



KAPITAŁ LUDZKI  
NARODOWA STRATEGIA SPÓJNOŚCI

IBE  *entuzjaści  
edukacji*

UNIA EUROPEJSKA  
EUROPEJSKI  
FUNDUSZ SPOŁECZNY



Analizy IBE/01/2011

Zbigniew Sawiński

# **JAK MIERZYĆ NIERÓWNOŚCI W DOSTĘPIE DO WYKSZTAŁCENIA? WNIOSKI Z SYMULACJI KOMPUTEROWYCH**

Warszawa, wrzesień 2011

Wydawca:  
*Instytut Badań Edukacyjnych*  
*ul. Górczewska 8*  
*01-180 Warszawa*  
*tel. (22) 241 71 00; [www.ibe.edu.pl](http://www.ibe.edu.pl)*

© Copyright by: *Instytut Badań Edukacyjnych, Warszawa 2011*

*Publikacja współfinansowana przez Unię Europejską ze środków Europejskiego Funduszu Społecznego w ramach projektu: Badanie jakości i efektywności edukacji oraz instytucjonalizacja zaplecza badawczego*

*Egzemplarz bezpłatny*

# 1. Streszczenie

Badania nierówności edukacyjnych nastawione są na poszukiwanie prawidłowości wspólnych dla różnych krajów bądź dla różnych okresów czasu. Mniejszą uwagę przykładają się przez to do społecznego kontekstu, w jakim nierówności te powstają. Na kontekst ten składa się, z jednej strony, dostępność szkół różnych szczebli, która podlega zmianom wraz z ekspansją oświaty. Z drugiej zaś strony niejednakowe wyposażenie klas społecznych w materialne i kulturowe zasoby pozwalające wesprzeć dzieci w uzyskaniu wykształcenia. Większość dotychczasowych badań nierówności edukacyjnych ograniczyło się do wąskiej grupy krajów rozwiniętych, w których zjawisko to kształtuje się podobnie. Aby wyjść z kręgu dotychczas formułowanych hipotez, w opracowaniu tym podjęto próbę utworzenia – metodą symulacji komputerowych – fikcyjnych danych, obejmujących dość szerokie spectrum możliwych relacji między rozwojem systemu szkolnego, a układem sił między klasami rywalizującymi o dostęp do wykształcenia. Najwięcej uwagi poświęcono sytuacji, w której ekspansji edukacyjnej towarzyszy systematyczny wzrost wielkości klas uprzywilejowanych. Próbując w pierwszym rzędzie znaleźć odpowiedź na pytanie, w jakim stopniu tempo zmian w strukturze pochodzenia uczniów wpływa na rozmiary nierówności. Dla uzupełnienia obrazu przeprowadzono również symulacje przy założeniu, że ekspansja edukacji nie następuje, natomiast ilościowe relacje między klasami ulegają zmianom. Rezultaty przeprowadzonych symulacji dowiodły, że wnioski dotyczące rozmiarów i kierunku przemian nierówności edukacyjnych zależą w znacznym stopniu od przyjętego sposobu definiowania rozmiarów tego zjawiska. Przy czym okazało się, że definicje wybierane przez badaczy najczęściej, odwołujące się do stosunków szans i parametrów modeli log-liniowych, są stosunkowo mało czułe zarówno na zmiany pro-edukacyjnych zasobów poszczególnych klas, jak też na zmiany zachodzące w systemie szkolnym. Być może rezultat ten wyjaśnia, dlaczego w dotychczasowych badaniach najczęściej formułowano wniosek o trwałości nierówności edukacyjnych pomimo ekspansji oświaty. Wady dotychczas stosowanych miar powodują, że dla polityki nastawionej na wyrównywanie szans edukacyjnych bardziej użyteczne okazać się mogą miary o interpretacji operacyjnej. Pozwalają one określić rozmiary nierówności poprzez odwołanie się do wielkości grup młodzieży upośledzonej w dostępie do szkół poszczególnych szczebli, co wprost przekłada się na zakres wymaganych działań. W opracowaniu zaproponowano dwie miary o interpretacji operacyjnej, podano algorytmy ich liczenia oraz zasady interpretowania uzyskanych wartości.

## 2. How to Measure Inequality in Educational Attainment? Conclusions from Computer Simulations.

### ABSTRACT

The studies of educational inequality are looking for mechanisms common to different countries or for different periods of time. Less attention is paid to the social context in which these inequalities arise. This context includes, on the one hand, the availability of schools, which is subject to change with the expansion of education. And on the other hand, unequal degree to which social classes can access the material and cultural resources to support children in educational attainment. Most previous studies of educational inequality have been limited to a narrow group of developed countries, where inequalities are in fact similar. To quit from the circle of previously formulated hypotheses, this study attempts to create – using computer simulations – the artificial data, covering a wider spectrum of possible relationships between social class of parents and educational opportunities of their children. Most attention is paid to the situation in which educational expansion is accompanied by systematic increase in the size of the privileged classes, what is the most typical situation in developed countries. The crucial question is to what extent the pace of change in origin of students affects the size of inequality. To complete the picture, a simulation has been executed in which the educational expansion does not occur, but the relationships between the classes are changing. The results of simulations have shown that conclusions regarding the size and direction of change in educational inequality depend primarily on how educational inequalities are conceptualized. It has also been shown that the definitions most commonly accepted, based on the calculation of odds ratios and parameters of the log-linear models are poorly sensitive both to changes in social structure, as well as to changes of the educational system. Perhaps this explains why previous studies have been dominated by the conclusion about the persistent nature of educational inequalities, despite the expansion of educational systems. Given the disadvantages of previously used methods, it can be expected that methods based on the operational interpretation would be more beneficial for the policy aimed at equalizing educational opportunities. These methods allow to describe educational inequalities by the size of groups of students disadvantaged in access to schools at different levels, what can be directly translated into a range of required interventions. Two such measures have been proposed in this paper. Algorithms have been given how to calculate their values and some explanations presented which may be helpful to interpret the results.

## Spis Treści

1.	Streszczenie .....	3
2.	How to Measure Inequality in Educational Attainment? Conclusions from Computer Simulations. ABSTRACT .....	4
3.	Wprowadzenie.....	6
4.	Notacja oraz przykładowe dane .....	8
5.	Nierówności jako różnice osiągnięć edukacyjnych młodzieży o niejednakowym pochodzeniu społecznym .....	11
6.	Nierówności jako wielkości odstępstw od modelu równych szans .....	13
6.1.	Wskaźnik minimalnego udziału interwencji .....	14
6.2.	Wskaźnik udziału minimalnych interwencji.....	15
6.3.	Współczynnik kontyngencji .....	19
7.	Nierówności jako korelacje osiągnięć edukacyjnych z cechami pochodzenia ....	20
8.	Badanie nierówności edukacyjnych za pomocą stosunków szans .....	23
9.	Stabilność nierówności w warunkach ekspansji edukacji oraz zmian w strukturze pochodzenia (symulacja S-1).....	28
10.	Nierówności w warunkach ekspansji edukacji przy braku zmian w strukturze pochodzenia (symulacje S-2, S-3 i S-4) .....	34
11.	Przemiany nierówności w warunkach braku ekspansji edukacyjnej (symulacja S-5) .....	44
12.	Zmiany stosunków szans w warunkach stabilnych nierówności (symulacja S- 6).....	50
13.	Dyskusja.....	54
14.	Literatura cytowana .....	57
15.	Nota o autorze.....	60

### 3. Wprowadzenie

Nierówności w dostępie do wykształcenia mają swoje źródło w zróżnicowaniach materialnych i kulturowych związanych z poziomem urbanizacji miejsca zamieszkania, dostępnością oraz jakością szkół, poziomem zamożności bądź ubóstwem rodzin, czy wreszcie z kapitałem kulturowym rodziców i ich aspiracjami wobec dzieci. Czynniki te różnicują osiągnięcia szkolne oraz stwarzają niejednakowe szanse pokonania kolejnych szczebli w systemie szkolnym.

Nierówności edukacyjne mają z gruntu rzeczy charakter dynamiczny, stanowiąc wypadkową trzech procesów. Pierwszym jest ekspansja edukacji, będąca skutkiem reform prowadzących do wydłużenia okresu obowiązkowego kształcenia oraz mechanizmów rynkowych zwiększających liczbę miejsc w szkołach najwyższych szczebli. Drugim procesem są przemiany zachodzące w strukturze społecznej, które prowadzą do tego, że rodzice kolejnych roczników młodzieży są coraz bardziej wykształceni, wykonują pracę umysłową zamiast fizycznej, przeciętnie stają się coraz bardziej zamożni. Trzecim procesem są zmiany we współczynnikach skolaryzacji, zachodzące w niejednakowym tempie w różnych środowiskach. Żadna dystrybucja przywilejów nie jest trwała, toteż kategorie społeczne, które są w stanie stworzyć swoim dzieciom korzystne warunki do zdobywania wykształcenia, po pewnym czasie mogą utracić swoją pozycję na rzecz innych. Należy wyraźnie zaznaczyć, że o istocie nierówności edukacyjnych decyduje trzeci z procesów. Dwa pierwsze stanowią dla niego kontekst, czyli wyznaczają granice, wewnątrz których nierówności te mogą powstawać.

W zasadzie nie ma wątpliwości, że owego strukturalnego kontekstu nie wolno pominąć, chociażby z tego względu, że podlega on niezwykle szybkim zmianom. Jeszcze w pierwszych dekadach XX wieku – w krajach zaliczanych dziś do rozwiniętych – dominowało wykształcenie elementarne, zaś tylko nieliczne osoby kontynuowały naukę w szkołach średnich bądź wyższych. W tych samych krajach, na przełomie XX i XXI wieku, normą stało się uzyskanie wykształcenia wyższego, zaś do wyjątków należy zakończenie nauki w szkołach niższych szczebli. Podobne zmiany dotyczyły struktury społecznej. W początkach XX wieku przeważała praca na roli, bądź prosta praca fizyczna w przemyśle. Wielodzietność rodzin hamowała w owych czasach możliwości wsparcia dziecka w realizacji ambicji edukacyjnych. Z odmiennym obrazem mamy do czynienia pod koniec XX wieku, gdy w strukturze społecznej krajów rozwiniętych dominuje zamożna klasa średnia. Dysponująca znacznym potencjałem kulturowym i materialnym, którym jest w stanie efektywnie wesprzeć swoje dzieci – wychowujące się w coraz mniej licznych rodzinach – w pokonywaniu kolejnych szczebli na drodze do najbardziej cenionych świadectw i dyplomów.

