Skala nagród społeczno-ekonomicznych									Ogółem
	95	86	74	63	57	43	39	21	11	
A. Dystrybucja obserwowana										
16	70	3	13	2	4	0	0	0	0	92
12	16	57	42	13	7	15	2	0	0	152
9	4	7	28	34	27	73	20	11	5	209
7	2	2	13	30	49	141	34	34	32	337
5	0	0	1	9	24	80	18	22	56	210
Ogółem	92	69	97	88	111	309	74	67	93	1000
B. Alokacja merytokratyczna										
16	92	0	0	0	0	0	0	0	0	92
12	0	69	83	0	0	0	0	0	0	152
9	0	0	14	88	107	0	0	0	0	209
7	0	0	0	0	4	309	24	0	0	337
5	0	0	0	0	0	0	50	67	93	210
Ogółem	92	69	97	88	111	309	74	67	93	1000

^a Wielkość próby /N = 960/ standaryzowana do N = 1000.

Dystrybucja obserwowana i alokacja merytokratyczna. Próba łódzka,
1976 r.^a

Lata nauki	Skala nagród społeczno-ekonomicznych									Ogółem
	95	86	74	63	57	43	39	21	11	
A. Dystrybucja obserwowana										
16	106	1	17	0	0	0	0	0	0	124
12	21	75	63	54	12	41	16	4	1	287
9	0	0	5	26	8	72	30	7	5	153
7	0	0	4	31	31	166	51	41	37	361
5	0	0	0	2	2	26	10	7	28	75
Ogółem	127	76	89	113	52	305	107	59	71	1000
B. Alokacja merytokratyczna										
16	124	0	0	0	0	0	0	0	0	124
12	3	76	89	113	6	0	0	0	0	287
9	0	0	0	0	47	106	0	0	0	153
7	0	0	0	0	0	199	107	55	0	361
5	0	0	0	0	0	0	0	4	71	75
Ogółem	127	76	89	113	53	305	107	59	71	1000

^a Wielkość próby /N = 926/ standaryzowana do N = 1000.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n e_i s_j x_{ij} - N \bar{e} \bar{s}}{\left[\sum_{i=1}^m (e_i - \bar{e})^2 a_i \right]^{1/2} \left[\sum_{j=1}^n (s_j - \bar{s})^2 b_j \right]^{1/2}} \quad (11)$$

gdzie e i s są średnimi arytmetycznymi zmiennych e i s .

Ponieważ mianownik formuły (11) nie zależy od x_{ij} , a - jak już wskazywaliśmy - iloczyn $N \bar{e} \bar{s}$ jest stały przy zadanych ograniczeniach dystrybucyjnych, przeto w celu zapewnienia, iż wartość współczynnika korelacji osiągnie swój kres górny, należy zmaksymalizować z , przy czym:

$$z = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n e_i s_j x_{ij} \quad (12)$$

Wyrażenie (12) jest równoważne wyrażeniu (10) i z osiąga swoje maksimum dla alokacji optymalnej d_{ij} ; tym samym dla takiej właśnie alokacji r osiąga swoje maksimum.

Wskazana własność jest zgodna z intuicyjnym i teoretycznym rozumieniem alokacji merytokratycznej. Jednakże badacze, którzy interpretują procent niewyjaśnionej wariancji pozycji zawodowej jako miarę odchylenia od merytokracji na ogół implicite przyjmują, że dla dowolnych ograniczeń dystrybucyjnych maksymalna wartość współczynnika korelacji jest równa 1,0. Nie jest to wszakże prawdą; maksymalna wartość współczynnika korelacji powinna być więc uwzględniona w analizie.

Zawsze, gdy ograniczenia dystrybucyjne są dane, tradycyjnie wyodrębniana niewyjaśniona wariancja, $1 - r^2$, może być rozbita na dwa składniki:

$$1 - r^2 = (1 - r_{\max}^2) + (r_{\max}^2 - r^2)$$

Pierwsze wyrażenie w nawiasach, $1 - r_{\max}^2$, stanowi tę część niewyjaśnionej wariancji, którą należy przypisać ograniczeniom dystrybucyjnym i skalom; mając zadane ograniczenia dystrybucyjne oraz skale, wartość $1 - r_{\max}^2$ jest stała i w tym sensie w ogóle niewyjaśnialna. Natomiast drugie wyrażenie w nawiasach, $r_{\max}^2 - r^2$, stanowi prawdziwie niewyjaś-

nioną wariancję, jest ono funkcją dwuzmiennowego rozkładu x_{ij} , a dla zadanych ograniczeń dystrybucyjnych i skal może być zminimalizowane do zera. O ile więc pierwsze wyrażenie odnosi się do tego, co "nie-wyjaśnialne", o tyle drugie - do tego, co "niewyjaśnione", ale wyjaśnialne. Jest to istotna różnica.

Wartości współczynnika korelacji obliczone dla tabel IV.6 i IV.7 przedstawiają się następująco: w 1967 roku $r = 0,725$, a $r_{\max} = 0,944$, natomiast w 1976 roku $r = 0,783$, a $r_{\max} = 0,940$. Tak więc w pierwszym badaniu spośród całej niewyjaśnionej wariancji, stanowiącej 47,4%, aż 10,9% przypada na ograniczenia dystrybucyjne, zaś 36,5% stanowi "prawdziwie" niewyjaśnioną wariancję. W drugim badaniu odpowiednie odsetki wynoszą 38,7%, 11,6% oraz 27,1%. Ogólnie więc, w okresie 1967-1976 rola ograniczeń dystrybucyjnych nieznacznie wzrosła. Jednocześnie, nastąpiło zbliżenie się rozkładu obserwowanego do alokacji merytokratycznej i odsetek "prawdziwie" niewyjaśnionej wariancji znacznie zmalał. Nastąpiło to częściowo dzięki zwiększeniu się korelacji między wykształceniem a pozycją zawodową $r_{1976} - r_{1967} = 0,058$.

5. Redystrybucja osób według pozycji zawodowej a stopień nierówności społecznych

W tej części rozdziału będziemy porównywać średnie pozycji zawodowej dla każdego poziomu wykształcenia wynikające zarówno z dystrybucji obserwowanej, jak i z alokacji merytokratycznej. Różnice między wartościami średniej pozycji zawodowej dla określonego poziomu wykształcenia w obu dwuzmiennowych rozkładach są efektem takiego "przemieszczenia" osób, które maksymalizuje korelację między wykształceniem a pozycją zawodową. Analiza tych różnic ma na celu przedstawienie, które grupy - i w jakim stopniu - zyskują, a które tracą na owym hipotetycznym "przemieszczeniu".

W alokacji merytokratycznej d_{ij} , średnia warunkowa pozycji zawodowej osób z i-tego poziomu wykształcenia jest równa

$$\bar{s}_i = \frac{1}{a_i} \sum_{j=1}^n s_j d_{ij} \quad /i = 1, 2, \dots, m/$$

Takie wartości oczekiwane będziemy nazywać imputowanymi pozycjami zawodowymi. Są one własnością systemową w tym sensie, iż ogólna pula pozycji zawodowych jest zachowana. Interpretacja imputowanej pozycji zawodowej jest prosta: jest to taka pozycja, której każda jednostka mogłaby racjonalnie oczekiwać, gdyby w całym systemie korelacja między wykształceniem a pozycją zawodową była maksymalna.

Wprowadzone tu pojęcie jest dobrze osadzone w proponowanych tu ramach teoretycznych optymalizacji związku między zmiennymi. W poprzedniej części tego rozdziału wskazywaliśmy, że dla skal monotonicznych e_i i s_j oraz merytokratycznej alokacji d_{ij} , korelacja /liniowa regresja/ jest zmaksymalizowana. W innych pracach /Lyons, 1971; Boyle, 1970/ stwierdzono, iż w ustalonym rozkładzie dwuzmiennowym x_{ij} , dla danej wartości jednej skali /np. pozycji zawodowej/ liniowa regresja jest zoptymalizowana, gdy wartości drugiej skali /np. wykształcenia/ są średnimi warunkowymi skali pierwszej. Taka transformacja skali nazywana jest "rekalibracją efektu proporcjonalnego". Zatem, jeżeli alokacja merytokratyczna jest podstawą dla rekalibracji efektu proporcjonalnego zmiennej e poprzez wartości \bar{e}_i , to liniowa regresja jest podwójnie zmaksymalizowana: po pierwsze - ze względu na dystrybucję x_{ij} oraz po drugie - ze względu na wartości e_i .

W tabeli IV.8 przedstawiono porównanie średnich pozycji zawodowych wynikających z dystrybucji obserwowanej i alokacji merytokratycznej dla danych uzyskanych w badaniach łódzkich z 1967 oraz 1976 roku /por. tabele IV.6 i IV.7/. Układ różnic między $\bar{e}_i(d_{ij})$ i $\bar{e}_i(x_{ij})$ wykazuje podobieństwo w tym sensie, iż w obu badaniach na alokacji merytokratycznej zyskują osoby z wykształceniem ponadpodstawowym. W żadnym z tych badań nie jest jednak tak, iż różnice te wzrastają równomiernie ze wzrostem wykształcenia. Ponadto, w przypadku wykształcenia wyższego i zasadniczego zawodowego zysk z alokacji merytokratycznej jest w 1976 roku mniejszy niż dziewięć lat wcześniej. Tej zmianie towarzyszy inna: dla osób z wykształceniem niepełnym podstawowym alokacja merytokratyczna jest mniej korzystna w 1976 roku, mimo iż grupa ta i tak istotnie obniżyła swoją rzeczywistą pozycję zawodową. Obniżyłaby

Tabela IV.8

Średnie pozycji zawodowej na skali nagród społeczno-ekonomicznych według dystrybucji obserwowanej i alokacji merytokratycznej. Próba kódzka, 1967 r. i 1976 r.

Liczba lat nauki	Średnia dla dystrybucji obserwowanej	Średnia dla alokacji merytokra- tycznej	Różnica
	a	b	b - a

A. Badania z 1967 r.

16	89,4	95,0	5,6
12	75,5	79,4	3,9
9	52,3	60,7	8,4
7	42,9	42,9	0,0
5	34,4	20,9	-13,5

B. Badania z 1976 r.

16	92,0	95,0	3,0
12	68,5	72,7	4,2
9	45,3	47,3	2,0
7	39,9	38,5	-1,4
5	29,4	11,5	-17,9

ją jednak jeszcze bardziej, gdyby związek między wykształceniem a pozycją zawodową był zmaksymalizowany.

Przejdźmy teraz do analizy nierówności rozkładu pozycji zawodowej. Nierówność indywidualna w danej zbiorowości może być określona wtedy, gdy znany jest udział każdej jednostki w całkowitej puli nierówno dzielonego dobra. W naszym przypadku możemy obliczyć nierówność rozkładu pozycji zawodowej na podstawie danych marginesów tabel IV.6 i IV.7 oraz wartości pozycji zawodowej. Nierówność indywidualna, wyrażona współczynnikiem Giniego, jest oczywiście taka sama dla dystrybucji obserwowanej i alokacji merytokratycznej, gdyż marginesy i wartości pozycji są dla obu rozkładów wspólne. Wartość współczynnika Giniego wynosi 0,256 dla roku 1967 /tabela IV.6/, zaś dla roku 1976 /tabela IV.7/ 0,249. Ogólne zmiany w strukturze społeczno-zawodowej doprowadziły do zmniejszenia się nierówności rozkładu pozycji zawodowej.