Nierówności edukacyjne są zawsze splecione z kontekstem, zaś wyodrębnienie ich z tego kontekstu jest trudne. Wynika to w dużej mierze stąd, że w krajach rozwiniętych, z których pochodzi większość badań, powiązania systemu szkolnego z fazą rozwoju społeczeństwa mają podobny, jeśli nie powiedzieć dość *typowy* kształt. Bierze się to zapewne stąd, że społeczeństwa industrialne mają pewien wspólny archetyp, który wiąże pochodzenie społeczne z osiągnięciami, zapewniając reprodukcję struktury społecznej z pokolenia na pokolenie (Erikson i Goldthorpe 1992). Nie kwestionując tej pryncypialnej zasady nie można jednak wykluczyć, że na ścieżce rozwoju społeczeństwa pojawiają się fluktuacje, które, przynajmniej na pewien czas, ingerują w generalne prawidłowości. Owe odstępstwa są szczególnie interesujące dla polityki społecznej, gdyż określają potencjalne granice interwencji. Na przykład, czy przeprowadzając reformę systemu szkolnego możemy liczyć na to, że wywoła ona określone skutki.

Jak dotąd jednak, wiedza na temat owych stanów szczególnych jest dość uboga. Pomimo tego, że badania nierówności edukacyjnych prowadzi się w wielu krajach świata, niewiele z zebranych jak dotąd obserwacji dostarcza niezależnego wglądu w mechanizmy tego zjawiska. Brak jest materiału różnicującego w postaci swoistych grup kontrolnych, które pozwoliłyby osobno śledzić skutki ekspansji edukacyjnej, zaś osobno skutki przemian społeczeństwa. Z sytuacją taką mielibyśmy na przykład do czynienia, gdyby rozbudowany i drożny system edukacyjny zaistniał w społeczeństwie o dość tradycyjnej strukturze. Bądź przeciwnie, gdyby społeczeństwo nastawione na wiedzę zmuszone było parać się z systemem szkolnym oferującym niewielkie możliwości kształcenia.

Niedostatek tego rodzaju danych powoduje, że nierówności edukacyjne próbuje się wydobyć z kontekstu społecznego drogą analityczną, poprzez stosowanie metod statystycznych. Zakres tych metod jest przy tym szeroki, począwszy od prostych technik analizy związków między dwiema cechami, poprzez klasyczną regresję wielozmiennową (OLS), modelowanie log-liniowe, regresję logitową, a skończywszy na popularnych ostatnio modelach log-liniowych dla zmiennych o uporządkowanych wartościach. Każda z tych metod w specyficzny sposób uwzględnia wpływ zmian w strukturze pochodzenia i w dostępności oświaty na wielkość nierówności edukacyjnych, co nie sprzyja kumulacji wiedzy na temat tego zjawiska.

Metody analityczne mają dotkliwe ograniczenie związane z tym, że nie operują językiem faktów społecznych. Nie prowadzą do ujawnienia rzeczywistych mechanizmów, które wiązały i wiążą osiągnięcia edukacyjne z potencjałem rodziny pochodzenia. Nie dostarczają wglądu w to, jak to się działo kiedyś i jak dzieje się obecnie. Metody te pozwalają jedynie, na drodze statystycznej, „wyłączyć” wpływ zmian strukturalnych z otrzymywanych wniosków. Rzeczywistość społeczną opisują w terminach „czystych” wpływów – „uwolnionych” od przemian strukturalnego kontekstu – obojętnie, co miałyby to oznaczać. Tak sformułowany paradygmat badania nierówności edukacyjnych utrzymuje się od wielu lat. Przez ten czas socjologowie niejako przywykli do tego, że wnioski na temat mechanizmów powstawania nierówności edukacyjnych formułują za nich statystycy.

Dopiero w ostatnim czasie sytuacja zaczęła się zmieniać. Wiąże się to ze wzrostem oczekiwań wobec nauki ze strony polityki społecznej. Strategia znana jako *Evidence Based Policy* zdobywa coraz to nowe przyczółki, przez co ogólnikowe ekspertyzy dotyczące rozmiarów i przemian nierówności edukacyjnych przestają wystarczać. Coraz częściej politycy formułują pytania w języku konkretów. O ile udało się zmniejszyć nierówności edukacyjne dzięki przeprowadzonym reformom szkolnictwa? Które z dokonanych interwencji okazały się najbardziej skuteczne? I w tym momencie wychodzi na jaw, że król jest nagi. Albowiem coraz bardziej zaawansowane metody analizy danych nie są w stanie udzielić odpowiedzi na tak formułowane pytania.

Dlatego warto wrócić do podstaw i zastanowić się, na ile wnioski z badań nad nierównościami edukacyjnymi odzwierciedlają rzeczywistą istotę tych zjawisk, a na ile są artefaktem wynikającym z wyboru tej, a nie innej metody analizy danych. Kwestie te są przedmiotem niniejszego opracowania.

Rozważania rozpoczniemy od zilustrowania zjawiska nierówności edukacyjnych za pomocą przykładowych danych (część 4). Następnie przedstawione zostaną wybrane koncepcje oceny rozmiarów nierówności edukacyjnych. W części 5 omówimy najbardziej elementarną metodę, polegającą na określeniu różnic w osiągnięciach edukacyjnych młodzieży wywodzącej się z różnych środowisk. W części 6 nierówności zdefiniowane zostaną w postaci odstępstw faktycznych osiągnięć edukacyjnych od hipotetycznej sytuacji równych szans. Stanowić to będzie okazję do wprowadzenia miar o interpretacji operacyjnej, pozwalających wyrazić rozmiary nierówności za pomocą wielkości grup młodzieży uprzywilejowanej bądź upośledzonej w dostępie do poszczególnych ogniw systemu szkolnego. Część 7 poświęcona zostanie pomiarowi nierówności za pomocą korelacji, zaś część 8 możliwościom badania nierówności edukacyjnych za pomocą narzędzia analitycznego, jakim są stosunki szans (*odds ratios*).

W dalszych rozważaniach ujęcie statyczne zastąpione zostanie dynamicznym, to znaczy w rozpatrywanych modelach uwzględnione zostaną zmiany w strukturze pochodzenia kolejnych kohort młodzieży, a także zmiany wynikające z ekspansji oświaty. Jak sygnalizowałem wcześniej, badacze nie zgromadzili dotychczas danych empirycznych, które pozwoliłyby osobno analizować wpływ każdego z tych czynników. Dlatego rozważania oparte zostaną na danych fikcyjnych, otrzymanych metodą symulacji komputerowej. Pozwoli to odrębnie kształtować tempo zmian w systemie edukacji oraz zmian zachodzących w strukturze pochodzenia. W części 9 przedstawione zostaną wnioski z symulacji, w której nierówności w dostępie do wykształcenia przyjęto za niezmiennie w czasie, zezwalając jednocześnie, aby kształt systemu szkolnego oraz struktura pochodzenia ulegały zmianom. W części 10 omówiona zostanie hipotetyczna sytuacja, w której ekspansja edukacji ma miejsce w społeczeństwie, w którym struktura pochodzenia młodzieży nie zmienia się. Odwrotna sytuacja przedstawiona zostanie w części 11, gdzie kształt systemu edukacyjnego pozostanie niezmienny, zaś dopuszczone zostaną zmiany w strukturze pochodzenia. Symulacje prezentowane w części 12 posłużą natomiast do zilustrowania faktu, że te same dane można interpretować jako przejaw zmian w rozmiarach nierówności edukacyjnych, bądź traktować je jako argument na rzecz stabilności tego zjawiska – co zależy wyłącznie od wybranej metody analitycznej.

Część 13 zawiera dyskusję strategii analitycznych stosowanych w badaniach w celu identyfikacji mechanizmów powstawania nierówności edukacyjnych. Będziemy starali się uzasadnić, że niektóre z tych metod – zwłaszcza metody log-liniowe – nie dostarczają spójnych wniosków dotyczących rozmiarów nierówności edukacyjnych oraz kierunku ich przemian. Nie uwzględniają bowiem wielkości kategorii społecznych rywalizujących o dostęp do wykształcenia, a także ich relacji do liczby miejsc oferowanych w szkołach poszczególnych szczebli. Części tych wad pozbawione są miary o interpretacji operacyjnej. Dzięki temu służyć mogą do oceny skuteczności polityki nastawionej na redukcję nierówności w dostępie do wykształcenia.

## 4. Notacja oraz przykładowe dane

Przypomnijmy, że przez nierówności edukacyjne będziemy rozumieć niejednakowy dostęp do wykształcenia jednostek zróżnicowanych pod względem zasobów stratyfikacyjnych rodziny pochodzenia. W dalszych rozważaniach ograniczymy się do analizy związku pomiędzy pojedynczą cechą pochodzenia społecznego a pojedynczym wskaźnikiem osiągnięć edukacyjnych. Przyjmijmy też, że zróżnicowanie obu cech ma charakter jakościowy. Tego rodzaju związek dla kolejnych kohort przedstawić można za pomocą konwencjonalnej tabeli, której wiersze odpowiadają wyodrębnionym kategoriom pochodzenia, zaś kolumny poziomom osiągnięć edukacyjnych.

Oznaczmy kategorie pochodzenia małymi literami  $b_1, b_2, \dots, b_{I-1}, b_I$  przyjmując, że w ogólnym przypadku jest ich  $I$ , natomiast osiągnięcia edukacyjne jako  $e_1, e_2, \dots, e_{J-1}, e_J$  zakładając, że jest ich  $J$ . Przyjmijmy zarazem, że oba podziały są identyczne w każdej z kohort, których jest  $K$ . Przykładowo, symbol  $n_{ij}^{(k)}$  oznacza liczbę osób z kohorty  $k$  o pochodzeniu  $b_i$ , których osiągnięcia edukacyjne odpowiadają kategorii  $e_j$ . Tabela 1 przedstawia liczebności obserwowane dla pojedynczej kohorty, co zostało przy poszczególnych symbolach oznaczone nadskryptami  $(k)$ . Analiza dynamiki nierówności edukacyjnych wymaga utworzenia tabeli w tej postaci dla każdej z rozpatrywanych kohort. Wielkość  $n_{\bullet\bullet}^{(\bullet)}$  – zsumowana po wszystkich kategoriach pochodzenia, po wszystkich kategoriach osiągnięć edukacyjnych oraz po wszystkich kohortach – odpowiada w badaniach reprezentacyjnych wielkości zbadanej próby, zaś w badaniach wyczerpujących wielkości populacji.



**Tabela 1.** Zastosowana notacja: liczebności opisujące związek cechy pochodzenia z osiągnięciami edukacyjnymi w  $k$ -tej kohorcie

		Osiągnięcia edukacyjne (zmienna E)					
		$e_1$	$e_2$	...	$e_{J-1}$	$e_J$	<b>ogółem</b>
Kategorie pochodzenia (zmienna B)	$b_1$	$n_{11}^{(k)}$	$n_{12}^{(k)}$	...	$n_{1,J-1}^{(k)}$	$n_{1J}^{(k)}$	$n_{1\bullet}^{(k)}$
	$b_2$	$n_{21}^{(k)}$	$n_{22}^{(k)}$	...	$n_{2,J-1}^{(k)}$	$n_{2J}^{(k)}$	$n_{2\bullet}^{(k)}$
	...	...	...	...	...	...	...
	$b_{I-1}$	$n_{I-1,1}^{(k)}$	$n_{I-1,2}^{(k)}$	...	$n_{I-1,J-1}^{(k)}$	$n_{I-1,J}^{(k)}$	$n_{I-1,\bullet}^{(k)}$
	$b_I$	$n_{I1}^{(k)}$	$n_{I2}^{(k)}$	...	$n_{I,J-1}^{(k)}$	$n_{IJ}^{(k)}$	$n_{I\bullet}^{(k)}$
<b>ogółem</b>		$n_{\bullet 1}^{(k)}$	$n_{\bullet 2}^{(k)}$	...	$n_{\bullet, J-1}^{(k)}$	$n_{\bullet J}^{(k)}$	$n_{\bullet\bullet}^{(k)}$

Dalsze rozważania zilustrujemy przykładem skonstruowanym w oparciu o dane fikcyjne. Przykład obejmuje związek pochodzenia z osiągnięciami edukacyjnymi dla pewnej liczby kohort młodzieży zdobywającej wykształcenie w różnych okresach czasu. Dla zachowania prostoty pochodzenie zostało określone w postaci cechy dychotomicznej. Jest nią podział środowiska wychowania na miejskie i wiejskie. Osiągnięcia edukacyjne określone zostały poprzez poziom uzyskanego wykształcenia w podziale na trzy kategorie – podstawowe, średnie i wyższe. Część [A] tabeli 2 przedstawia rozkłady osiągnięć edukacyjnych młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi dla przykładowej kohorty, oznaczonej umownie  $k_{30}$ . Dodatkowo przyjmijmy, że tabela za każdym razem obejmuje wszystkie osoby z danej kohorty. Pozwala to abstrahować od problemów trafności wniosków dotyczących populacji formułowanych na podstawie przebadania jedynie próbki osób. Dla wygody przyjmijmy też, że liczebność każdej rozpatrywanej kohorty jest jednakowa i wynosi 1 milion osób.

**Tabela 2.** Liczba i odsetki osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe wśród młodzieży wychowującej się w środowisku miejskim bądź wiejskim w kohorcie  $k_{30}$  (dane fikcyjne).

**[A] liczebności obserwowane**

środowisko wychowania	wskaźnik	poziom wykształcenia			
		wyższe	średnie	podstawowe	ogółem
miejskie	liczba osób	180 000	360 000	60 000	600 000
	odsetki [%]	30,0	60,0	10,0	100,0
wiejskie	liczba osób	40 000	80 000	280 000	400 000
	odsetki [%]	10,0	20,0	70,0	100,0
ogółem	liczba osób	220 000	440 000	340 000	1 000 000
	odsetki [%]	22,0	44,0	34,0	100,0

**[B] model równych szans**

środowisko wychowania	wskaźnik	poziom wykształcenia			
		wyższe	średnie	podstawowe	ogółem
miejskie	liczba osób	132 000	264 000	204 000	600 000
	odsetki [%]	22,0	44,0	34,0	100,0
wiejskie	liczba osób	88 000	176 000	136 000	400 000
	odsetki [%]	22,0	44,0	34,0	100,0
ogółem	liczba osób	220 000	440 000	340 000	1 000 000
	odsetki [%]	22,0	44,0	34,0	100,0

## 5. Nierówności jako różnice osiągnięć edukacyjnych młodzieży o niejednakowym pochodzeniu społecznym

Liczebności prezentowane w części [A] tabeli 2 odzwierciedlają sytuację, w której młodzież wychowująca się w miastach jest uprzywilejowana w dostępie do wykształcenia. W kategorii tej 30 procent uzyskuje wykształcenie wyższe, podczas gdy wśród młodzieży wychowującej się na wsi analogiczny odsetek wynosi 10 procent. Większy odsetek młodzieży miejskiej uzyskuje też wykształcenie średnie – 60 procent względem 20. Natomiast młodzież wychowująca się na wsi zdecydowanie częściej kończy jedynie szkoły podstawowe. W sumie, rozpatrywane dane nie pozostawiają żadnych wątpliwości, że uprzywilejowanie młodzieży miejskiej w dostępie do wykształcenia jest wyraźne.

Jedną z możliwości liczbowego wyrażenia rozmiarów nierówności edukacyjnych stanowi obliczenie różnicy porównywanych rozkładów. Rozwiązanie to znane jest jako *dissimilarity index* (Duncan i Duncan 1955; Sawiński 2010: 192-194), który nazwiemy **wskaźnikiem różnic między rozkładami**. Wielkość wskaźnika określa następujący wzór<sup>1</sup>

$$\Delta_{i_1 i_2} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \left| \frac{n_{i_1 j}}{n_{i_1 \bullet}} - \frac{n_{i_2 j}}{n_{i_2 \bullet}} \right| \quad (1)$$

gdzie moduł pod znakiem sumy oznacza wartość bezwzględną różnicy, zaś pozostałe oznaczenia pochodzą z tabeli 1. W naszym przykładzie wielkość ta wynosi

$$\begin{aligned} \Delta_{12} &= \frac{1}{2} \left( \left| \frac{180\,000}{600\,000} - \frac{40\,000}{400\,000} \right| + \left| \frac{360\,000}{600\,000} - \frac{80\,000}{400\,000} \right| + \left| \frac{60\,000}{600\,000} - \frac{280\,000}{400\,000} \right| \right) \\ &= \frac{1}{2} (|0,30 - 0,10| + |0,60 - 0,20| + |0,10 - 0,70|) \\ &= \frac{1}{2} (|0,20| + |0,40| + |-0,60|) \end{aligned}$$

---

<sup>1</sup> W tym i w dalszych wzorach pomijając będziemy nadskrypty (*k*) oznaczające kohortę.

= 0,600

którą to wielkość wyrazić też można jako 60 procent.

Jeżeli – tak jak w omawianym przykładzie – porównujemy ze sobą jedynie dwie kategorie pochodzenia, to obliczoną wielkość interpretować można jako odsetek młodzieży z danej kategorii, która uzyskała wykształcenie odmienne od młodzieży należącej do drugiej rozpatrywanej kategorii. W przykładzie wykształcenie podstawowe uzyskało 70 procent młodzieży wychowującej się na wsi i 10 procent młodzieży z miast. Różnica wynosi 60 procent – co odpowiada wartości wskaźnika różnic. Z kolei młodzież wychowująca się w miastach częściej uzyskuje wykształcenie wyższe oraz wykształcenie średnie. W pierwszym przypadku różnica wynosi 20 procent, w drugim zaś 40 procent. W sumie daje to 60 procent – czyli wartość wskaźnika różnic.

Zarówno samo pojęcie różnic rozkładów osiągnięć, jak też odpowiadająca mu miara, mają charakter intuicyjny. Być może, do tego wskaźnika badacze nierówności edukacyjnych ograniczyliby swoją uwagę, gdyby nie dwa ograniczenia związane z jego interpretacją.

Pierwsze wiąże się z faktem, że wartości wskaźnika nie prowadzą do spójnych wniosków dotyczących **wielkości** tej części populacji, której dotyczą nierówności. Jak stwierdziliśmy uprzednio, młodzież wychowująca się w miastach jest uprzywilejowana w dostępie do wykształcenia wyższego, gdyż 30 procent tej młodzieży uzyskuje ten poziom wykształcenia, podczas gdy wśród młodzieży wychowującej się na wsi odsetek ten wynosi 10 procent. Różnica – równa 20 procent – oznacza jednak 120 tysięcy osób w przypadku młodzieży wychowującej się w miastach, zaś 80 tysięcy w przypadku wychowującej się na wsi. Różne są bowiem wielkości obu kategorii młodzieży (600 i 400 tysięcy), stanowiące podstawę procentowania. A więc na podstawie samych odsetków nie można określić, jak duża liczba uczniów podlega nierównościom w dostępie do wykształcenia wyższego w całej populacji.

Drugie ograniczenie wiąże się z faktem, że korzyści związane z syntetycznym charakterem wskaźnika dotyczą jedynie sytuacji, gdy porównujemy ze sobą dwie kategorie pochodzenia. Gdy kategorii jest więcej, to wtedy konieczne staje się obliczenie wartości wskaźnika dla każdej porównywanej pary. Rozpatrując nierówności edukacyjne ze względu na wykształcenie ojca należałoby wyodrębnić przynajmniej cztery kategorie tej cechy (podstawowe, zasadnicze, średnie i wyższe). Prowadziłoby to do uzyskania sześciu wartości wskaźnika różnic rozkładów, gdyż tyle byłoby par porównywanych kategorii. W rezultacie, konieczna byłaby agregacja zestawu wskaźników w pojedynczą wartość. Aczkolwiek próby takie były podejmowane (Sakoda 1981), ich rezultaty nie weszły do kanonów metodologii badania nierówności. Zapewne z tego powodu, że interpretacja zagregowanych wartości wskaźnika nie jest już tak klarowna, jak w przypadku porównywania ze sobą jedynie dwóch kategorii.

## 6. Nierówności jako wielkości odstępstw od modelu równych szans

Jednym ze sposobów uniknięcia omawianych trudności interpretacyjnych jest zmiana logiki dokonywanych porównań. Zamiast porównywać ze sobą osiągnięcia edukacyjne młodzieży o różnym pochodzeniu, każdą z tych kategorii zestawień można z sytuacją, jaka ma miejsce wśród ogółu młodzieży. Istota tego rozwiązania znana jest w socjologii w postaci modelu równych szans (Sawiński 2010: 120-121). W modelu tym rozkłady osiągnięć we wszystkich kategoriach pochodzenia są takie same, jak w całej populacji. W statystyce odpowiada to pojęciu niezależności stochastycznej między cechami (Lissowski, Haman i Jasiński 2008: 214-216; Sawiński 2010: 102-106). Jest to najsilniejszy rodzaj niezależności, z którego wynikają wszystkie inne, na przykład nieskorelowanie cech ze sobą. Liczebności  $\hat{n}_{ij}$  w polach modelu równych szans określa następujący wzór

$$\hat{n}_{ij} = \frac{n_{i\bullet} * n_{\bullet j}}{n_{\bullet\bullet}} \quad (2)$$

Wielkości obliczone dla rozpatrywanego wcześniej związku między środowiskiem wychowania a uzyskanym wykształceniem przedstawione zostały w części [B] tabeli 2. Na przykład, liczba osób wychowujących się w miastach, które uzyskały wykształcenie wyższe, zgodnie z wzorem (2) wynosi

$$\hat{n}_{11} = \frac{600000 * 220000}{1000000} = 132000$$

Odsetki otrzymanych liczebności względem sum w wierszach są identyczne w obu kategoriach młodzieży, a zarazem takie same, jak rozkład brzegowy wykształcenia w całej populacji – zgodnie z definicyjną własnością modelu równych szans (tabela 2). Warto zwrócić uwagę na fakt, że liczebności modelu równych szans (wzór 2) określone są na podstawie liczebności brzegowych, czyli marginesów tabeli. Jest to o tyle ważne, że w kolejnych kohortach rozkłady te na ogół ulegają zmianom. W rezultacie, zmianom ulega też postać modelu równych szans.