Nierówność strukturalna odnosi się do podziału dobra między wyliczające się i wyczerpujące podgrupy jakiejś zbiorowości. Nas interesować będą kategorie wykształcenia i odpowiedź na pytanie, jaka jest nierówność rozkładu pozycji zawodowej przypadająca na te kategorie. Zauważmy, że w stosunku do dystrybucji obserwowanej, alokacja merytokratyczna wprowadza zmiany w średnich arytmetycznych pozycji zawodowej obliczonych dla poszczególnych poziomów wykształcenia. Zakładając, iż każda osoba w danej kategorii wykształcenia ma średnią wartość pozycji zawodowej tej właśnie kategorii /por. tabela IV.8/, możemy obliczyć współczynnik Giniego dla nierówności strukturalnej. Warto przy tym odnotować, że współczynnik Giniego - podobnie jak inne szeroko stosowane miary nierówności społecznych - ma tę własność, iż dla określonej dystrybucji nierówność strukturalna nie może być większa niż nierówność indywidualna.

Wyniki obliczeń przedstawiają się następująco: Wartość współczynnika Giniego strukturalnej nierówności rozkładu pozycji zawodowej wyniosła w 1967 roku 0,176 dla dystrybucji obserwowanej i 0,245 dla alokacji merytokratycznej. Odpowiednie wielkości dla danych z 1976 r. wynoszą: 0,187 i 0,240. Aczkolwiek w badanym okresie faktyczna strukturalna nierówność rozkładu pozycji zawodowej wzrosła, to hipotetyczna - dla

alokacji merytokratycznej - zmalała. Ten stopień nierówności strukturalnej, jaki w 1976 r. byłby osiągnięty przy ścisłej merytokracji, zbliżyłby się do wartości indywidualnej /0,249/. Oznacza to tym samym, iż wykształcenie w mniejszym stopniu musi maskować istniejące różnice między jednostkami pod względem zajmowanych przez nie pozycji zawodowych. W przeszłości taka funkcja wykształcenia była narzucona przez niedopasowanie struktury edukacyjnej i zawodowej, co objawiało się względnie istotną różnicą między wartością współczynnika Giniego dla nierówności indywidualnej z jednej strony, a nierówności strukturalnej wynikającej z alokacji merytokratycznej - z drugiej. Jednakże ta różnica zmalała. Równocześnie zmalała różnica między stopniem nierówności merytokratycznej i rzeczywistej.

Rozdział V

DYNAMIKA ZMIAN POZYCJI ZAWODOWEJ W TRAKCIE KARIERY: MODELE RÓWNAŃ RÓŻNICZKOWYCH

W rozdziale tym przedstawimy zastosowanie równań różniczkowych do modelowania "trajektorii" pozycji zawodowej opisującej karierę przeciętnej jednostki. Przez karierę rozumiemy określoną w czasie sekwencję kolejno obejmowanych ról zawodowych od chwili wejścia na rynek pracy. Trajektorie pozycji zawodowej są krzywymi wzrostu tychże pozycji zdefiniowanych przez odpowiednie skale. Zbiór indywidualnych trajektorii może być rozważany, w probabilistycznym kontekście, jako realizacja procesu stochastycznego. Trudności modelowania takiego procesu nie są jednak - jak dotąd - całkowicie pokonane¹. Lepsze rezultaty uzyskuje się, gdy dla zbioru trajektorii indywidualnych oblicza się przeciętne, a następnie wyjaśnia się średni przebieg za pomocą modeli deterministycznych.

Deterministyczne modele trajektorii pozycji zawodowych zostały wprowadzone przez A.B. Sorensena /1974; 1978/², a następnie rozwijane przez

¹ Na temat analiz przebiegu trajektorii pozycji zawodowej za pomocą modeli stochastycznych istnieje obszerna literatura - por. Spilerman /1977/ i tam cytowane prace.

² Por. także prace Sorensena podane w przypisie 2 do rozdziału I.

T. Tachinabaki /1979/. Sorensen rozważał względnie prosty model, w którym przyrost pozycji zawodowej jednostki zależy od wartości tej pozycji i pewnych zmiennych egzogenicznych, dla tej jednostki stałych w czasie, Tachinabaki uwzględnił także proces doksztalcania się i estymował, jak ów proces wpływa na przyrost pozycji zawodowej w trakcie kariery. Obaj autorzy posługiwali się modelami, które - *explicite* bądź *implicite* - były sformułowane w postaci równań różniczkowych.

Korzystając z doświadczeń Sorensena /1974; 1978/ i Tachinabaki /1979/ w rozdziale tym przedstawimy oryginalny model wyjaśniający przeciętną trajektorię pozycji zawodowej w różnych grupach społecznych /Krauze, Słomczyński, Peradzyński, 1978/. W modelu tym przyjmiemy szereg założeń dotyczących tego, jak wykształcenie jest transformowane w wartości pozycji zawodowej. Estymacje trajektorii pozycji zawodowej zostaną porównane z danymi empirycznymi. W tym celu wykorzystamy materiały z próby łódzkiej z 1976 r. o osobach rozpoczynających pracę w trzech okresach: /1/ przed 1946 r., /2/ w latach 1946-55, /3/ w latach 1956-65. W każdej z tych podprób znajdują się tylko te osoby, które pracowały także w 1976 r. i weszły do próby głównej naszych badań, Będziemy analizować przebieg pozycji zawodowej na skali nagród społeczno-ekonomicznych, omówionej w rozdziale II³.

1. Model trajektorii pozycji zawodowej

Podstawowe założenie modelu można przedstawić następująco: w czasie kariery jednostek ich pozycje zawodowe coraz bardziej zbliżają się do takich pozycji, które wyrażają "efektywną wartość" ich wykształcenia. Oznacza to, iż do modelu obok faktycznej pozycji zawodowej wprowadzamy pewien konstrukt; jest nim normatywnie określona pozycja zawodowa - taka, jaką jednostka otrzymałaby, gdyby na rynku pracy stosowano wobec wszystkich zatrudnionych zasadę maksymalizacji związku pozycji zawodowej

³ Wykorzystujemy tu skalę w takiej wersji, w której wyodrębnione są 52 wąskie kategorie zawodowe. Skala taka bardzo wysoko koreluje się ze skalą dokładniejszą; w próbie ogólnopolskiej z 1978 r., $r = 0,973$.

z formalnym wykształceniem.

W poprzednim rozdziale zdefiniowaliśmy imputowaną pozycję zawodową jako pozycję, której jednostki z danym poziomem wykształcenia mogłyby racjonalnie oczekiwać w sytuacji alokacji merytokratycznej. W tym sensie imputowana pozycja zawodowa wyraża "efektywną wartość" wykształcenia na rynku pracy. W modelu badamy, jak w trakcie kariery zawodowej różnica między pozycją faktyczną a imputowaną zachowuje się.

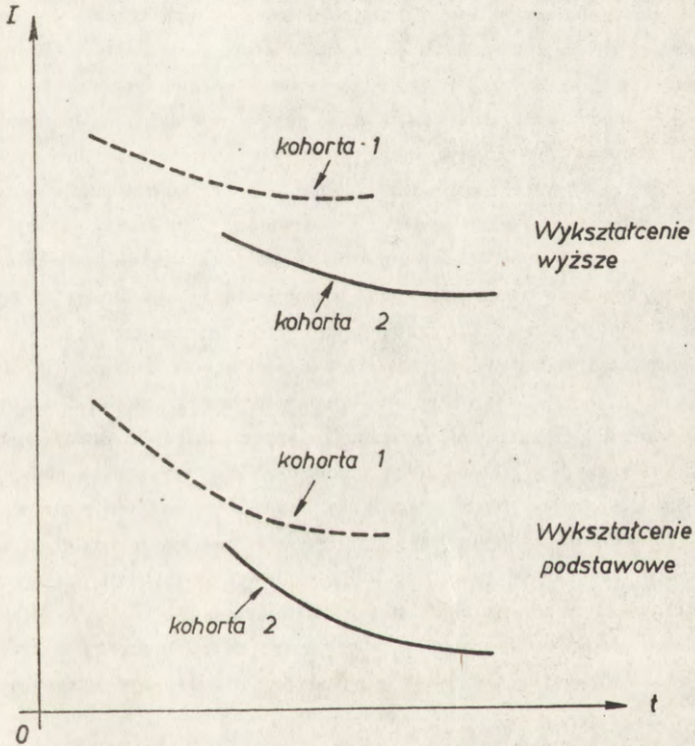
Analiza przebiegu imputowanej pozycji zawodowej w czasie jest w tym miejscu sprawą istotną dla zrozumienia całości modelu. Na podstawie wielu analiz empirycznych wiadomo, że w każdej kohorcie - grupie wchodzącej w tym samym czasie na rynek pracy - znaczna część osób podwyższa swoje wykształcenie w trakcie pracy⁴. Biorąc pod uwagę względne wartości wariancji, zmiany w dystrybucji wykształcenia są większe niż zmiany w dystrybucji pozycji zawodowych. W konsekwencji w danej kohorcie wartość imputowanej pozycji zawodowej dla danego poziomu wykształcenia maleje w funkcji czasu. Należy przy tym przyjąć nieliniową postać związków między poziomami wykształcenia a pozycjami oczekiwanymi w zmieniającej się w czasie alokacji merytokratycznej. W szczególności, w przypadku wykształcenia wyższego tempo dewaluacji tego wykształcenia - wyrażonego jako imputowana pozycja zawodowa - powinno być mniejsze niż tempo dewaluacji wykształcenia podstawowego.

Rozpatrywanie zmian w alokacji merytokratycznej poszczególnych kohort jest o tyle uzasadnione, iż każda kohorta stanowi względnie izolowaną grupę odniesienia w stosunkach współzawodnictwa w obejmowaniu ról zawodowych. Trzeba przy tym zwrócić uwagę, iż nowe kohorty mają przeciętnie wyższe wykształcenie, ale nie różnią się istotnie od kohort poprzednich pod względem dystrybucji pozycji zawodowych. Prowadzi to w konsekwencji do tego, iż w przypadku nowych kohort pozycje imputowane są - dla danych poziomów wykształcenia - niższe niż w przypadku kohort poprzednich. Rysunek V.1 - będący ilustracją podanych założeń - przedstawia trajektorie pozycji imputowanej dwóch kohort dla różnych poziomów wykształcenia.

⁴Por. np. K. Zagórski /1976/.

Rysunek V.1.

Ilustracja założenia o spadku efektywnej wartości wykształcenia w funkcji czasu.



I - efektywność wykształcenia wyrażona jako imputowana pozycja zawodowa

Nasze założenia na temat malejącej "efektywnej wartości" wykształcenia odpowiadają założeniom R. Boudona /1973; 1974/ w jego ogólnym modelu ruchliwości społecznej. Według tego autora jednostki z następujących po sobie kohort podejmują różne przedsięwzięcia w celu uzyskania relatywnie wyższego wykształcenia niż w kohortach poprzednich, gdyż to właśnie podwyższa ich wartość przetargową na rynku pracy. Ze względu na otwartość systemu oświaty, kolejne kohorty charakteryzują się coraz wyższą przeciętną liczbą lat spędzonych w systemie oświaty. Powolniejsza zmienność dystrybucji pozycji zawodowych sprawia jednak, że ta sama liczba klas szkolnych coraz trudniej jest wymiennalna na odpowiednią pozycję zawodową. W konsekwencji, w danym momencie kariery, wykształcenie relatywnie wyższe niż osiągnięte przez poprzedników o tym samym stażu pracy, może nawet nie gwarantować tej samej pozycji zawodowej, którą ci poprzednicy zajmowali. Ponieważ każda kohorta w trakcie pracy zwiększa swoje przeciętne wykształcenie, dewaluacja efektywnej wartości tego wykształcenia następuje zgodnie z rysunkiem V.1.

Dewaluacja efektywnej wartości wykształcenia nie oznacza, iż dla każdej jednostki imputowana pozycja zawodowa maleje w czasie. Zmniejszająca się wartość wykształcenia uzyskanego przed podjęciem pracy może być w wystarczającym stopniu zrekompensowana przez proces podwyższenia wykształcenia w trakcie pracy, aby imputowana pozycja pozostawała stała lub nawet rosła. Jednocześnie, doksztalcanie się jednostek w trakcie kariery zawodowej, przy względnie stabilnej dystrybucji pozycji zawodowych, podnosi tempo dewaluacji wykształcenia.

Podstawowe równanie opisujące dynamikę związku między faktyczną pozycją zawodową, S , a pozycją imputowaną, I , może być wyrażone w postaci

$$\frac{d}{dt} (S - I) = -\alpha (S - I) \quad (1)$$

gdzie parametr α jest liczbą dodatnią. Przy zadanej pozycji zawodowej w początkowym punkcie kariery $S(0)$, równanie (1) ma jednoznaczne rozwiązanie. Równanie to może być zapisane jako

$$\frac{d}{dt} S = -\alpha S + \alpha I + \frac{d}{dt} I \quad (2)$$

lub, gdy funkcją niewiadomą jest $I(t)$, jako

$$\frac{d}{dt} I = -\alpha I + \alpha S + \frac{d}{dt} S \quad (3)$$

Równanie (2) opisuje zbliżenie się pozycji faktycznej do pozycji imputowanej, zaś równanie (3) - odwrotnie: pozycji imputowanej do pozycji faktycznej. Są to dwa zakładane procesy wpływające na przeciętny przebieg kariery zawodowej w krótkim przedziale czasu. Biorąc pod uwagę te dwa procesy założymy teraz, że dana zbiorowość składa się z dwóch grup: /1/ osób ze stałą imputowaną pozycją zawodową $I_1 = \text{const.}$ oraz /2/ osób ze stałą faktyczną pozycją zawodową $S_2 = \text{const.}$. Dla krótkiego odcinka przyjmujemy także, iż pierwsza grupa zawiera osoby relatywnie upośledzone $S_1 < I_1$, a druga - osoby relatywnie uprzywilejowane $S_2 > I_2$. Pomijamy tutaj możliwą grupę trzecią $S_3 = I_3$, gdyż idealna odpowiedniość faktycznej pozycji do pozycji imputowanej jest mało realistyczna. Dwie rozważane sytuacje zostały przedstawione na rysunku V.2.

Udział grupy pierwszej w całej zbiorowości wynosi p_1 , zaś drugiej p_2 , przy warunku, że podział na grupy jest wyczerpujący: $p_1 + p_2 = 1$. Przeciętne trajektorie pozycji zawodowej opisane są równaniami

$$\frac{d}{dt} (S_1 - I_1) = -\alpha_1 (S_1 - I_1), \quad \alpha_1 > 0 \quad (4)$$

$$\frac{d}{dt} (S_2 - I_2) = -\alpha_2 (S_2 - I_2), \quad \alpha_2 > 0 \quad (5)$$

W ogólnym przypadku parametry α_1 i α_2 są różne. Pierwszy z nich, α_1 , waraża jak szybko następuje proces podwyższania faktycznej pozycji zawodowej, drugi, α_2 , jak szybko następuje proces obniżania imputowanej pozycji zawodowej. Zgodnie z modelem, w każdym przypadku: $S(t_1) - I(t_1) > S(t_2) - I(t_2)$, gdzie $t_1 < t_2$.

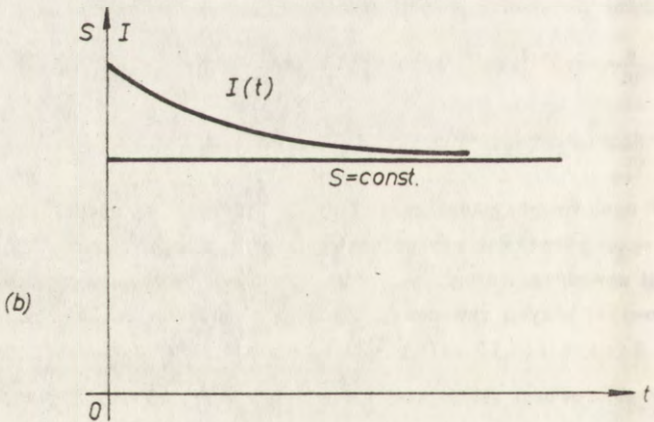
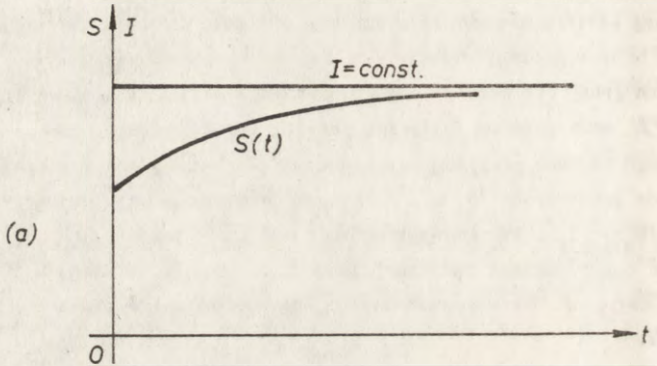
W zbiorowości składającej się z dwóch rozpatrywanych grup średnie pozycji zawodowych wynoszą

$$S = p_1 S_1 + p_2 S_2$$

$$I = p_1 I_1 + p_2 I_2$$

Rysunek V.2.

Ilustracja podstawowych założeń modelu: (a) zbieżności faktycznej pozycji zawodowej $S(t)$ do imputowanej pozycji zawodowej $I = \text{const.}$; (b) zbieżności imputowanej pozycji zawodowej $I(t)$ do faktycznej pozycji zawodowej $S = \text{const.}$



Powstaje pytanie, jakie są trajektorie pozycji zawodowych w całej tej zbiorowości. Mnożąc równanie (4) przez p_1 , a równanie (5) przez p_2 i dodając je otrzymujemy po przekształceniach:

$$\frac{d}{dt} (S - I) = -\alpha_1 (S - I) + p_2 \alpha_1 (S_2 - I_2) - p_2 \alpha_2 (S_2 - I_2)$$

Wyrażenia zawierające p_2 mogą być przedstawione przy użyciu $\frac{d}{dt} I$.
Ponieważ $\frac{d}{dt} S_2 = 0$, otrzymamy

$$\frac{d}{dt} I_2 = \alpha_2 (S_2 - I_2) \quad \text{skąd} \quad \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{d}{dt} I_2 = \alpha_1 (S_2 - I_2)$$

Ponieważ ponadto $\frac{d}{dt} I_1 = 0$, otrzymujemy

$$p_2 \alpha_1 (S_2 - I_2) - p_2 \alpha_2 (S_2 - I_2) = \frac{\alpha_1 - \alpha_2}{\alpha_2} \frac{d}{dt} I$$

Ostateczne równanie dla przeciętnych trajektorii pozycji zawodowych w zbiorowości zawierającej obie rozważane grupy ma postać:

$$\frac{d}{dt} (S - I) = -\alpha_1 (S - I) + \tilde{\sigma} \frac{d}{dt} I \quad (6)$$

gdzie

$$\tilde{\sigma} = \frac{\alpha_1 - \alpha_2}{\alpha_2}$$

Parametr $\tilde{\sigma}$ zawiera dwa parametry, które poddaliśmy już interpretacji. Ogólnie, parametr $\tilde{\sigma}$ wyraża, o ile szybciej następuje podwyższenie faktycznej pozycji zawodowej niż obniżanie pozycji imputowanej. Zwróćmy uwagę, iż $\tilde{\sigma}$ nie zależy od udziałów p_1 i p_2 , co jest interesującym rezultatem.

Wprowadzenie równania (6) opiera się na szeregu założeń upraszczających. W pracy tej nie będziemy rozróżniać pomiędzy α_1 i α_2 przyjmując za podstawę równanie rozważane w poprzednim opracowaniu /Krauze, Siomczyński, Peradzyński, 1978/:

$$\frac{d}{dt} (S - I) = -\alpha (S - I) + \tilde{\sigma} \frac{dI}{dt} \quad (7)$$

W tym równaniu interpretacja parametru α może być prowadzona w kategoriach szybkości osiągania stanu równowagi poprzez dążenie faktycznej pozycji zawodowej do imputowanej; parametr $\tilde{\sigma}$ jest wówczas poprawką wynikającą z istnienia drugiego procesu - dążenia pozycji imputowanej do faktycznej. Poprawka ta jest równa zeru tylko przy jednakowej szybkości obu procesów.

W analizach empirycznych wartości statusu imputowanego I będziemy traktować jako znane; równanie (7) rozwiążemy względem S . W tym celu założymy, że pozycja imputowana jest w przedziałach liniową funkcją czasu; a więc gdy $c_i = I(t_i)$, $k_i = [I(t_{i+1}) - I(t_i)] / (t_{i+1} - t_i)$

$$I(t) = k_i (t - t_i) + c_i$$

dla t należącego do przedziału $[t_i, t_{i+1}]$, przy czym $t_0 = 0$, $t_n = T$. Równanie (7) ma wówczas w tym przedziale rozwiązanie⁵:

$$S(t) = e^{-\alpha(t-t_i)} [S(t_i) - c_i - \frac{\tilde{\sigma}}{\alpha} k_i] + c_i + k_i(t - t_i) + \frac{\tilde{\sigma}}{\alpha} k_i \quad (8)$$

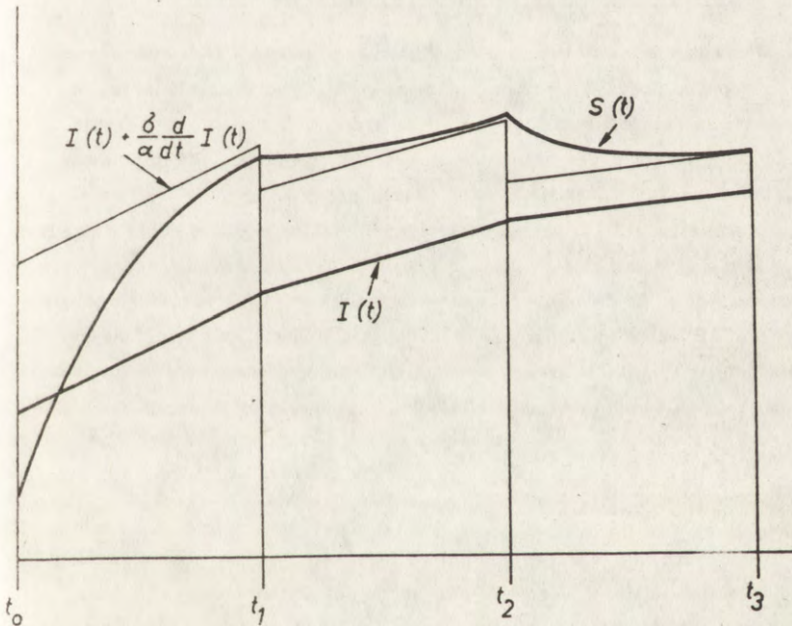
Trajektoria pozycji zawodowej typowa dla heterogenicznej zbiorowości i przebiegająca w trzech przedziałach czasowych jest przedstawiona na rysunku V.3. Zakładając początkową wartość faktycznej pozycji zawodowej $S(0)$, mniejszą od $I(0)$, estymowana trajektoria przecina linię pozycji imputowanej i zbliża się do wartości będącej sumą pozycji imputowanej i jej pochodnej; maksymalne zbliżenie występuje na końcu pierwszego przedziału. W drugim przedziale pochodna pozycji imputowanej względem czasu jest mniejsza, a w związku z tym przyrost estymowanej wartości $S(t)$ następuje w powolniejszym tempie. W trzecim, ostatnim przedziale, estymowana wartość $\hat{S}(t)$ obniża się, gdyż pochodna pozycji imputowanej jest znacznie niższa niż w przedziale poprzednim; relatywny przyrost pozycji imputowanej jest zbyt mały, aby pozycja zawodowa S mogła być utrzymana.