Zestawienia liczebności obserwowanych z liczebnościami modelu równych szans dokonać można na wiele sposobów: obliczając ilorazy bądź różnice porównywanych wielkości, czy też obliczając wartości funkcji stanowiących złożenie ilorazów i różnic. Szereg tych rozwiązań znalazło zastosowanie w analizach wyników badań (Sawiński 2010). W tym miejscu poświęćmy uwagę trzem z nich. Dwa pierwsze są może mniej znane, lecz mogą okazać się użyteczne w praktyce. Pozwalają przedstawić rozmiary nierówności w wielkościach populacyjnych, co nadaje obliczonym miarom interpretację operacyjną. Trzecim z rozwiązań jest statystyka chi-kwadrat, wykorzystywana między innymi do testowania hipotez o braku związku między cechami jakościowymi. Stanowi ona łącznik z kolejnym podejściem, opartym na badaniu nierówności edukacyjnych za pomocą korelacji, prezentowanym w części 7.

## 6.1. Wskaźnik minimalnego udziału interwencji

Terminem „interwencja” w określeniach miar nierówności posługuję się świadomie. Chodzi o zaznaczenie, że przedmiotem rozważań są nierówności społeczne – a w szczególności edukacyjne. Politycy społeczni terminu tego używają do określenia działań, których celem jest wyeliminowanie pewnych różnicowań między jednostkami, uznawanych za niekorzystne. Na przykład, interwencję stanowi objęcie przez nauczyciela szczególną opieką uczniów niepełnosprawnych, w celu włączenia ich w funkcjonowanie szkoły. Interwencje stosuje się przede wszystkim tam, gdzie zastane różnice utrudniają osiągnięcie jednakowych efektów. Aby różnice te wyrównać, konieczna jest zewnętrzna „interwencja” w logikę mechanizmów rządzących danym zjawiskiem.

Ocena zjawisk społecznych poprzez liczbę wymaganych interwencji wiąże się z ideą realokacji dóbr sformułowaną na gruncie koncepcji sprawiedliwości dystrybtywnej (Bénabou 2000). Przykładem miary opartej na tej idei jest indeks *Hoovera* (Hoover 1936), zwany też indeksem *Robin Hooda*. Jego wielkość odpowiada części zasobów społeczeństwa (na przykład dochodów), które należałoby odebrać jednostkom posiadającym ich więcej i przekazać jednostkom posiadającym ich mniej, aby zapewnić równomierny rozkład tych zasobów w całym społeczeństwie. Idea redystrybucji zawarta jest zresztą w większości miar nierówności, gdzie formułowana bywa w postaci tak zwanego warunku transferu (transfer dóbr od jednostek posiadających więcej do jednostek posiadających mniej zawsze prowadzi do zmniejszenia nierówności; zob. Allison 1978). Wszystkie te rozwiązania dotyczą jednak rozkładów jednowymiarowych. Operacjonalizację idei redystrybucji dla zjawisk, których prezentacja wymaga formy tabelarycznej, zaproponowali w 1985 roku Tadeusz Krauze i Kazimierz M. Słomczyński w artykule zatytułowanym *How far to meritocracy*. Obliczyli oni, jaka część społeczeństwa amerykańskiego musiałby osiągać odmienną pozycję w wymiarze statusu, aby zrealizowana została wizja merytokratycznej zależności pozycji społecznej od osiągniętego wykształcenia. Owo tytułowe „how far” stanowi ocenę tego, w jakim punkcie społeczeństwo się znajduje, ile można czy należałoby zrobić, aby osiągnąć pewien stan uznany za celowy. Można sądzić, że do podobnych intuicji odwołuje się wielu badaczy i praktyków społecznych w sytuacjach, gdy próbują ocenić rozmiary nierówności edukacyjnych. Jak wiele należałoby zmienić, aby zlikwidować istniejące nierówności? Jaką część młodzieży należałoby przenieść z jednych szkół do drugich, aby dostępność wszystkich szkół była jednakowa? „Jak daleko” jest do osiągnięcia takiego stanu?

Przyjmijmy więc, że interesuje nas stopień, w jakim obserwowana zależność wykształcenia od pochodzenia odbiega od sytuacji równych szans. Jedną z form oceny owej „odległości” jest obliczenie sumy bezwzględnych różnic liczebności obserwowanych i liczebności wynikających z modelu równych szans (Sawiński 1984; Krauze i Słomczyński 1985). Po znormalizowaniu otrzymanej sumy do liczby osób w populacji uzyskamy następującą wielkość<sup>2</sup>

$$MUI = \frac{1}{2 * n_{..}} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J |n_{ij} - \hat{n}_{ij}| \quad (3)$$

---

<sup>2</sup> Czynnikiem 2 w mianowniku wzoru (2) bierze się stąd, że różnice między liczebnościami obserwowanymi a liczebnościami modelu równych szans zostają uwzględnione pod znakiem sumy dwukrotnie: raz jako „nadwyżki”, raz jako „niedobory”. Aby oszacować liczbę osób, które należy przemieścić między polami tabeli w celu otrzymania modelu równych szans – otrzymaną sumę należy podzielić przez 2.

którą nazwiemy **minimalnym udziałem interwencji** i oznaczymy jako *MUI*. Wielkość ta określa, jakiej najmniejszej liczebnie części młodzieży należałoby „zmienić” poziom uzyskanego wykształcenia, aby liczebności obserwowane przekształcić w liczebności modelu równych szans.

Dla wyjaśnienia istoty wprowadzonej miary dogodnie jest prześledzić sposób obliczania jej wartości. Wróćmy do danych z tabeli 2. Wśród młodzieży wychowującej się w miastach 180 tysięcy uzyskało wykształcenie wyższe. Gdyby zasada równych szans decydowała o uzyskanym wykształceniu, to osób takich powinno być 132 tysiące. Tak więc różnica, czyli 48 tysięcy młodzieży wychowującej się w miastach, stanowi swoistą „nadwyżkę”, która jest przejawem istniejących nierówności edukacyjnych. Analogiczna nadwyżka wśród młodzieży wiejskiej uzyskującej wykształcenie średnie wynosi

$$360\ 000 - 264\ 000 = 96\ 000$$

Suma obu nadwyżek – równa 144 tysiące osób – jest zarazem równa „niedoborowi” młodzieży wychowującej się w miastach, która przerwała naukę po ukończeniu szkoły podstawowej.

Do analogicznych wielkości prowadzi analiza drugiego wiersza tabeli. Na skutek istniejących nierówności edukacyjnych, wykształcenie wyższe osiągnęło o 48 tysięcy młodzieży wiejskiej za mało, zaś w przypadku wykształcenia średniego niedobór wynosi 96 tysięcy. Suma, równa 144 tysiące, stanowi nadwyżkę młodzieży wychowującej się na wsi, która nie kształciła się dalej po szkole podstawowej.

Otrzymane wielkości określają skalę potrzebnych interwencji edukacyjnych. Gdyby poprzez odpowiednią politykę wspomagającą młodzież wiejską skłonić 96 tysięcy młodzieży, która nie uczy się dalej po szkole podstawowej, do ukończenia szkoły średniej, zaś dalsze 48 tysięcy do ukończenia studiów wyższych, to całkowicie zlikwidowane zostałyby opóźnienie edukacyjne młodzieży wiejskiej. Pod warunkiem, że jednocześnie 48 tysięcy młodzieży z miast udałoby się skłonić do „rezygnacji” z pójścia na studia, zaś 96 tysięcy z ukończenia szkoły średniej. Albowiem, w proponowanym ujęciu wyrównywanie szans oznacza **realokację**. Aby udostępnić miejsca w szkołach młodzieży o niekorzystnym pochodzeniu społecznym, muszą one zostać zwolnione przez młodzież uprzywilejowaną. Odpowiada to założeniom, które badacze nierówności edukacyjnych na ogół akceptują, że liczba miejsc w szkołach poszczególnych szczebli jest ustalona przez czynniki zewnętrzne, takie jak aktualny stan infrastruktury szkolnej, czy wielkość środków, jakie społeczeństwo gotowe jest wyasygnować na rozwój edukacji.

Aby w rozpatrywanym przykładzie doprowadzić do pełnej realizacji zasady równych szans w dostępie do wykształcenia, interwencje musiałyby objąć 144 tysiące młodzieży wiejskiej oraz identyczną liczbę młodzieży wychowującej się w miastach. W sumie daje to 288 tysięcy, co po podzieleniu przez wielkość kohorty (1 milion osób) określa wielkość miary *MUI* równą 0,288. A więc, interwencje musiałyby objąć 28,8 procent całej młodzieży. Wielkość ta jest jedną z możliwych miar rozmiarów nierówności edukacyjnych w rozpatrywanej kohorcie.

## 6.2. Wskaźnik udziału minimalnych interwencji

Proponowana wyżej polityka wyrównywania szans opiera się na pojęciu **minimalnej** liczby koniecznych interwencji. Z pól tabeli, w których występują nadwyżki, przenosi się jednostki bezpośrednio do pól, w których występuje niedobór. W praktyce część z tych działań może być jednak trudna do urzeczywistnienia, gdyż wymagają awansu bądź degradacji o kilka szczebli. W rozpatrywanym przykładzie niedobór młodzieży wiejskiej z wykształceniem wyższym uzupełniony został poprzez stworzenie 48 tysiącom tej młodzieży warunków dla pokonania aż dwóch szczebli w systemie szkolnym: ukończenia w pierwszej

kolejności szkoły średniej, a następnie studiów wyższych. Osiągnięcie takiego stanu wymagałoby z pewnością znacznych nakładów – o ile w ogóle jest realistyczne.

Można jednak postąpić w inny sposób. Zrekrutować owe brakujące 48 tysięcy spośród absolwentów szkół średnich pochodzenia wiejskiego, których jest 80 tysięcy. A następnie stworzyć warunki, dzięki którym 144 tysiące absolwentów szkół podstawowych ukończy dodatkowo szkoły średnie, co zapewni – wynikającą z modelu równych szans – liczbę 176 tysięcy absolwentów szkół średnich pochodzenia wiejskiego. Wymienione interwencje wymagają pokonania tylko jednego szczebla w systemie szkolnym, aczkolwiek interwencji tych jest więcej niż uprzednio. Albowiem spośród młodzieży o wykształceniu średnim najpierw „zabraliśmy” pewną część, uzupełniając niedobór młodzieży o wykształceniu wyższym, co jednak spowodowało powstanie dodatkowego niedoboru. W sumie, interwencje obejmą 192 tysiące młodzieży wychowującej się na wsi. Analogiczne rozumowanie dla młodzieży z miast również prowadzi do wielkości 192 tysiące. Zsumowanie obu wielkości daje 384 tysiące, co stanowi 38,4 procent rozpatrywanej kohorty.