⁵W obliczeniach korzystamy tylko z wartości $S(0)$; w pozostałych przedziałach wartość $\hat{S}(t)$ jest wartością estymowaną na podstawie rozwiązania dla poprzedniego przedziału.

Rysunek V. 3.

Zbieżność faktycznej pozycji zawodowej do sumy pozycji imputowanej i jej ważonej pochodnej.

$$S(t) \rightarrow I(t) + \frac{\delta}{\alpha} \frac{d}{dt} I(t)$$



Rysunek V.3 przedstawia realizację jednej z możliwych wersji modelu. Umysliawia on, iż nawet przy wzroście pozycji imputowanej można przewidywać spadek pozycji faktycznej, co nie jest od razu oczywiste, gdy uwzględnić wykładniczą postać rozwiązania (8) dla jednego przedziału. Inne wersje modelu mogą być oczywiście oparte na założeniu spadku pozycji imputowanej oraz $\delta < 0$. Takie wersje będziemy również uwzględniać w analizie danych empirycznych.

2. Decyzje dotyczące estymacji podstawowego równania modelu

Wyznaczenie numerycznego rozwiązania równania (7) wymaga szeregu wstępnych decyzji. Decyzje te dotyczą /1/ wyboru przedziałów, w których równanie jest rozwiązywane oraz sposobu interpretacji pozycji imputowanej $I(t)$ w tych przedziałach; /2/ wyrażenia pozycji imputowanej I w zależności od wykształcenia, stażu pracy i kohorty; /3/ estymacji parametru α ; /4/ wyboru wartości δ , która zapewni dobrą predykcję. Aczkolwiek decyzje te mają raczej techniczny charakter, są istotne dla zrozumienia, w jaki sposób zaproponowany model faktycznie może być stosowany. Ponadto informacje o tych decyzjach mają znaczenie nie tylko dla dyskusji wyników, lecz także dla ewentualnych replikacji tego modelu, czy jego dalszych modyfikacji. Decyzje te omówimy w kolejnych punktach.

A. Dyskretyzacja i interpolacja $I(t)$

Ponieważ rozwiązanie równania (7) jest osiągalne w postaci analitycznej, nie ma potrzeby sprowadzania go do aproksymującego równania różnicowego. Wartość $I(t)$, konieczna do rozwiązania tego równania względem S , została wyznaczona empirycznie w punktach czasowych rozdzielonych pięcioletnimi przedziałami. Wewnątrz każdego przedziału stosowaliśmy interpolację liniową:

$$I(t) = I(5k) + \frac{t}{5} [I(5k+1) - I(5k)]$$

gdzie $5k \leq t \leq 5(k+1)$, $k = 0, 1, \dots, 5$.

B. Wyznaczenie wartości pozycji imputowanej I

W tabeli V.1 przedstawiono wartości wartości imputowanej pozycji zawodowej I w zależności od poziomu wykształcenia, stażu pracy i okresu rozpoczęcia działalności zawodowej. Wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia wartości imputowanej pozycji zawodowej wzrastają. Jednakże obserwujemy również, iż dla poszczególnych poziomów wykształcenia wartości I regularnie maleją wtedy, gdy staż pracy wzrasta. Ponadto, różnice między kohortami są wyraźne: dla jednostek, które później weszły na rynek pracy, to samo wykształcenie daje w efekcie niższe wartości I nawet przy tym samym stażu pracy. Te ostro zarysowujące się prawidłowości są zgodne z założeniami teoretycznymi przedstawionymi w dyskusji założeń modelu.

Gdy badane osoby są scharakteryzowane według kategorii wykształcenia zawartych w tabeli V.1, można określić przeciętną imputowaną pozycję zawodową dla danej kohorty w zależności od stażu pracy, zaczynając od punktu startowego, a kończąc na 15 roku pracy. Posługując się danymi z tabeli V.1, uzupełnionymi o dane dla dalszych etapów kariery starszych kohort, wyznaczono wszystkie wartości imputowanych pozycji zawodowych.

C. Estymacja wartości

Rozważmy tę część populacji, która podczas swojej kariery zawodowej w taki sposób zmienia wykształcenie, iż jej imputowana pozycja zawodowa pozostaje stała. Zgodnie z modelem, dla tej części populacji zmiany rzeczywistej pozycji zawodowej mogą być opisane równaniem

$$\frac{d}{dt} Z(t) = -\alpha Z(t) \quad (9)$$

gdzie

$$Z(t) = S(t) - I(t)$$

Użyjemy probabilistycznej interpretacji tego równania w celu określenia czasu relaksacji $1/\alpha$; czas ten może być wyznaczony poprzez rozwiązanie równania

Przeciętna pozycja zawodowa na skali nagród społeczno-ekonomicznych według alokacji merytokratycznej przy podziale zbiorowości ze względu na poziom wykształcenia oraz staż i okres rozpoczęcia pracy.

Próba łódzka, 1976 r.

Liczba lat pracy	Okres rozpoczęcia pracy		
	Przed 1946r.	1946-1955	1956-1965
A. Wykształcenie niepełne podstawowe			
1	23,0	11,7	11,3
5	20,6	11,2	11,0
10	18,5	11,0	-
15	17,7	-	-
B. Wykształcenie podstawowe pełne			
1	45,9	39,7	33,0
5	43,5	38,1	31,8
10	42,1	35,3	30,9
15	41,9	32,8	30,5
C. Wykształcenie zasadnicze zawodowe i niepełne średnie			
1	69,6	52,9	47,9
5	64,2	49,6	44,5
10	59,4	48,9	43,0
15	57,5	47,9	43,0
D. Wykształcenie średnie pełne			
1	91,5	81,4	71,6
5	84,7	70,6	67,2
10	79,4	70,1	64,9
15	76,2	69,8	63,1
E. Wykształcenie pomaturalne i niepełne wyższe			
1	95,0	95,0	89,0
5	95,0	89,1	86,0
10	94,8	86,0	80,9
15	94,0	86,0	80,1
F. Wykształcenie wyższe pełne			
1	95,0	95,0	93,4
5	95,0	94,1	92,8
10	94,8	93,5	92,1
15	94,8	93,3	91,9

$$\frac{1}{2} = e^{-\alpha T}$$

gdzie T oznacza t.zw. czas połówkowy, w naszym przypadku liczbę lat, po upływie których połowa osób osiąga ustaloną wartość pozycji zawodowej. Stąd

$$\alpha = \frac{\log 2}{T} \quad (10)$$

Przykład procesu "dochodzenia" do ostatecznej pozycji zawodowej podany jest na rysunku V.3, z odpowiednim czasem połówkowym $T = 13,5$ lat, dla którego $\alpha = 0,05$. Przykład ten jest aproksymacją wartości empirycznej, której sposób wykorzystania zostanie teraz omówiony wraz z założeniami i interpretacją.

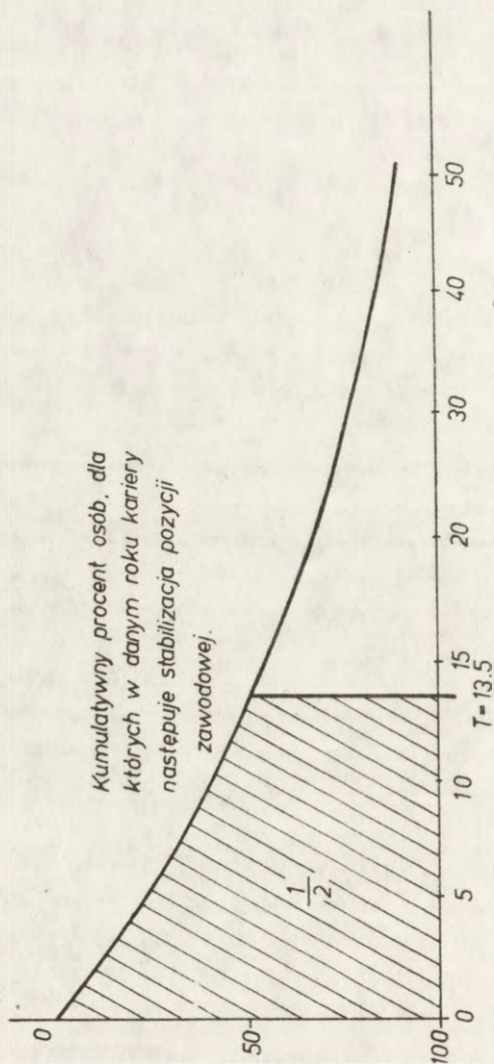
Przyjęliśmy, iż osoby rozpoczynające pracę przed 1946 rokiem osiągnęły po 30 latach taką pozycję zawodową, której już nie będą zmieniać. Założenie to usprawiedliwione jest stosunkowo długim okresem trwania kariery oraz faktem bardzo małego prawdopodobieństwa zmiany pracy w wieku przedemerytalnym. Do estymacji parametru α użyliśmy podpróby osób ruchliwych - tych, które miały początkową pozycję zawodową różną od pozycji ostatecznie osiągniętej. Dla kolejnych lat stażu pracy - zaczynając od 1 w 1945 r. i kończąc na 31 w 1975 r. - obliczyliśmy proporcję osób, które osiągnęły pozycję finalną. Wartość środkowa tej dystrybucji wynosi 11,5 lat; podstawiając tę wartość do równania 10 otrzymujemy $\alpha \approx 0,06$.

W dalszych analizach zaostrzyliśmy kryterium doboru osób do podpróby i wzięliśmy pod uwagę tylko te przypadki, gdy osiągnięcie pozycji ostatecznej nie wystąpiło w ciągu pierwszych pięciu lat pracy. Wówczas wartość środkowa dystrybucji lat do ustalenia pozycji zawodowej wynosi 15,6, a odpowiadająca jej wartości $\alpha = 0,04$.

Uśredniając otrzymane wyniki, we wszystkich dalszych analizach przyjęliśmy wartość $\alpha = 0,05$. Ponieważ taka aproksymacja została uzyskana na podstawie danych dla najstarszej kohorty - rozpoczynającej pracę przed 1946 rokiem - powstaje problem, czy zasadne jest używanie

Rysunek V.4.

Ilustracja rozkładu liczby lat pracy, w których następuje stabilizacja pozycji zawodowej ($\alpha = 0.05$; $T = 13.5$).



tej aproksymacji w odniesieniu do kohort młodszych. Problem ten można rozstrzygnąć per analogiam: jeżeli czasy "dojścia" do pozycji osiągniętej wcześniej - powiedzmy w 15 roku kariery zawodowej - nie zmieniają się między kohortami, to czasy "dojścia" do pozycji finalnej też są przypuszczalnie takie same. Obliczenia pokazały, iż dla kohort rozpoczynających pracę przed 1946 r., w latach 1946-1955 oraz w latach 1956-1965 "dojście" do pozycji zajmowanej w 15 roku kariery trwało w przybliżeniu tak samo długo: od 7,8 do 8,1 lat. Dlatego też przyjmujemy w obliczeniach jedną wartość α dla wszystkich trzech kohort.

D. Estymacja wartości

W teoretycznej części tego rozdziału przedstawiliśmy interpretację parametru β w kategoriach parametru α dla dwóch procesów: zbliżania się faktycznej pozycji zawodowej do stałej pozycji imputowanej oraz zbliżania się pozycji imputowanej do stałej pozycji zawodowej. Chociaż analityczne wyróżnienie tych procesów jest oczywiste, określenie empirycznych warunków, w których są one obserwowane napotyka na duże trudności. W szczególności brak jest jasnych kryteriów ustalania się pozycji faktycznej i imputowanej, a także optymalnego okresu, w którym proces należy analizować. W pracy tej wartości β były wartościami poszukiwanymi: kryterium wyboru stanowiło dopasowanie estymacji do danych empirycznych. Równanie (7) rozwiązywano dla wartości β od -5,0 do +5,0 z krokiem 0,05.

3. Analiza danych empirycznych i dyskusja wyników

W tabeli V.2 dla trzech kohort przedstawiono w odstępach pięcioletnich średnie arytmetyczne trzech zmiennych: faktycznej i imputowanej pozycji zawodowej oraz wykształcenia; informacje te uzupełnione są wynikiem estymacji trajektorii pozycji zawodowej, gdy podstawą szacunku było rozwiązanie (8) równania (7). Jak wskazaliśmy w poprzedniej części tego rozdziału, w obliczeniach przyjęliśmy dla wszystkich kohort stałą wartość α , zaś w zależności od kohorty dobieraliśmy wartość β metodą prób i błędów. Danymi podstawowymi do obliczeń były wartości faktycznej

Przeciętna faktyczna pozycja zawodowa, przeciętne wykształcenie, przeciętna imputowana pozycja zawodowa i wynik estymacji według modelu dla trzech kohort wyróżnionych ze względu na okres rozpoczęcia pracy. Próba łódzka, 1976 r.

Liczba lat pracy	Przeciętna faktyczna pozycja zawodowa	Przeciętna liczba klas szkolnych	Przeciętna imputowana pozycja zawodowa	Wynik estymacji według modelu
A. Osoby rozpoczynające pracę przed 1946 r.; N= 336 / = 0,05; = 0,75/				
0	43,8	7,1	47,1	43,8
5	48,3	7,6	49,7	48,8
10	50,0	8,0	50,7	50,7
15	51,7	8,2	51,3	51,7
20	52,5	8,4	51,6	52,1
25	52,7	8,5	50,2	49,7
30	51,5	8,5	49,7	49,0
B. Osoby rozpoczynające pracę w latach 1946-1955; N= 253 / = 0,05; = 3,15/				
0	42,2	8,1	46,9	42,2
5	51,3	8,9	49,0	51,2
10	52,4	9,1	50,0	54,5
15	53,9	9,2	50,1	53,9
20	53,9	9,3	49,1	49,3
C. Osoby rozpoczynające pracę w latach 1956-1965; N=190 / = 0,05; = 2,15/				
0	50,1	9,2	50,2	50,1
5	55,7	9,5	50,3	50,4
10	57,9	9,6	52,9	57,9

pozycji zawodowej w punkcie początkowym $S(0)$ oraz wartości pozycji imputowanej w siedmiu punktach czasowych, $t = t_1, 1=0,1,\dots,6$, aproksymowane liniowo w przedziałach pięcioletnich w sposób przedstawiony w części 2 A tego rozdziału.

W każdej kohorcie wzrost faktycznej pozycji zawodowej następuje najszybciej na początku kariery. Wzrostowi temu towarzyszy przyrost wykształcenia. Jednakże, ze względu na nieliniowy związek wykształcenia z pozycją imputowaną, ta ostatnia szybciej ustala się, a nawet - w dwóch starszych kohortach - pod koniec kariery maleje. Warto też zwrócić uwagę, iż we wszystkich kohortach na początku kariery faktyczna pozycja przybiera niższą wartość niż pozycja imputowana, ale następnie tę pozycję przekracza. Taki stan rzeczy jest zgodny z przebiegiem trajektorii przedstawionej na rysunku V.3.

Ogólnie rzecz biorąc przewidywana pozycja zawodowa dobrze przystaje do danych, lepiej niż pozycja imputowana. Oznacza to, iż przyrosty efektywnej wartości wykształcenia pełnią szczególną rolę w procesie osiągnięcia pozycji zawodowej całych grup społecznych. Gdyby δ była równa zeru, wówczas przewidywana pozycja zawodowa bardziej różniłaby się od pozycji faktycznej w prawie wszystkich punktach kariery; widać to szczególnie w przypadku dwóch młodszych kohort. W najstarszej kohorcie δ jest najniższa, co oznacza, iż w niej właśnie tempo podwyższania pozycji zawodowej w stosunku do tempa obniżania pozycji imputowanej było najmniejsze: $\delta = 0,75$. W dwóch następnych kohortach różnica w prędkości tych procesów jest istotnie większa: δ wynosi odpowiednio 3,15 i 2,15. W szczególności w kohorcie rozpoczynającej pracę w latach 1946-1955 procesy zasłużonego awansu były szybkie, a procesy degradacji spowodowanej brakiem należytego wykształcenia - powolne.

Wyniki analiz uzupełniających zawarte są w tabeli V.3. W analizach tych wyróżniono trzy grupy osób z kohorty najstarszej, mającej za sobą 30 lat pracy. Pierwsza grupa składa się z tych osób, które osiągnęły wysoką pozycję zawodową /ponad 70 punktów/, druga - średnią /od 50 do 69 punktów/, a trzecia - niską /mniej niż 50 punktów/. Mimo, iż grupy te

wyróżniono jedynie ze względu na wartość pozycji w chwili badania, wartości pozycji początkowej są także największe w grupie pierwszej, a najmniejsze w grupie trzeciej.

Jedynie w pierwszej grupie faktyczna pozycja na początku kariery jest niższa niż pozycja imputowana. Ponadto jest to grupa, w której początkowy wzrost faktycznej pozycji jest najszybszy i ustala się pod sam koniec kariery. Aczkolwiek w grupie tej wykształcenie systematycznie wzrasta, to wartość pozycji imputowanej już po 10 latach maleje. Przy $\delta = 0,10$ przewidywana pozycja zawodowa przybiera bardziej realistyczne wartości niż pozycja imputowana.

W dwóch pozostałych grupach najwyższa pozycja zawodowa osiągnięta jest nie pod sam koniec kariery, a wcześniej. W obu przypadkach model przewiduje takie trajektorie względnie dokładnie. Szczególnie interesujący jest przypadek grupy drugiej: mimo, że pozycja imputowana systematycznie wzrasta, pozycja faktyczna przy końcu kariery maleje; zostało to przewidziane przez model, chociaż z nadmiernym wyprzedzeniem - spadek zaczął następować zbyt wcześnie. Natomiast w grupie trzeciej szczyt w karierze został przewidziany poprawnie, przy czym jest on w przybliżeniu zgodny także z pozycją imputowaną.

Jeżeli uwzględnić wszystkie punkty kariery, to wniosek, iż model z $\delta \neq 0$ prowadzi do lepszej predykcji niż model z $\delta = 0$ jest całkiem usprawiedliwiony. Ponieważ w grupie pierwszej i trzeciej wartości nie są wysokie, można rozważyć jaką predykcję osiągnięto by, gdyby wartość δ przyrównać do zera. Taki wybór δ prowadzi jednak do gorszej estymacji nie tylko początkowych etapów kariery, ale i końcowych. Natomiast w przypadku grupy drugiej względny błąd predykcji byłby tak duży, iż stosowanie równania różniczkowego przestałoby być opłacalne; lepszą predykcję stanowiłyby wartości pozycji imputowanej.

Zalety proponowanego modelu przejawiają się między innymi w tym, iż na jego podstawie można przewidzieć kształt trajektorii pozycji zawodowej w różnych sytuacjach, które wydają się interesujące z formalnego punktu widzenia. W szczególności mamy tu na myśli sytuacje wynikające

Przeciętna faktyczna pozycja zawodowa, przeciętne wykształcenie, przeciętna imputowana pozycja zawodowa i wynik estymacji według modelu dla osób rozpoczynających pracę przed 1946 r. podzielonych ze względu na osiągniętą pozycję zawodową w chwili badań. Próba łódzka, 1976 r.

Liczba lat pracy	Przeciętna faktyczna pozycja zawodowa	Przeciętna liczba klas szkolnych	Przeciętna imputowana pozycja zawodowa	Wynik estymacji według modelu
A. Wysoka osiągnięta pozycja zawodowa / $\alpha = 0,05$; $\bar{\sigma} = 0,10$				
0	57,8	9,1	70,7	57,8
5	70,2	10,6	80,6	71,4
10	74,4	11,3	81,7	74,6
15	77,5	11,5	80,8	75,2
20	79,5	11,9	80,1	75,7
25	82,1	12,0	80,0	76,6
30	82,4	12,1	79,1	76,3
B. Średnia osiągnięta pozycja zawodowa / $\alpha = 0,05$; $\bar{\sigma} = 1,50$				
0	45,3	6,4	39,0	45,3
5	50,8	6,8	41,2	49,0
10	53,0	7,4	45,6	57,5
15	56,0	7,7	47,4	59,1
20	57,0	7,8	47,6	57,0
25	58,6	7,9	47,7	55,1
30	57,8	8,1	47,8	53,7
C. Niska osiągnięta pozycja zawodowa / $\alpha = 0,05$; $\bar{\sigma} = 0,15$				
0	33,6	5,9	33,3	33,6
5	37,3	6,4	36,6	37,3
10	37,0	6,5	36,8	37,3
15	37,8	6,6	37,1	37,6
20	37,6	6,7	37,2	37,6
25	34,2	6,7	36,5	36,7
30	34,4	6,8	36,2	36,3

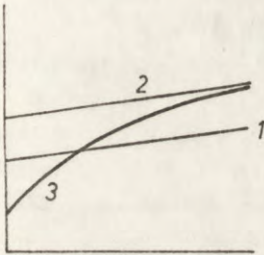
z zastosowania dwóch kryteriów: po pierwsze - znaku różnicy między faktyczną a imputowaną pozycją zawodową na początku kariery oraz - po drugie - znaku parametru ζ . Cztery typowe sytuacje są przedstawione na rysunku V.5.

Aczkolwiek sytuacje przedstawione na tym rysunku mają charakter formalny, znajdują one pewne odzwierciedlenie w rzeczywistości. Część A rysunku w przybliżeniu odpowiada przebiegowi trajektorii pozycji zawodowej wśród specjalistów - osób, które w chwili badania pracowały w zawodach wymagających wyższego wykształcenia. Ogólnie rzecz biorąc, na początku kariery osoby te pracowały w rolach zawodowych dających niższą pozycję niż wynikałoby to z efektywnej wartości ich wykształcenia, $S(0) - I(0) < 0$. Jednakże w grupie tej przyrosty efektywnej wartości wykształcenia okazały się dodatnie, a $\zeta > 0$. W konsekwencji w dalszych etapach kariery faktyczna pozycja zawodowa wzrosła ponad pozycję imputowaną, zbliżając się do wartości $I + \frac{\zeta}{\alpha} \frac{d}{dt} I(t)$. Dokładniejsze obliczenia wykazują, iż przy $\zeta = 0,50$ otrzymuje się dobre przybliżenie estymowanej trajektorii pozycji zawodowej do trajektorii rzeczywistej. Wśród specjalistów, przy $\zeta = 0,50$, w trzydziestym roku kariery średnia pozycja zawodowa wynosi 95,0 punktów, a pozycja estymowana 97,3 punktów, co oznacza przybliżenie w granicach błędu pomiaru.

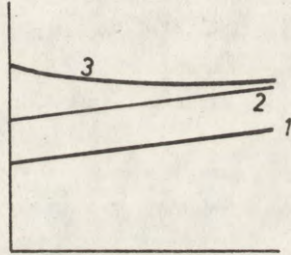
Przypadek przedstawiony w części B rysunku V.5 może być odniesiony do osób wykazujących ruchliwość "w dół", mimo podwyższenia wykształcenia. Według danych grupę taką stanowią te osoby, które rozpoczęły pracę w zawodach robotników wykwalifikowanych, mając wówczas stosunkowo niskie wykształcenie, $S(0) - I(0) > 0$, a następnie podwyższając je na tyle, że efektywna wartość wykształcenia wzrosła: $\zeta > 0$. Doprowadziło to do zmiany zawodów na fizyczno-umysłowe, a więc o niższej pozycji na skali nagród społeczno-ekonomicznych, $S(0) - S(30) > 0$. Ta kategoria osób jest nieliczna i przypuszczalnie z tego powodu trajektoria faktycznej pozycji zawodowej wykazuje pewne nieregularności w środkowym przedziale kariery. Nie wchodząc jednak bliżej w zagadnienia estymacji trajektorii pozycji zawodowej tej kategorii osób, proponujemy w przyszłości poddać dokładniejszej analizie ów przypadek na obszerniejszym materiale.