Miarę zdefiniowaną według proponowanych zasad nazwiemy **udziałem minimalnych interwencji** i oznaczymy *UMI*. Miara ta odpowiada sytuacji, w której interwencje podjęte wobec młodzieży o niekorzystnym pochodzeniu, mają ją skłonić do ukończenia szkoły o jeden szczebel wyższej od uprzednio ukończonej<sup>3</sup>. Natomiast w przypadku młodzieży wywodzącej się ze środowisk uprzywilejowanych, interwencje mają na celu skłonienie do rezygnacji z nauki w szkole kolejnego szczebla i pozostanie przy wykształceniu uzyskanym do tej pory.

Metoda obliczania wartości *UMI* ma postać algorytmu sekwencyjnego. Zakładając, że wiersze tabeli odpowiadają kategoriom pochodzenia, zaś kolumny kategoriom osiągnięć edukacyjnych, obliczenia należy wykonać osobno dla każdego wiersza tabeli wyjściowej, zaś otrzymane wyniki zsumować. Przyjmijmy, że rozpatrujemy *i*-ty wiersz tabeli. Dla wiersza tego tworzymy kwadratową tabelę pomocniczą, o liczbie wierszy i kolumn równej liczbie wyodrębnionych kategorii osiągnięć edukacyjnych. Następnie wypełniamy marginesy tej tabeli, jej wnętrza pozostawiając puste. W pola sum wierszowych wpisujemy liczebności obserwowane *i*-tego wiersza tabeli wyjściowej, zaś w pola odpowiadające sumom kolumnowym liczebności *i*-tego wiersza modelu równych szans. Operację tę zilustrujemy danymi z tabeli 2, wykonując obliczenia dla wiersza odpowiadającego młodzieży wychowującej się na wsi. Tabela pomocnicza przybierze wtedy postać przedstawioną w tabeli 4 i oznaczoną „krok 0”.

Omawiany algorytm nosi nazwę „North-West Corner” i stosowany jest w ekonomii do optymalizacji tak zwanego zagadnienia transportowego (Sawiński 1984; Krauze i Słomczyński 1985). Zgodnie z nazwą algorytmu, wypełnianie wnętrza tabeli pomocniczej rozpoczynamy od jej górnego (North) lewego (West) pola, zaś w następnych krokach spośród pól, które pozostaną niewypełnione, rozpatrujemy w pierwszej kolejności zawsze to, które jest położone najwyżej i najbardziej z lewej strony. Do pierwszego rozpatrywanego pola wpisujemy mniejszą z dwóch sum brzegowych, odpowiadających pierwszemu wierszowi i pierwszej kolumnie tabeli. W naszym przypadku mniejsza suma brzegowa odpowiada pierwszemu wierszowi. Wielkość tę – to jest 40 tysięcy – wpisujemy do rozpatrywanego pola. Ponieważ jest

---

<sup>3</sup> *Możliwość realizacji tego założenia zależy od konfiguracji liczebności w tabeli. Albowiem może się zdarzyć, że absolwentów szkół szczebla o jeden niższego nie wystarczy, aby zapewnić liczebność wynikającą z modelu równych szans. Przyjmijmy, że w rozpatrywanym przykładzie (tabela 2) młodzieży pochodzenia wiejskiego o wykształceniu średnim jest nie 80, a tylko 40 tysięcy. Wtedy, aby zapewnić wykształcenie wyższe 88 tysiącom młodzieży wiejskiej, nie wystarczy skłonić do dalszej nauki wszystkich absolwentów szkół średnich, lecz również objąć systemem interwencji dodatkowo 8 tys. młodzieży o wykształceniu podstawowym. Osoby te musiałyby pokonać dystans dwóch szczebli.*



ona równa sumie brzegowej pierwszego wiersza, to pozostałe pola tego wiersza wypełniamy zerami. Dotychczasowa zawartość tabeli pomocniczej przedstawiona została w tabeli 4 jako „krok 1”.

Następnie przenosimy się do kolejnego pola tabeli. Ponieważ wszystkie pola pierwszego wiersza zostały już wypełnione, następnym polem, położonym najbardziej w lewo i w górę, jest pierwsze pole drugiego wiersza. W polu tym należy wpisać mniejszą z dwóch liczebności: albo sumę brzegową drugiego wiersza, bądź liczbę jednostek, która pozostała w pierwszej kolumnie po wpisaniu uprzednio 40 tysięcy w lewym najwyższym polu. Suma brzegowa drugiego wiersza wynosi 80 tysięcy, natomiast suma niewykorzystanych pól z pierwszej kolumny to 48 tysięcy (= 88 000 – 40 000). A więc, do rozpatrywanego obecnie pola wpisujemy 48 tysięcy, co wyczerpuje sumę brzegową pierwszej kolumny. Dlatego w najniższym polu tej kolumny wpisujemy 0. Układ dotychczas wypełnionych pól obrazuje tabela pomocnicza (krok 2).

Kolejne wolne pole leży na przecięciu drugiego wiersza i drugiej kolumny. Wpisujemy do niego mniejszą z dotychczas niewykorzystanych liczebności z drugiego wiersza i z drugiej kolumny – czyli 32 000. Pozostałe pola drugiego wiersza wypełniamy zerami (krok 3). Następnie przesuwamy się w dół, do pola leżącego na przecięciu trzeciego wiersza i drugiej kolumny, gdzie wpisujemy 144 000 (krok 4). W ostatnim wolnym polu tabeli wpisujemy 136 000 (krok 5). Wielkość ta odpowiada zarówno sumie brzegowej trzeciej kolumny, jak też liczbie jednostek, które pozostały do wykorzystania w trzecim wierszu.

Po wypełnieniu tabeli pomocniczej obliczamy sumę wielkości w polach leżących poza przekątną główną (pola zaznaczone kolorem szarym). Pola te odpowiadają liczbie osób, którym należy zmienić poziom wykształcenia, aby z rozkładu liczebności obserwowanych przejść do modelu równych szans.

Suma liczebności leżących poza przekątną główną tabeli pomocniczej wynosi 192 000. Pamiętajmy jednak, że dotychczas analizowaliśmy jedynie dopasowanie liczebności obserwowanych do modelu równych szans w drugim wierszu tabeli wyjściowej, to jest w kategorii młodzieży wychowującej się na wsi. Dla młodzieży wychowującej się w miastach należy skonstruować analogiczną tabelkę pomocniczą, po czym wykonać kolejne kroki algorytmu „North-West Corner”. Pomińmy ponowny opis tej procedury, podając jedynie liczbę jednostek leżących poza przekątną główną tabeli pomocniczej. Wynosi ona 192 000, czyli tyle samo, co w przypadku młodzieży wychowującej się na wsi<sup>4</sup>.

W sumie, w całej tabeli należy zmienić osiągnięcia edukacyjne 384 tysiącom osób. Tym samym, wartość wskaźnika minimalnych interwencji *UMI* wynosi 0,384, czyli więcej od obliczonej uprzednio wartości minimalnego udziału interwencji *MUI*, która wyniosła 0,288. Porządek wielkości obu miar stanowi odzwierciedlenie faktu, że gdy stosujemy politykę „łagodnych” interwencji, to wtedy potrzeba ich więcej, aby zlikwidować istniejące nierówności.

---

<sup>4</sup> Równość obu wielkości wynika z faktu, że w tabeli wyjściowej są tylko dwie kategorie pochodzenia.

**Tabela 3.** Liczebności uzyskane w poszczególnych krokach algorytmu obliczania wartości *UMI* w tabeli pomocniczej utworzonej dla wiersza odpowiadającego młodzieży wychowującej się na wsi

(dane fikcyjne z tabeli 2)

**liczebności modelu niezależności**

<b>krok 0</b>	<b>wyższe</b>	<b>średnie</b>	<b>podstawowe</b>	<b>ogółem</b>	
wyższe				40 000	liczebności obserwowane
średnie				80 000	
podstawowe				280 000	
ogółem	88 000	176 000	136 000	400 000	

<b>krok 1</b>	<b>wyższe</b>	<b>średnie</b>	<b>podstawowe</b>	<b>ogółem</b>	
wyższe	40 000	0	0	40 000	liczebności obserwowane
średnie				80 000	
podstawowe				280 000	
ogółem	88 000	176 000	136 000	400 000	

<b>krok 2</b>	<b>wyższe</b>	<b>średnie</b>	<b>podstawowe</b>	<b>ogółem</b>	
wyższe	40 000	0	0	40 000	liczebności obserwowane
średnie	48 000			80 000	
podstawowe	0			280 000	
ogółem	88 000	176 000	136 000	400 000	

<b>krok 3</b>	<b>wyższe</b>	<b>Średnie</b>	<b>podstawowe</b>	<b>ogółem</b>	
wyższe	40 000	0	0	40 000	liczebności obserwowane
średnie	48 000	32 000	0	80 000	
podstawowe	0			280 000	
ogółem	88 000	176 000	136 000	400 000	

**Tabela 3. Ciąg dalszy**

krok 4	wyższe	Średnie	podstawowe	ogółem	
wyższe	40 000	0	0	40 000	liczebności obserwo- wane
średnie	48 000	32 000	0	80 000	
podstawowe	0	144 000		280 000	
ogółem	88 000	176 000	136 000	400 000	

krok 5	wyższe	Średnie	podstawowe	ogółem	
wyższe	40 000	0	0	40 000	liczebności obserwo- wane
średnie	48 000	32 000	0	80 000	
podstawowe	0	144 000	136 000	280 000	
ogółem	88 000	176 000	136 000	400 000	

### 6.3. Współczynnik kontyngencji

Do oceny stopnia, w jakim otrzymane w wyniku badania liczebności odbiegają od niezależności, stosuje się w statystyce miary oparte na funkcji  $\chi^2$  (chi-kwadrat). Wielkość chi-kwadrat wyraża się wzorem

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(n_{ij} - \hat{n}_{ij})^2}{\hat{n}_{ij}} \quad (4)$$

Wzór ten przypomina formułę stosowaną podczas obliczania minimalnej liczby interwencji (wzór 3), gdy również sumowano – po wszystkich polach tabeli – różnice liczebności obserwowanych i liczebności modelu równych szans. O ile jednak otrzymana wówczas suma miała interpretację operacyjną, o tyle wartość chi-kwadrat interpretacji takiej nie posiada.