Rysunek V.5.

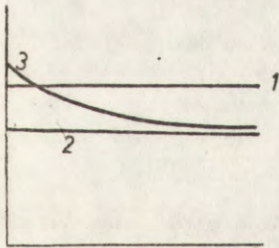
Typy trajektorii pozycji zawodowych ze względu na dwa kryteria: znak δ i znak $S(0) - I(0)$.



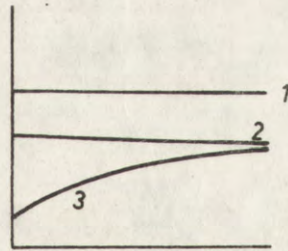
A: $\delta > 0$; $S(0) - I(0) < 0$.



B: $\delta > 0$; $S(0) - I(0) > 0$.



C: $\delta < 0$; $S(0) - I(0) > 0$.



D: $\delta < 0$; $S(0) - I(0) < 0$.

Oznaczenia: 1 - $I(t)$,
 2 - $I(t) + \frac{\delta}{\alpha} \frac{d}{dt} I(t)$,
 3 - $S(t)$.

Dalszych analiz będą też wymagały sytuacje przedstawione w częściach C i D rysunku V.5, a więc gdy $\delta < 0$. Część C charakteryzuje trajektorie pozycji zawodowej tych pracowników biurowych, którzy rozpoczęli pracę w rolach zawodowych dających wyższą pozycję niż ich pozycja aktualna w chwili badań. Osoby te na początku kariery miały - średnio rzecz biorąc - pozycję wyższą niż pozycja wynikająca z wykształcenia. Jednocześnie osoby te nie podwyższyły wykształcenia w trakcie kariery zawodowej na tyle, aby utrzymać swą pozycję początkową, a nawet przy końcu kariery "spadły" poniżej pozycji imputowanej. Z kolei, część D rysunku V.3 odnosi się do tych osób, które od początku pracy zawodowej posiadały wykształcenie pełne średnie zawodowe i rozpoczęły pracę w zawodach pracowników fizyczno-umysłowych. Osoby te, mimo iż nie zmieniły wykształcenia, w większości przeszły do kategorii techników, a ich pozycja zbliżyła się do pozycji odpowiedniej dla wykształcenia średniego pełnego pomniejszonej o spadek wartości tego wykształcenia w okresie 30 lat.

Przedstawiony w tym rozdziale model może być stosowany również w przypadku, gdy dana grupa w ogóle nie podwyższa swojego wykształcenia w trakcie pracy. W takim przypadku, według modelu, wraz upływem czasu efektywna wartość osiągniętego przez grupę wykształcenia maleje. Z pozoru wydawałoby się, iż ci, którzy nie podwyższają wykształcenia w dostatecznym stopniu, aby ich pozycja imputowana była stała lub rosnąca, powinni sukcesywnie obejmować role zawodowe dające coraz niższe pozycje. Jednakże, przy $\delta < 0$ tak być nie musi. Model dostarcza dobrej predykcji nawet wtedy, gdy jednostki nie podwyższając swego wykształcenia utrzymują swoją pozycję lub awansują.

W tabeli V.4 podano średnie wartości faktycznej i imputowanej pozycji zawodowej dla osób, które rozpoczęły pracę przed 1946 rokiem i w okresie następnym 30 lat nie podwyższyły wykształcenia. Osoby te przeciętnie ukończyły 6,5 klas szkolnych. Efektywna wartość takiego wykształcenia szybko maleje: od 40,2 punktów na początku kariery do 35,0 punktów przy końcu kariery. Tymczasem faktyczna pozycja zawodowa przez pierwsze 20 lat wzrasta - od 45,1 do 47,5 punktów - a potem maleje

Tabela V.4

Przeciętna faktyczna pozycja zawodowa, przeciętna imputowana pozycja zawodowa i wynik estymacji według modelu dla zbiorowości osób rozpoczynających pracę przed 1946 r. i nie podwyższających wykształcenia w czasie kariery zawodowej. Próba łódzka, 1976 r.

Liczba lat pracy	Przeciętna faktyczna pozycja zawodowa	Przeciętna imputowana pozycja zawodowa	Wynik estymacji według modelu
/ $\alpha = 0,05$; $\bar{c} = - 3,40$ /			
0	43,7	40,2	43,7
5	45,1	37,8	47,7
10	45,5	36,2	48,8
15	46,7	35,8	46,8
20	47,5	35,4	45,2
25	47,1	35,1	43,6
30	46,0	35,0	41,9

do 46,0 punktów. Przy $\sigma = -3,40$ estymowana trajektoria uwzględnia pierwotny wzrost i późniejszy spadek pozycji. Niedokładność estymacji polega na tym, że szczyt w karierze został przewidziany zbyt szybko: w 10 zamiast w 20 roku pracy.

Prezentowany model należy rozpatrywać nie tylko w kategoriach opisowych. Precyzuje on pewien mechanizm, według którego wykształcenie i jego przyrost posiadają pewną wartość w jednostkach pozycji zawodowej. Załadany mechanizm oparty jest na zasadzie racjonalności wykorzystania zasobów edukacyjnych siły roboczej. Abstrahując od innych czynników, predykcje dokonane na podstawie modelu odpowiadają na pytanie, jak przebiegałyby trajektorie zawodowe, gdyby tylko taka zasada operowała na rynku pracy. Proponowany model pozwala więc na zbadanie konsekwencji sformułowanej zasady racjonalnego wykorzystania zasobów edukacyjnych w konkretnej rzeczywistości. Rozbieżności między przewidywaniami poczynionymi na podstawie modelu a danymi empirycznymi wynikają z prostego faktu, iż na rynku pracy operują także inne zasady, które z zasadą uwzględnioną w modelu pozostają w sprzeczności. Tak na przykład, według naszego modelu, osoby, które charakteryzują się rozbieżnością pozycji faktycznej i imputowanej, powinny dążyć do zmiany jednego z tych czynników. Zmiana taka może jednak pozostawać w kontradycji z innymi racjonalnymi zasadami związanymi z produktywnością, a mianowicie zasadą minimalizacji fluktuacji kadr, czy minimalizacji nakładów na zwiększenie kwalifikacji. Należy przypuszczać, że zastosowanie proponowanego modelu do różnych danych empirycznych pozwoli w przyszłości na sformułowanie hipotez, jakie czynniki osłabiają racjonalne wykorzystanie istniejących zasobów edukacyjnych siły roboczej.

ZAŁĄCZNIK

Skale zawodów według kryterium wymogów kwalifikacyjnych, złożoności pracy i nagród społeczno-ekonomicznych.

A - skala zawodów według wymogów kwalifikacyjnych,

B - skala zawodów według złożoności pracy,

C - skala zawodów według nagród społeczno-ekonomicznych.

Symbole klasyfikacji	Nazwa i treść kategorii	A	B	C
011.	Kierownictwo i wyższe kadry centralnej administracji państwowej	89,0	87,0	91,6
012.	Kierownictwo administracji terenowej i wymiaru sprawiedliwości	89,0	85,9	78,7
013.	Pracownicy działalności politycznej aparatu partyjnego	89,0	81,6	81,3
014.	Pracownicy innych organizacji społeczno-politycznych	88,0	83,4	79,1
015.	Pracownicy działalności społecznej - ruch związkowy	85,0	83,0	70,4
016.	Pracownicy działalności społecznej - ruch młodzieżowy	85,0	82,1	77,3
021.	Kadra kierownicza zjednoczeń, centralnych zarządów i wielkich zakładów pracy	89,0	87,0	76,4
022.	Kadra kierownicza średnich i małych zakładów pracy	85,0	78,0	59,7
023.	Kadra kierownicza administracji gospodarczo-finansowej	85,0	70,8	56,8
024.	Kadra kierownicza instytucji naukowych oraz instytucji oświatowych średniego szczebla	90,0	85,9	80,3

Symbol klasyfi- kacji	Nazwa i treść kategorii	A	B	C
025.	Kadra kierownicza instytucji kultury	86,0	78,8	73,1
026.	Kadra kierownicza instytucji zdrowia i opieki społecznej	89,0	79,9	81,8
027.	Kadra kierownicza gospodarstw rolnych, hodowlanych, ogrodniczych i leśnych	83,0	81,1	65,2
028.	Kadra kierownicza pozostałych instytucji	84,0	73,1	57,3
111.	Wykonujący zawody twórcze	82,0	77,1	61,6
112.	Pracownicy naukowo-badawczy i naukowo-dydaktyczni	89,0	80,1	74,6
113.	Nauczyciele	85,0	74,7	59,8
114.	Socjologowie, psychologowie, historycy	86,0	75,7	73,8
115.	Prawnicy	86,0	81,0	81,5
116.	Specjaliści nauk przyrodniczych i matematyczno-fizycznych	86,0	76,9	76,3
117.	Lekarze i specjaliści nauk farmakologicznych	87,0	77,5	81,7
118.	Specjaliści agronomii i zootechniki	84,0	69,6	71,7
119.	Duchowni	83,0	82,2	82,6
121.	Główni inżynierowie i kierownicy techniczni	86,0	70,9	73,3
122.	Inżynierowie	86,0	71,6	78,9
123.	Pracownicy na stanowiskach inżynierów	85,0	70,3	60,1

Symbole klasyfikacji	Nazwa i treść kategorii	A	B	C
211.	Kierownicy techniczni na stanowiskach techników lub równorzędnych	72,0	52,5	24,5
212.	Technicy przemysłu, budownictwa i transportu	72,0	57,7	43,0
213.	Pracownicy techniczni na stanowiskach techników lub równorzędnych	72,0	55,7	35,6
214.	Średniego szczebla specjaliści żeglugi i transportu wodnego	73,0	59,5	44,7
221.	Nadmistrzowie i mistrzowie zmianowi	74,0	63,2	42,2
222.	Pozostali mistrzowie	70,0	58,7	35,2
231.	Kierownicy działów i referatów w biurach	66,0	55,5	35,4
232.	Księgowi, planiści, inspektorzy	65,0	53,3	42,2
311.	Specjaliści działalności kulturalnej i oświatowej średniego szczebla	59,0	68,9	49,7
312.	Pielęgniarki i średni personel medyczny	69,0	58,2	42,0
313.	Towaroznawcy i podobni	52,0	56,4	48,9
314.	Specjaliści agronomii i zootechniki - średniego szczebla	50,0	53,7	50,5
321.	Referenci	49,0	48,4	36,9
322.	Kasjerzy	47,0	36,1	29,0
323.	Sekretarki i maszynistki	46,0	36,1	24,9
324.	Inni pracownicy umysłowi	39,0	34,7	24,9
411.	Kierownicy sklepów i punktów usługowych	41,0	43,3	27,0

Symbole klasyfikacji	Nazwa i treść kategorii	A	B	C
412.	Sprzedawcy	32,0	32,2	16,8
421.	Konduktorzy i konwojenci	29,0	32,9	16,9
422.	Listonosze, telefonistki i inni pracownicy łączności	31,0	33,0	18,5
431.	Fryzjerzy, kosmetyczki	28,0	27,0	27,1
432.	Kucharze i kelnerzy	27,0	32,9	19,7
433.	Pracownicy innych usług osobistych	27,0	31,2	21,4
441.	Magazylnierzy	29,0	31,1	18,4
511.	Brygadzistów i pracowników fizycznych nadzoru w górnictwie i produkcji wyrobów metalowych	33,0	51,3	34,1
512.	Brygadzistów i pracowników fizycznych nadzoru przemysłu włókienniczego, chemicznego, spożywczego	32,0	46,3	30,6
513.	Brygadzistów i pracowników fizycznych nadzoru budownictwa	32,0	51,3	31,2
514.	Brygadzistów i pracowników fizycznych nadzoru w transporcie i magazynowaniu	30,0	43,7	28,8
515.	Brygadzistów i pracowników fizycznych nadzoru robót rolnych i leśnych	29,0	40,7	30,4
521.	Wykwalifikowani robotnicy w zawodach górniczych i związanych z górnictwem	30,0	42,3	21,7
522.	Wykwalifikowani robotnicy produkcji metali i wyrobów elektrotechnicznych oraz przesyłanie energii elektrycznej	31,0	43,0	22,0
523.	Wykwalifikowani robotnicy produkcji materiałów budowlanych i budownictwa	29,0	39,7	13,5