Statystyka *chi-kwadrat* jest stosowana do testowania hipotez o braku zależności w badanej populacji w przypadku, gdy badanie obejmuje wylosowaną próbę (zob. np. Lissowski i in. 2008: 642-652). Po podzieleniu jej wartości przez liczbę badanych osób<sup>5</sup> wykorzystuje się ją również do oceny siły zależności

<sup>5</sup> Wartość funkcji chi-kwadrat zależy w sposób proporcjonalny od liczby osób w tabeli. Gdyby, przykładowo, tabele dla dwóch kohort miały taką samą strukturę w sensie identyczności rozkładów warunkowych w wierszach i w kolumnach, zaś

między cechami, w postaci miary zwanej kwadratem **współczynnika kontyngencji** i oznaczanej niekiedy symbolem  $\phi$  (phi)

$$\phi^2 = \frac{\chi^2}{n} \quad (5)$$

Dla przykładowych danych (tabela 2) wielkość kwadratu współczynnika kontyngencji wynosi 0,385. Ponieważ miara ta nie ma interpretacji operacyjnej, trudno wyłącznie na jej podstawie rozstrzygnąć, z jak znacznymi nierównościami edukacyjnymi mamy do czynienia. Tym niemniej, ze współczynnika kontyngencji będziemy korzystać w dalszych rozważaniach, gdyż ilustruje on pewne aspekty zależności, do których badacze niekiedy się odwołują<sup>6</sup>.

## 7. Nierówności jako korelacje osiągnięć edukacyjnych z cechami pochodzenia

Mówiąc o zależnościach w świecie społecznym socjologowie często odwołują się do pojęcia korelacji. Muszę przyznać, że w epoce komputerów mainframowych również korzystałem z tej formy opisu rzeczywistości, próbując zrozumieć zjawiska, które mnie wtedy pasjonowały. Zresztą, wielu badaczy postępowало podobnie, przez co szafy pełne były komputerowych wydruków, zawierających macierze korelacji „wszystkiego z wszystkim”. Korelacje stanowiły w owych czasach benchmarki dla wiedzy pozyskiwanej z różnych źródeł. Na przykład, czytając o tym, na ile pozycja zawodowa determinuje zarobki, bezwiednie odgrzebywało się w pamięci znane uprzednio korelacje, konfrontując je z wielkościami podanymi przez autora.

O użyteczności korelacji do opisu badanych zjawisk decyduje przede wszystkim ich prostota. Korelacja jest pojedynczym parametrem, charakteryzującym jeden z kluczowych aspektów analizowanej zależności – jakim jest jej siła. Pozwala to łatwo zestawiać i porównywać ze sobą obrazy zjawisk dziejących się w różnych krajach, czy zachodzących w różnym czasie.

Aczkolwiek korelacje definiować można w różny sposób, najczęściej wykorzystuje się formułę zaproponowaną przez brytyjskiego statystyka Karla Pearsona (1857-1936) pod koniec XIX wieku (Rodgers i Nicewander 1988) – nazywaną dziś współczynnikiem korelacji Pearsona, czy po prostu współczynnikiem korelacji. O sukcesie tej miary zadecydowała przede wszystkim łatwość tworzenia na jej podstawie modeli

---

*różniłyby się jedynie liczbą osób wchodzących w skład każdej kohorty, to wielkości chi-kwadrat dla obu tabel byłyby niejednakowe. Problem ten rozwiązuje podzielenie chi-kwadrat przez liczbę uwzględnionych osób.*

<sup>6</sup> Na gruncie analizy korespondencji omawiany współczynnik interpretuje się jako tak zwaną bezwładność tabeli (Greenacre 1994). Wielkość ta jest pomocna przy dekomponowaniu zależności w tabeli między poszczególne pola bądź wymiary kanoniczne (Sawiński 2010).

powiązań między wieloma zmiennymi. Do modeli takich zalicza się między innymi: regresję wielozmiennową (OLS), analizę czynnikową, analizę ścieżkową, czy analizę kanoniczną. Wiele uwagi poświęcono możliwościom stosowania współczynnika korelacji do pomiaru siły zależności między cechami, które nie mają ilościowej natury. Opracowanie odpowiednich modeli pozwoliło posługiwać się współczynnikiem korelacji niezależnie od tego, czy badane cechy mają charakter ilościowy, czy jakościowy (Cohen i Cohen 1975; Sawiński 2010a). Niezależnie również od tego, czy są bezpośrednimi wskaźnikami badanych zjawisk, czy też wielowskaźnikowymi konstruktami, agregującymi różnego typu informacje (Saris i van Meurs 1990).

Wielu współczesnym badaczom korelacje wydają się jednak narzędziem z różnych względów niedogodnym do prezentacji zjawisk społecznych. Również w badaniach przemian nierówności edukacyjnych techniki oparte na korelacjach stosuje się coraz rzadziej, zastępując je głównie modelami log-liniowymi. Tym niemniej, współczynnik korelacji warto wprowadzić do arsenału miar nierówności edukacyjnych z trzech powodów.

Po pierwsze, w najstarszych analizach dynamiki nierówności edukacyjnych, prowadzonych w latach 60. i 70. XX wieku, wnioski formułowano wyłącznie lub prawie wyłącznie na podstawie analizy korelacji między cechami pochodzenia a osiągnięciami edukacyjnymi (Duncan 1967; Jencks i in. 1972; Hauser i Featherman 1976; Featherman i Hauser 1978). Jeszcze w latach 90. techniki oparte na korelacjach stosowano równolegle do innych metod (Shavit i Blossfeld 1993). Prześledzenie historii badań nad nierównościami edukacyjnymi nie jest przez to możliwe bez zrozumienia istoty wniosków, jakich dostarczają metody oparte na korelacjach, w tym najczęściej stosowana metoda regresji OLS (*ordinary least squares*).

Po drugie, metody wywodzące się z modelowania log-liniowego łatwo można poddać krytyce dowodząc, że niekiedy dostarczają wniosków niezgodnych z tym, co bylibyśmy skłonni uznać za rozmiary nierówności edukacyjnych. Nie twierdzą przez to, że metody oparte na korelacjach są generalnie lepsze od metod log-liniowych, czy też dają rezultaty bardziej spójne ze zdroworozsądkowym spojrzeniem na nierówności edukacyjne. Uważam jedynie, że w obu wypadkach badaniu podlegają nieco inne aspekty tego zjawiska. Pominięcie metod korelacyjnych oznaczałoby jednostronne spojrzenie na problem.

I wreszcie ostatni argument, którego rangę trudno zresztą ocenić. Badacze chętnie komunikują się między sobą w języku korelacji. Jest to miara powszechnie znana, gdyż trudno wskazać badacza, który w karierze nie zetknął się ze współczynnikiem korelacji. Dla wielu badaczy, tak jak kiedyś dla mnie, macierz korelacji stanowi podstawowy schemat opisu i analizy badanych zjawisk, wykorzystywany w codziennej praktyce. Powoduje to, że komunikowanie wniosków w języku korelacji okazuje się bardziej skuteczne, niż za pomocą parametrów innych modeli. Pomimo faktu, co jeszcze raz warto podkreślić, że korelacje nie mają operacyjnej interpretacji. Ich wartości nie przekładają się w intuicyjny sposób na liczebności uzyskane w badaniu.

Wyjaśnieniu istoty miar korelacyjnych nie mogę poświęcić zbyt wiele miejsca, gdyż jest to temat-rzeka<sup>7</sup>. W tym miejscu ograniczę się do zasygnalizowania możliwości stosowania współczynnika korelacji do analizy siły związku między cechami jakościowymi (kategoryzacjami). W badaniach nierówności edukacyjnych korzysta się często z danych w tej postaci. Strukturę taką mają też dane w przykładzie dotyczącym osiągnięć edukacyjnych młodzieży wychowującej się na wsi i w mieście. Otóż w sytuacji, gdy obie uwzględnione cechy mają status kategoryzacji, posłużyć się można formą współczynnika korelacji znaną jako korelacja

---

<sup>7</sup> Czytelnikom pragnącym pogłębić wiedzę w tej dziedzinie chciałbym rekomendować sposób ujęcia tych zagadnień przez Donalda Treimana (2009). Autor ma przeogromne doświadczenia badawcze, przez co koncentruje swój wykład na praktycznych problemach związanych ze stosowaniem technik korelacyjnych do analizy danych gromadzonych w badaniach.

kanoniczna. Odpowiada ona takiemu wyskalowaniu kategorii obu cech, dla którego otrzymana wartość współczynnika korelacji Pearsona jest maksymalna (Sawiński 1985; 2010). Wyklucza to niebezpieczeństwo niewłaściwego oszacowania siły zależności na skutek nieoptymalnego wyskalowania kategorii. Badacze najczęściej skalują wykształcenie przeliczając je na liczbę lat nauki niezbędną do ukończenia szkoły danego szczebla. Rodzi to rozliczne wątpliwości, chociażby – czy rok nauki w szkole podstawowej jest równoważny rokowi nauki na studiach wyższych. Posłużenie się korelacją kanoniczną pozwala abstrahować od tego rodzaju problemów.

Na zakończenie jeszcze jedno ustalenie. Oceniając siłę zależności między cechami pochodzenia a osiągnięciami edukacyjnymi warto oprócz korelacji podawać ich kwadraty. W postaci tej mają one dodatkową interpretację, jako odsetek wariancji wyjaśnionej w modelu regresji, w którym osiągnięcia edukacyjne przewidujemy za pomocą cech pochodzenia. Wyniki wielu badań prezentowane są właśnie w tej formie.

Wróćmy do rozpatrywanego przykładu (tabela 2). Wartość współczynnika korelacji (dokładnie rzecz ujmując – korelacji kanonicznej) dla zależności wykształcenia od miejsca wychowania wynosi 0,621. Kwadrat tej korelacji to 0,385. Oznacza to, że miejsce zamieszkania w dzieciństwie wyjaśnia w tym przykładzie 38,5 procent wariancji osiągnięć edukacyjnych<sup>8</sup>. Część Czytelników być może stwierdzi, że otrzymanie tak wysokiej korelacji stanowi rzadkość w analizach wyników badań. Refleksja taka byłaby potwierdzeniem obserwacji, że stosowanie miar korelacyjnych ułatwia osadzenie nierówności edukacyjnych wśród innych mechanizmów strukturalizacji społecznej.

---

<sup>8</sup> W przypadku tabel, w których mniejsza z liczby kategorii obu cech wynosi 2 – jak to ma miejsce w rozważanym przykładzie – kwadrat korelacji kanonicznej jest równy kwadratowi współczynnika kontyngencji (Sawiński 2010: 262).