Symbole klasyfikacji	Nazwa i treść kategorii	A	B	C
524.	Wykwalifikowani robotnicy budowy maszyn i urządzeń, monterzy konstrukcji stalowych oraz operatorzy żurawi i dźwigów	30,0	42,3	18,5
525.	Wykwalifikowani robotnicy przemysłu chemicznego i spożywczego	26,0	35,3	14,8
526.	Wykwalifikowani robotnicy przemysłu włókienniczego i odzieżowego	23,0	31,1	14,4
527.	Operatorzy pojazdów, maszyniści i palacze parowozów	29,0	40,3	21,3
528.	Marynarze i rybacy	29,0	39,4	19,7
529.	Pozostali robotnicy wykwalifikowani przemysłu	29,0	40,4	13,8
531.	Wykwalifikowani robotnicy rolni	28,0	40,3	10,5
523.	Wykwalifikowani pracownicy leśnictwa	27,0	33,9	8,3
533.	Pozostali wykwalifikowani pracownicy fizyczni w rolnictwie	29,0	39,6	7,6
611.	Osoby wykonujące pracę nakładczą	23,0	33,9	9,5
612.	Półwykwalifikowani robotnicy przemysłu	20,0	26,7	9,0
613.	Półwykwalifikowani robotnicy budowy dróg oraz transportu publicznego i wewnętrznego	20,0	23,2	11,7
614.	Inni pracownicy półwykwalifikowani	18,0	17,7	11,4
621.	Robotnicy bez określonej specjalności w przemyśle	11,0	23,8	7,7
622.	Niewykwalifikowani pracownicy magazynów i transportu	10,0	17,1	7,4

Symbole klasyfi- kacji	Nazwa i treść kategorii	A	B	C
623.	Stróże, woźni i sprzątacze	8,0	18,9	6,3
624.	Gońcy i pokrewni	6,0	17,4	5,0
625.	Pomoce domowe	6,0	17,4	4,6
626.	Inni pracownicy bez kwalifikacji	6,0	16,0	6,0
631.	Półwykwalifikowani i niewykwalifikowani robotnicy rolni	8,0	15,1	4,3
711.	Samodzielni rolnicy	25,0	38,9	9,3
712.	Ogrodnicy i hodowcy	25,0	38,9	9,3
713.	Pomagający członkowie rodzin w prywatnych gospodarstwach rolnych, ogrodniczych i hodowlanych	12,0	18,8	8,0
721.	Członkowie spółdzielni rolnych	24,0	30,2	8,6
811.	Właściciele zakładów	29,0	48,9	20,2
812.	Pomagający członkowie rodzin	12,0	18,8	16,9
821.	Ajenci	20,0	33,9	18,6
911.	Oficerowie i podoficerowie wojska	66,0	65,2	53,8
912.	Oficerowie, podoficerowie i funkcjonariusze milicji	66,0	65,2	64,1
921.	Oficerowie, podoficerowie i funkcjonariusze straży przemysłowej i kolejnictwa	56,0	46,9	39,1
922.	Oficerowie i podoficerowie pożarnictwa	56,0	47,7	38,8
931.	Inni	39,0	47,3	38,9

LITERATURA CYTOWANA

- Alestalo, M., Słomczyński, K., Wesołowski, W. /1978/. "Patterns of social stratification". W: Allardt, E., Wesołowski, W. /red./ Social Structure and Change. Finland and Poland in Comparative Perspective. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe, s.136-142.
- Allison, P. /1978/. "Measures of inequality". American Sociological Review, vol.43, 865-880.
- Alwin, D.F., Jackson, D.J. /1980/. "Measurement models for response errors in surveys: issues and applications". W: Schuessler, K.F. /red./ Sociological Methodology 1980. San Francisco: Jossey-Bass.
- Andrzejak, J. /1979/. Koszty kształcenia w szkolnictwie ogólnokształcącym i zawodowym w latach 1966-1977. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Bell, D. /1973/. The Coming of Post-Industrial Society. A Venture in Social Forecasting. New York: Basic Books.
- Bielby, W.T., Hauser, R.M. /1977/. "Structural equations models". Annual Review of Sociology, vol.3, s. 137-161.
- Block, H.M. Jr. /1968/. Review of American Occupational Structure by P. Blau and O.D. Duncan. American Sociological Review, vol.33, s.213-223.
- Blalock, H.M. Jr., red /1971/. Causal Models in the Social Sciences. Chicago: Aldine-Atherton.
- Blau, P., Duncan, O.D. /1967/. The American Occupational Structure. New York: Wiley.
- Blau, P., Duncan, O.D. /1967/. The American Occupational Structure. New York: Wiley.
- Blishen, B.R. /1967/. "A socioeconomic index for occupations in Canada". Canadian Review of Sociology and Anthropology, vol. 4, s.41-53.

- Blishen, B.R., Mc Roberts, H.A. /1976/. "A revised socioeconomic index for occupations in Canada". *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, vol.13, s.71-79.
- Boruch, R.F., Wolins, L./1970/. "A procedure for estimation of trait, method, and error variance attributable to a measure". *Educational and Psychological Measurement*, vol.30, s.547-574.
- Boudon, R./1973/. *L'Ingalite des chances*. Paris: Editions du Seuil.
- Boudon, R./1974/. *Education, Opportunity and Social Inequality*. New York: Wiley.
- Boyle, R.P. /1970/. "Path analysis and ordinal data." *American Journal of Sociology*, vol. 75, s.461-480.
- Broom, L., Duncan-Jones, P., Jones, F.L., Mc.Donald, P. /1977/. "The social standing of jobs: scores for all Australian occupations". *Social Science Research*, vol. 6, s. 211-224.
- Galn, G.G. /1974/. "Review of The American Occupational Structure by P.Blau and O.D." *American Journal of Sociology*, vol.6, s.237-243.
- Charkiewicz, M., Kluczyński, J., Solarz A. /1968/. "Wydatki z budżetu państwa na kształcenie w latach 1951-1955". W: Kluczyński, J./red./ *Ekonomiczno-społeczne aspekty kształcenia*. Warszawa: Książka i Wiedza.
- Coleman, J.S. /1964/. *Introduction to Mathematical Sociology*. New York: Free Press.
- Costner, H. /1971/. "Utilizing causal models to discover flaws in experiments". *Sociometry*, vol.34, s.398-410.
- Cyert, R.M., Pottinger, G. /1979/. "Towards a better microeconomic theory". *Philosophy of Science*, vol. 46, s.204-222.
- Czerwiński, Z. /1977/. *Matematyka na usługach ekonomii*. Wydanie czwarte. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.

- Danilowicz, P., Sztabiński, P. B. /1977/. Pytania metryczkowe.
Wersja obowiązująca w problemie II.2. Warszawa: Instytut Filozofii
i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Materiały powielane.
- Dantzig, G. B. /1963/. Linear Programming and Its Extensions.
Princeton: Princeton University Press.
- Dentson, E. /1962/. The Sources of Economic Growth and the Alternative before US. New York.
- Dentson, E. /1969/. Why Growth Rates Differ. Washington: Brookings Institution.
- Duncan, O. D. /1961/. "A socio-economic index for all occupations".
W: Reiss, A. J., Duncan, O. D., Hatt, P. K., North, C. C. /red/
Occupations and Social Status. New York: Free Press.
- Duncan, O. D. /1966/. "Path analysts: sociological examples".
American Journal of Sociology, vol, 72, s. 1-16.
- Duncan, O. D. /1968/. "Social stratification and mobility. Problems in the measurement of trend". W: Sheldon, E. B., Moore, W. E. /red./ Indicators of Social Change. Concepts and Measurements. New York: Sage, s. 675-719.
- Duncan, O. D. /1975/ Introduction to Structural Equation Models.
New York: Academic Press.
- Duncan, O. D., Faetherman, D. L., Duncan B. /1972/. Socioeconomic Background and Achievement. New York: Seminar Press.
- Edwards, A. M. /1940/. Alphabetical Index of Occupations and Industries.
Washington: U. S. Government Printing Office.
- Ellery, W., Irving, J. C. /1972/. "Socioeconomic index for New Zealand based on levels of education and income from the 1966 census"
New Zealand Journal of Educational Studies, vol. 7, s. 153-167.
- Featherman, D. L. /1971/. "A research note: a social structural model for the socioeconomic career". American Journal of Sociology, vol. 77, s. 293-304.

- Featherman, D.L., Hauser, R.M. /1976/. "Prestige or socioeconomic scales in the study of occupational achievement?". *Sociological Methods and Research*, vol. 4, s. 403-422.
- Fine, S.A. /1968/. "The 1965 third edition of the Dictionary of Occupational Titles - content, contrast and critiques". The Upjohn Institute for Employment Research. Staff paper.
- Form, W.H., Miller, D.C. /1949/. "Occupational career patterns as a sociological instrument". *American Journal of Sociology*, vol. 54, s. 317-329.
- Gass, S.I. /1976/. *Programowanie liniowe*. Warszawa; Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Główny Urząd Statystyczny /1970/. *Statystyczny słownik zawodów*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Goldberger, A. /1973/. *Teoria ekonometrii*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Goldthorpe, J.H., Hope, K. /1974/. *The Social Grading of Occupations. A New Approach and Scale*. Oxford: Clarendon Press.
- Graczyk, B. /1975/. "Zawód wyuczony i wykonywany według danych spisu kadrowego 1973". *Wiadomości Statystyczne*, no. 9, s. 23-31.
- Haug, M. /1977/. "Measurement in social stratification" *Annual Review of Sociology*, vol. 3, s. 51-78.
- Heise, D.R. /1969/. "Problems in path analysis and causal inferences". W: Borgatta, E. /red/ *Sociological Methodology 1969*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Jackson, E., Curtis, R.F. /1968/. "Conceptualization and measurement in the study of social stratification". W: Blalock, H.M. Jr., Blalock, A.B. /red./ *Methodology in Social Research*. New York: Mc Graw-Hill, s. 112-149.
- Jackson, J.J. /1977/. "The Irish occupational index: a new scale for coding Irish occupational data". *Research Committee on Social*

- Stratification of the International Sociological Association. Praca niepublikowana.
- Janicka, K., Koralewicz-Zębiak, J., Słomczyński, K. /1978/. Wymiary sytuacji pracy i ich psychologiczne konsekwencje. Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Materiały powielane.
- Janicka, K., Słomczyński, K. /1982/. Złożoność pracy a elastyczność intelektualna. Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Praca niepublikowana.
- Janicka, K., Kacprowicz, G., Słomczyński, K. /1982/. Złożoność pracy: modele pomiaru i ich zastosowanie. Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Praca niepublikowana.
- Jencks, C. /1972/. Inequality. A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America. New York: Basic Books.
- Johnston, J. /1976/. Econometric Methods. New York: Mc Graw-Hill.
- Joreskog, K.G. /1973/. "A general method for estimating a linear structural equation system". W: Goldberger, A.S., Duncan, O.D. /red./ Structural Equation Models in the Social Sciences. New York: Seminar Press, s. 85-112.
- Joreskog, K.G., Sorbom, D. /1978/. LISREL IV. Princeton: Educational Testing Service.
- Joreskog, K.G., van Thillo, M. /1973/. LISREL - A General Computer Program for Estimating a Linear Structural Equation System Involving Unmeasured Variables. Research Report 73-5, University of Uppsala, Department of Statistics.
- Kalbarczyk, R. /1979/. Wykorzystanie wiedzy i kwalifikacji w społeczeństwie polskim. Warszawa: Instytut Socjologii Uniwersytetu Warszawskiego, Zespół Badań Socjologicznych nad Problemami Oświaty. Zeszyt 14.
- Klarkowski, A. /1981/. "Rola zdolności intelektualnych w reprodukcji struktury społecznej". W: Słomczyński, K., Wesołowski, W. /red./

Zróżnicowanie społeczne w perspektywie porównawczej. Wrocław: Ossolineum.

Kluczyński, J. /1970/. Kwalifikacje a rozwój gospodarczy. Warszawa: Książka i Wiedza.

Kluczyński, J. red. /1968/. Ekonomiczno-społeczne aspekty kształcenia. Warszawa: Książka i Wiedza.

Kobus-Wojciechowska, A. /1977/. Położenie materialne i uczestnictwo w kulturze a struktura społeczna. Wrocław: Ossolineum.

Kohn, M.L. /1969/. Class and Conformity. A Study in Values. Homewood: Dorsey Press. Wydanie drugie: 1977, Chicago: Chicago University Press.

Kohn, M.L., Schooler, C. /1978/. "The reciprocal effects of the substantive complexity of work and intellectual flexibility: a longitudinal assessment". American Journal of Sociology, vol. 84, s. 24-52.

Krauze, T., Słomczyński, K. /1980/. "Assessment of the impact of distributional constraints in correlation and regression analyses". Praca niepublikowana.

Krauze, T., Słomczyński, K. /1980/. "Meritocratic allocation according to education and status". Praca niepublikowana.

Krauze, T., Słomczyński, K., Peradzyński, Z. /1978/. "A dynamic model of occupational careers: evidence from Poland". Praca przedstawiona na VIII Światowym Kongresie Socjologii, Uppsala.

Kuhn, T. /1968/. Struktura rewolucji naukowych. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.

Land, K.C. /1969/. "Principles of path analysis". W: Borgatta, E. /red./ Sociological Methodology 1969. San Francisco: Jossey-Bass.

Leja, L. /1968/. "Produkcyjne i ekonomiczne efekty wykształcenia pracowników zatrudnionych w przemyśle". W: Kluczyński, J. /red./ Ekonomiczno-społeczne aspekty kształcenia. Warszawa: Książka i Wiedza.

- Lutyński, J. /1977/. "Uwagi wstępne". W: Pytania metryczne. Wersja obowiązująca w problemie 11.2. Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Materiały powielane.
- Lyons, M. /1971/. "Techniques for using ordinal measures in regression and path analysis". W: Costner, H.L. /red./ Sociological Methodology 1971. San Francisco: Jossey-Bass, s. 147-171.
- Mach, B., Słomczyński, K. /1976/. "Aktualne kierunki badań nad ruchliwością społeczną" Studia Socjologiczne, vol. 3/62/, s. 55-93.
- Martins, H. /1972/. "The Kuhnian *revolution* and its implication for sociology". W: Nossiter, T.J., Hansen, A.H., Rokkan, S. /red./ Imagination and Precision in Social Sciences. London: Humanities Press.
- Miller, J., Słomczyński, K., Schoenberg, R. /1981/. Assessing comparability of measurement in cross-national research: authoritarian-conservatism in different socio-cultural settings. Social Psychology Quarterly, vol. 44, s. 178-191
- Nam, C.B., Powers, M.G. /1968/. "Changes in the relative status level of workers in the United States". Social Forces, vol. 43, s. 158-177.
- Nowak, S. /1962/. "Psychologiczne aspekty przemian struktury społecznej i ruchliwości społecznej". Studia Socjologiczne, vol. 2/21/, s. 21-63.
- Państwowe Wydawnictwo Naukowe /1973/. Encyklopedyczny przewodnik: zawody i specjalności w szkolnictwie zawodowym. Warszawa.
- Pawłowski, Z. /1964/. Ekonometria. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Pohoski, M. /1979/. "Proces osiągnięć społeczno-zawodowych w Polsce". W: Tendencje rozwoju społecznego. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Pohoski, M. /1979/. Recenzja z pracy: Słomczyński, K., Kacprowicz, G., "Skale zawodów". Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Praca niepublikowana.

- Pohoski, M., Słomczyński K. /1978/. Społeczna klasyfikacja zawodów.
Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk,
Materiały powielane.
- Pohoski, M., Słomczyński, K., Milczarek, K. /1974/. Standaryzacja
zmiennych socjologicznych. Tom 2. Społeczna klasyfikacja zawodów.
Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk,
Materiały powielane.
- Ps. Charopoulos, G. /1977/ "Family background, education and achievement:
A path model of earnings determinants in the U.K. and some
alternatives". British Journal of Sociology, vol. 28, s. 321-335.
- Rauhla, U. /1966/. Suomalaisen Yhteiskunnan Sociaalinen Karrostuneisuus.
Pervo: WSOY.
- Rosenbaum, J.E. /1976/. Making Inequality. The Hidden Curriculum of
High School Tracking. New York: Wiley.
- Rutkiewicz, M., Filipow, F. /1975/. Przemieszczenia społeczne. Warszawa:
Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Safar, Z. /1971/. "Basic data on social differentiation in Czechoslovak
society". Poprawiona wersja referatu wygłoszonego na VII Światowym
Kongresie Socjologii, Varna 1970
- Sarapata, A. /1965/. Studia nad uwarstwieniem i ruchliwością społeczną w
Polsce. Warszawa: Książka i Wiedza.
- Sarapata, A. /1966/. "Z badań nad przemianami w hierarchii zawodów".
Studia Socjologiczne, vol. 2/21/, s. 35-52.
- Sewell, W.H., Hauser, R.M. /1975/. Education, Occupation and Earnings.
New York: Seminar Press.
- Sewell, W.H., Hauser, R.M., Featherman, D.L., red. /1976/ Schooling
and Achievement in American Society. New York: Seminar Press.
- Siegel, P.M. /1971/. Prestige in the American Occupational Structures,
Chicago: University of Chicago. Praca niepublikowana.

- Słomczyński, K. /1972/. Zróżnicowanie społeczno-zawodowe i jego korelaty. Wrocław: Ossolineum.
- Słomczyński, K. /1980/. Skala zawodów według wymogów kwalifikacyjnych. Warszawa: Instytut Socjologii Uniwersytetu Warszawskiego. Praca niepublikowana.
- Słomczyński, K., Kacprowicz, G. /1979/. Skale zawodów. Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Materiały powielane.
- Słomczyński, K., Krazue, T. /1980/. Utilization of educational resources of the labor force: Allocative efficiency and structured inequality. Laboratory of Socio-environmental Studies Research Paper. Bethesda, Md.: National Institute of Mental Health.
- Słomczyński, K., Miller, J., Kohn, M.L. /1981/. "Stratification, work, and values: A Polish-United States Comparison". American Sociological Review, vol. 46, s. 720-744.
- Słomczyński, K., Szafnicki, K. /1970/. "Zróżnicowanie dochodów z pracy". W: Wesołowski, W. /red./ Zróżnicowanie społeczne. Wrocław: Ossolineum.
- Słomczyński, K., Wesołowski, W., red. /1973/. Struktura i ruchliwość społeczna. Wrocław: Ossolineum.
- Sorensen, A. B. /1974/. "A model for occupational careers". American Journal of Sociology, vol. 80, s. 44-57.
- Sorensen, A. B. /1975/. "Growth in occupational attainment: social mobility or investment in human capital". W: Land, K. C., Spilerman, S. /red./ Social Indicator Models. New York: Sage.
- Sorensen, A. B. /1976/. "Models and strategies in research on attainment opportunity". Social Science Information, vol. 15, s. 71-91.
- Sorensen, A. B. /1977/. Education, the process of attainment and the structure of inequality. Discussion Paper. Madison, Wn.: Institute for Research on Poverty.

- Sorensen, A. B. /1978/. "Causal analysis of cross-sectional and overtime data: with special reference to the study of the occupational achievement process". W: Wesołowski, W., Słomczyński, K., Mach, B. /red./ Social Mobility in Comparative Perspective. Wrocław: Ossolineum, s. 111-129.
- Sorensen, A. B. /1978/. "Mathematical models in sociology". Annual Review of Sociology, vol., s. 435-471.
- Speeth, J. L. /1979/. "Vertical differentiation among occupations". American Sociological Review, vol 44, s. 746-762.
- Spilerman, S. /1978/. "Careers, labor market structure and socioeconomic achievement". American Journal of Sociology, vol. 83, s. 551-593.
- Svalastoga, K. /1965/. Social Differentiation. New York: McKay.
- Szubkin, W. N. /1978/. Badania socjologiczne. Metodologiczne problemy. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Tachibanaki, T. /1979/. "Models for educational and occupational achievement over time". Sociology of education, vol. 52, s. 156-162.
- Temme, L. /1975/. Occupations: Meaning and Measures. Washington, D.C.: Bureau of Social Science Research.
- Thurow, L. /1975/. Generating Inequality. Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy. New York: Basic Books.
- Touraine, A. /1969/. La Societe Post-Industrielle. Paris: Editions du Seuil.
- Treiman, D. /1977/. Occupational Prestige in Comparative Perspective. New York: Academic Press.
- Treiman, D., Kelly, J. /1974/. A comparative Study of Status Attainment. Research Proposal. Bethesda, Md.: National Institute of Mental Health.
- U.S. Department of Labor. /1965/. Dictionary of Occupational Titles. Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.

- Wagner, H. /1968/ Principles of Operation Research. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.
- Wesołowski, W. /1966/. Klasy, warstwy i władza. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Wesołowski, W. /1981/. "Stratification and meritocratic justice". Research in Social Stratification and Mobility, vol. 1, s. 249-256.
- Wesołowski, W., red. /1970/. Zróżnicowanie społeczne. Wrocław: Ossolineum. /Wydanie drugie: 1974/.
- Wesołowski, W., red. /1974/. Standaryzacja zmiennych socjologicznych. Tom.1. Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Materiały powielane.
- Wesołowski, W., Krauze, T. /1979/. "The principle of socialist and meritocratic remuneration". W: Berreman, D. /red./ Social Inequality In Comparative Perspective. New York: Academic Press. Praca w druku.
- Wesołowski, W., Słomczyński, K. /1977/. Przemiany struktury społecznej i jej potocznej percepcji. Referat przedstawiony na Zjeździe Polskiego Towarzystwa Socjologicznego.
- Wiley, W.W. /1969/. "Six steps to new careers". W: Wiley, W.W., Fine, S.A. /red./ A system Approach to New Careers. Washington, D.C., The Upjohn Institute for Employment Research.
- Wiśniewski, W., red. /1980/. Poziom aspiracji a stosunek do wykształcenia. Warszawa: Instytut Socjologii Uniwersytetu Warszawskiego. Materiały powielane.
- Witkin, H. A. /1962/ Psychological Differentiation: Studies of development. New York: Wiley.
- Witkin, H. A. /1975/. "Psychological differentiation in cross-cultural perspective". Journal of Cross-Cultural Psychology, vol. 6, s. 4-87.

Wrong, D. /1964/. "Social Inequality without social stratification".

Canadian Review of Sociology and Anthropology, vol. 1, s.5-16.

Young, D. /1958/. The Rise of Meritocracy: 1870-2033. An Essay on Education and Equality. London: Thames and Hudson.

Zagórski, K. /1976/. Zmiany struktury i ruchliwość społeczno-zawodowa w Polsce. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.



50. -

Połączone Biblioteki WFIS UW, IFiS PAN i PTf

P.51888



1905188800000