## 8. Badanie nierówności edukacyjnych za pomocą stosunków szans

Na koniec pozostawiłem do omówienia koncepcję, która przez badaczy nierówności edukacyjnych wybierana jest najczęściej. Prezentuję ją jako ostatnią z tego powodu, że – według mnie – prowadzić może do wniosków niespójnych z wyobrażeniami, czym są nierówności edukacyjne i jak je badać. W koncepcji tej mamy do czynienia z odmiennym sposobem ujęcia nierówności edukacyjnych, niż w podejściach omawianych wcześniej. Czy koncepcja ta pozwala spojrzeć na zjawisko z innej perspektywy, istotnie wzbogacić jego interpretację? Tego rodzaju wątpliwości towarzyszyć nam będą do końca rozważań. I nie zamierzam nikomu obiecywać, że uda się je rozstrzygnąć w satysfakcjonującym stopniu.

Podstawą koncepcji jest miara nazywana *odds ratio*, co w polskiej literaturze najczęściej tłumaczy się jako **stosunek szans**. Jej wartość wyraża wzór

$$\theta_{i_1 i_2 j_1 j_2} = \frac{n_{i_1 j_1}}{n_{i_1 j_2}} \bigg/ \frac{n_{i_2 j_1}}{n_{i_2 j_2}} \quad (6)$$

gdzie  $i_1$  oraz  $i_2$  oznaczają dwa spośród wierszy tabeli, zaś  $j_1$  oraz  $j_2$  dwie spośród jej kolumn. Wyrażenie w liczniku wzoru (6), czyli

$$\frac{n_{i_1 j_1}}{n_{i_1 j_2}}$$

określa relację liczby osób w kategorii pochodzenia  $i_1$ , które osiągają wykształcenie  $j_1$ , do liczby osób z tej samej kategorii pochodzenia, które uzyskują wykształcenie  $j_2$ . Mianownik wzoru (6) przedstawia tę samą relację, lecz obliczoną dla kategorii pochodzenia  $i_2$ . Iloraz tych dwóch relacji to właśnie stosunek szans.

Idea ukryta w definicji stosunku szans może na pierwszy rzut oka wydawać się nieprzejrzysta. Dlatego warto wrócić do przykładu z tabeli 2, dotyczącego osiągnięć edukacyjnych młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi. Dla wygody dane te powtarzamy w tym fragmencie tekstu w części [A] tabeli 4. Przyjmijmy, że interesuje nas stosunek szans uzyskania wykształcenia wyższego względem średniego przez młodzież miejską względem młodzieży wiejskiej. W liczniku wyrażenia (6) mamy

$$\frac{180\,000}{360\,000} = \frac{1}{2}$$

**Tabela 4.** Liczba osób o wykształceniu wyższym, średnim i podstawowym w kategoriach młodzieży wychowującej się w mieście i na wsi w kohorcie K<sub>30</sub> (dane fikcyjne z tabeli 2).

**[A] liczebności obserwowane**

środowisko wychowania	wykształcenie			
	wyższe	średnie	podstawowe	ogółem
miejskie	180 000	360 000	60 000	600 000
wiejskie	40 000	80 000	280 000	400 000
ogółem	220 000	440 000	340 000	1 000 000

**[B] liczebności hipotetyczne po zmianie liczby osób o wykształceniu wyższym i średnim**

środowisko wychowania	wykształcenie			
	wyższe	średnie	podstawowe	ogółem
miejskie	360 000	180 000	60 000	600 000
wiejskie	80 000	40 000	280 000	400 000
ogółem	440 000	220 000	340 000	1 000 000



natomiast w mianowniku

$$\frac{40\ 000}{80\ 000} = \frac{1}{2}$$

Ponieważ licznik równy jest co do wielkości mianownikowi, stąd wartość stosunku szans dla czterech zestawianych ze sobą pól tabeli wynosi 1.

Aby zinterpretować otrzymaną wartość dogodnie jest na tabelę spojrzeć z perspektywy czterech pól, które wykorzystano przy obliczaniu stosunku szans. Dwa pola odpowiadające młodzieży wychowującej się w miastach obejmują w sumie 540 tysięcy osób. Wszystkie one ukończyły szkoły średnie. Wśród nich, jedna trzecia, czyli 180 tysięcy, kształciła się dalej i uzyskała wykształcenie wyższe. Mówiąc inaczej, na każdą osobę, która poszła na studia, przypadają dwie, które zadowolili się maturą. Relacja 1 do 2 odpowiada ilorazowi, który stanowi licznik we wzorze (6).

W zbiorowości młodzieży wychowującej się na wsi relacja ta jest identyczna. W sumie, 120 tysięcy tej młodzieży skończyło szkoły średnie, z czego 40 tysięcy kształciło się dalej. Na jednego studenta przypadają dwie osoby, które zakończyły kariery edukacyjne na szkole średniej. Mianownik we wzorze (6) jest równy jednej drugiej, zaś cały stosunek szans jest równy 1.

Wartość stosunku szans równą 1 interpretuje się jako świadectwo braku nierówności w rozważanym obszarze tabeli. W rozpatrywanym przypadku należałoby stwierdzić, że środowisko wychowania nie różnicuje szans kształcenia na progu między szkołą średnią a wyższą. Jest w tym sporo prawdy, gdyż jeśli ktoś ukończył szkołę średnią, to niezależnie od tego, czy wychowywał się w mieście, czy na wsi, ma szansę jedną na trzy, że skończy wyższą uczelnię. W ujęciu tym abstrahuje się od faktu, że szkoły średnie ukończyło 540 tysięcy młodzieży z miast, zaś tylko 120 tysięcy młodzieży wiejskiej. Czyli, do szczybla tego doszło 4,5 razy więcej młodzieży wychowującej się w miastach, podczas gdy w rozpatrywanej kohorcie w miastach wychowywało się 1,5 razy więcej młodzieży, niż na wsi. Zwolennicy omawianego podejścia wyjaśniliby niespójność obu obserwacji tym, że jest ona skutkiem nierówności, które generowały się wcześniej, przed ukończeniem szkoły średniej. A następnie obliczyliby stosunek szans dla wykształcenia średniego względem podstawowego.

A więc obliczmy wartość tego stosunku szans. Wśród młodzieży wychowującej się w miastach wykształcenie średnie uzyskało 360 tysięcy, zaś podstawowe 60 tysięcy. Iloraz tych dwóch wielkości wynosi

$$\frac{360\ 000}{60\ 000} = 6$$

Mianownik wyrażenia (6) jest natomiast równy

$$\frac{80\ 000}{280\ 000} = \frac{2}{7} \approx 0,2857$$

Po podzieleniu pierwszej wielkości przez drugą otrzymujemy stosunek szans równy 21. Młodzież z miast ma 21-krotnie większe szanse, w porównaniu z młodzieżą wiejską, zdobycia wykształcenia średniego, wobec szans ukończenia jedynie szkoły podstawowej.

Metoda analizy stosunków szans nie prowadzi do pojedynczej miary, która pozwoliłaby scharakteryzować rozmiary nierówności edukacyjnych w całej zbiorowości. W zamian proponuje się zestaw stosunków szans, które opisują relacje między osiągnięciami młodzieży z różnych kategorii społecznych na kolejnych szczeblach systemu szkolnego. Przy czym, dla każdej tabeli liczba tego rodzaju porównań jest ograniczona. Jest ona równa liczbie stopni swobody tabeli (Sawiński 2010: 100-101), czyli

$$(I - 1) * (J - 1) \quad (7)$$

W rozpatrywanym przykładzie tabela ma dwa wiersze i trzy kolumny, więc jedynie dwa stosunki szans dostarczają substancyjnie różnych informacji o relacjach między liczebnościami w tabeli. Łatwo się o tym przekonać obliczając dla rozpatrywanych danych trzeci, potencjalnie możliwy, stosunek szans. Obejmuje on relację między szansami uzyskania wykształcenia wyższego a podstawowego. W liczniku wyrażenia (6) mamy wtedy  $180\ 000 / 60\ 000 = 3$ , zaś w mianowniku  $40\ 000 / 280\ 000 = 1/7$ . Iloraz tych dwóch wielkości daje 21. Można formalnie wykazać, że wielkość ta jest iloczynem dwóch poprzednio obliczonych stosunków szans.

W praktyce badawczej ze stosunków szans korzysta się głównie w kontekście stosowania metod log-liniowych (Bishop, Fienberg i Holland 1975; Domański i Przybysz 2007; Treiman 2009). Być może o samym zainteresowaniu tą grupą metod zadecydowała dość ciekawa własność stosunków szans, a mianowicie to, że ich wartości nie ulegają zmianie po przemnożeniu, czy podzieleniu wszystkich liczebności danego wiersza bądź kolumny tabeli przez dowolną stałą (Mosteller 1968). Własność tę ilustrują dane zamieszczone w części [B] tabeli 4. Liczebności pierwszej kolumny przemnożono przez 2, zaś liczebności drugiej podzielono przez tę samą wielkość. Łatwo się przekonać, że dokonana operacja ani nie zmieniła stosunku szans dla wykształcenia wyższego względem średniego, który nadal wynosi 1, ani też wielkości stosunku szans relatywizującego możliwości uzyskania wykształcenia średniego wobec podstawowego.

Dokonaną modyfikację tabeli można też zinterpretować w języku przemian nierówności edukacyjnych. W okresie objętym obserwacją, czyli przed i po zmodyfikowaniu tabeli, nastąpił dwukrotny wzrost liczby miejsc na wyższych uczelniach. Dzięki temu wykształcenie wyższe stało się dostępne dla dwóch trzecich absolwentów szkół średnich, podczas gdy uprzednio dostępne było tylko dla jednej trzeciej. Wzrost liczby absolwentów szkół wyższych nastąpił przy tym proporcjonalnie w obu kategoriach młodzieży, gdyż obie liczebności w pierwszej kolumnie tabeli przemnożone zostały przez tę samą stałą – równą 2. Ze względu na ową proporcjonalność nasuwa się wniosek, że nierówności edukacyjne – obojętnie, jakie by nie były wcześniej – nie uległy zmianie. Miarą statystyczną, która nie ulega zmianie po dokonaniu takiego przekształcenia, jest stosunek szans. Rozumując w ten sposób wielu badaczy doszło do przekonania, że stosunki szans są adekwatnym narzędziem monitorowania zmian nierówności edukacyjnych w warunkach ekspansji oświaty.

Jedyną niedogodność omawianego podejścia stanowi fakt, że zamiast pojedynczej miary nierówności edukacyjnych dostajemy cały zestaw stosunków szans – liczący w rozważanym przykładzie dwie, różne wartości, zaś dużo więcej w przypadku tabel o większych rozmiarach. Utrudnia to syntetyczną ocenę globalnych rozmiarów nierówności edukacyjnych w całym systemie szkolnym. Rozwiązanie tego problemu zaproponowano w drugiej połowie lat siedemdziesiątych. Uczynił to amerykański badacz Robert Mare (1977), związany z jednym z pierwszych na świecie panelowych badań karier szkolnych, znanym jako *Wisconsin Longitudinal Study*.

Kierując się logiką badań panelowych Mare zaproponował, aby tabele krzyżujące cechy pochodzenia z uzyskanym wykształceniem zdekomponować na ciąg tabel, które obejmowałyby przejścia między kolejnymi poziomami wykształcenia. W rozpatrywanym przykładzie dekompozycja taka miałaby postać ciągu dwóch tabel zaprezentowanych w tabeli 5. Do opisanie zawartości oryginalnej tabeli potrzebne były dwa stosunki szans. Obecnie, każda z utworzonych tabel wymaga tylko jednej wartości tej miary. Dla tabeli [A], charakteryzującej próg selekcji między szkołą podstawową a średnią, stosunek szans wynosi 21. Natomiast dla tabeli [B] – przedstawiającej fakt kontynuowania nauki w szkole wyższej po ukończeniu szkoły średniej – stosunek szans jest równy 1.

Tabela 5. Liczebności obserwowane w tabelach odpowiadających progom selekcji między szkołą podstawową a średnią [A] oraz średnią a wyższą [B]. Dane fikcyjne z tabeli 2.2.

[A] próg między szkołą podstawową a średnią				[B] próg między szkołą średnią a wyższą			
	wyższe	średnie	ogółem		wyższe lub średnie	podsta- wowe	ogółem
miejskie	540 000	60 000	600 000	miejskie	180 000	360 000	540 000
wiejskie	120 000	280 000	400 000	wiejskie	40 000	80 000	120 000
ogółem	660 000	340 000	1 000 000	ogółem	220 000	440 000	660 000

Jak łatwo zauważyć, propozycja Mare'a nie zaspokoiła potrzeby określenia pojedynczego wskaźnika rozmiarów nierówności edukacyjnych, lecz w dość elegancki sposób problem ten ominęła. Istotą proponowanej dekompozycji stanowi to, że na każdym szczeblu systemu szkolnego uwzględnia się wyłącznie jednostki, które do danego szczebla dotarły. Ilustruje to chociażby dekompozycja z tabeli 5. Tabela [B] obejmuje jedynie absolwentów szkół średnich. W konsekwencji, pomija się jednostki, które **do danego szczebla nie dotarły**. Jeśli, przykładowo, część młodzieży – o niekorzystnym pochodzeniu – kończy kariery edukacyjne po ukończeniu szkoły podstawowej, to osoby te nie zostają uwzględnione w analizach szans uzyskania wykształcenia wyższego. Otrzymujemy w ten sposób poszatkowany obraz nierówności edukacyjnych w postaci zestawu stosunków szans, opisujących rozmiary nierówności edukacyjnych w różnych zbiorowościach młodzieży osobno. Dodajmy, że z owego zestawu stosunków szans niewiele wynika, gdy celem jest ustalenie kierunku przemian nierówności edukacyjnych w całym systemie szkolnym. W rozpatrywanym przykładzie stosunek szans uzyskania wykształcenia wyższego względem średniego wynosi 1, zaś uzyskania wykształcenia średniego względem podstawowego 21. Przypuśćmy, że po pewnym czasie wartości stosunków szans zmieniły się i wynoszą 3 oraz 7. Jak na tej podstawie ocenić, czy w rozważanym okresie nierówności edukacyjne w całym społeczeństwie zmalały, czy wzrosły?

Swoista „przewrotność” omawianej propozycji polegała na tym, że aby uzasadnić jej przydatność zakwestionowano wcześniejszy paradygmat badania nierówności edukacyjnych, twierdząc, że w ramach tego paradygmatu problem sformułowany został w nieadekwatny sposób. Zdaniem zwolenników nowej koncepcji osiągnięty poziom wykształcenia stanowi rezultat określonego przebiegu drogi szkolnej, zaś czynniki pochodzenia

w jej kolejnych fazach oddziaływać mogą w niejednakowy sposób. Aby więc wyjaśnić **faktyczną** rolę cech pochodzenia w kształtowaniu osiągnięć edukacyjnych należy rozpatrywać je w tych fazach karier szkolnych, w których rzeczywiście działają (Mare 1981).

Aby ocenić, na ile propozycja Mare'a stanowiła rzeczywisty przełom w badaniach nierówności edukacyjnych, dogodnie jest zmienić perspektywę, przechodząc od pomiaru rozmiarów nierówności do analizy ich zmian w czasie. Pozwoli to pokazać relacje między wielkościami stosunków szans a innymi sposobami ujęcia nierówności edukacyjnych w sytuacji, gdy zmianom podlega zarówno rozkład osiągnięć edukacyjnych społeczeństwa, jak też struktura pochodzenia młodzieży wchodzącej do systemu szkolnego.

## 9. Stabilność nierówności w warunkach ekspansji edukacji oraz zmian w strukturze pochodzenia (symulacja S-1)

Gdyby wykonać meta-analizę dotychczasowych badań nad nierównościami edukacyjnymi prowadzonych w różnych krajach, to bez wątpienia ich stabilność w czasie stanowiłaby najczęściej uzyskiwany rezultat. Pierwsze tego rodzaju wyniki – pochodzące z lat 60. i 70. – stanowiły swoisty szok, gdyż w obliczu powszechnej w owych czasach ekspansji edukacyjnej oczekiwano, że nierówności w dostępie do wykształcenia będą systematycznie maleć (Duncan 1967; Jencks i inni 1972; Featherman i Hauser 1978). W późniejszych latach, gdy tego rodzaju rezultaty potwierdzały się w kolejnych badaniach, niejako pogodżono się z myślą, że nierówności edukacyjne cechować może stabilność (Shavit i Blossfeld 1993). Uwagę skoncentrowano na próbach wskazania teoretycznych wyjaśnień fenomenu tego zjawiska (Raftery i Hout 1993; Goldthorpe 1996; Breen i Goldthorpe 1999; Breen i Yaish 2006).

Dalsze rozważania poświęcone zostaną próbie wniknięcia w istotę mechanizmów, których efektem jest brak zmian nierówności edukacyjnych w czasie, pomimo zmieniających się rozkładów osiągnięć edukacyjnych i równoległe zachodzących zmian w strukturze pochodzenia kolejnych kohort młodzieży. W jakich sytuacjach tego rodzaju zmiany prowadzą do stabilizacji nierówności edukacyjnych, a w jakich wymuszają ich wzrost czy spadek? Postaramy się też rozstrzygnąć, czy wnioski dotyczące stabilności nierówności edukacyjnych są niezależne od sposobu ujęcia tego zjawiska, czy też ograniczają się wyłącznie do niektórych koncepcji określania ich rozmiarów.

Źródło danych stanowić będą wyniki komputerowych symulacji, obejmujących 49 fikcyjnych kohort młodzieży. Posłużenie się danymi fikcyjnymi – w miejsce rzeczywistych – ma pewne zalety. Pozwala wyodrębnić komponenty procesu osiągnięć edukacyjnych. Odseparować od siebie skutki ekspansji oświaty, skutki zmian w strukturze pochodzenia, wyodrębniając tym samym „czyste” zmiany w samej sile zależności osiągnięć edukacyjnych od pochodzenia. W rzeczywistości obserwujemy splot owych trzech procesów i trudno wskazać przykłady społeczeństw, w których niektóre z tych zmian nie miałyby miejsca (na przykład, system edukacyjny nie podlegałby zmianom, bądź kształt struktury społecznej byłby stabilny). Symulacja komputerowa jest wolna od tego rodzaju ograniczeń. Pozwala dowolnie kształtować relacje pomiędzy tempem ekspansji edukacyjnej a zmianami zachodzącymi w strukturze pochodzenia młodzieży.

**Tabela 6.** Liczba i odsetki osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe wśród młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi w kohortach  $k_1$ ,  $k_{20}$ ,  $k_{25}$ ,  $k_{30}$  i  $k_{49}$ . Symulacja S-1 (dane fikcyjne).

kohorta	środowisko	wykształcenie					miary
			wyższe	średnie	podstawowe	ogółem	
$k_1$	miejskie	<i>n</i>	6 000	12 000	2 000	20 000	$\Delta = 0,600$
		%	30,0	60,0	10,0	100,0	$\theta_1 = 1,000$
	wiejskie	<i>n</i>	98 000	196 000	686 000	980 000	$\theta_2 = 21,000$
		%	10,0	20,0	70,0	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	104 000	208 000	688 000	1 000 000	
		%	10,4	20,8	68,8	100,0	
$k_{20}$	miejskie	<i>n</i>	120 000	240 000	40 000	400 000	$\Delta = 0,600$
		%	30,0	60,0	10,0	100,0	$\theta_1 = 1,000$
	wiejskie	<i>n</i>	60 000	120 000	420 000	600 000	$\theta_2 = 21,000$
		%	10,0	20,0	70,0	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	180 000	360 000	460 000	1 000 000	
		%	18,0	36,0	46,0	100,0	
$k_{25}$	miejskie	<i>n</i>	150 000	300 000	50 000	500 000	$\Delta = 0,600$
		%	30,0	60,0	10,0	100,0	$\theta_1 = 1,000$
	wiejskie	<i>n</i>	50 000	100 000	350 000	500 000	$\theta_2 = 21,000$
		%	10,0	20,0	70,0	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
		%	20,0	40,0	40,0	100,0	
$k_{30}$	miejskie	<i>n</i>	180 000	360 000	60 000	600 000	$\Delta = 0,600$
		%	30,0	60,0	10,0	100,0	$\theta_1 = 1,000$
	wiejskie	<i>n</i>	40 000	80 000	280 000	400 000	$\theta_2 = 21,000$
		%	10,0	20,0	70,0	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	220 000	440 000	340 000	1 000 000	
		%	22,0	44,0	34,0	100,0	
$k_{49}$	miejskie	<i>n</i>	294 000	588 000	98 000	980 000	$\Delta = 0,600$
		%	30,0	60,0	10,0	100,0	$\theta_1 = 1,000$
	wiejskie	<i>n</i>	2 000	4 000	14 000	20 000	$\theta_2 = 21,000$
		%	10,0	20,0	70,0	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	296 000	592 000	112 000	1 000 000	
		%	29,6	59,2	11,2	100,0	

**Tabela 7.** Liczebności obserwowane ( $n_{obs}$ ) oraz liczebności modelu równych szans ( $n_{rs}$ ) dla osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe wśród wychowujących się w środowisku miejskim bądź wiejskim w kohortach  $k_1$ ,  $k_{20}$ ,  $k_{25}$ ,  $k_{30}$  i  $k_{49}$ . Symulacja S-1.

kohorta	środowisko	wykształcenie					miary
			wyższe	średnie	podstawowe	ogółem	
$k_1$	miejskie	$n_{obs}$	6 000	12 000	2 000	20 000	$\Delta = 0,600$
		$n_{rs}$	2 080	4 160	13 760	20 000	$MUI = 0,024$
	wiejskie	$n_{obs}$	98 000	196 000	686 000	980 000	$UMI = 0,031$
		$n_{rs}$	101 920	203 840	674 240	980 000	$Ch^2/n = 0,033$
	ogółem	$n_{obs}$	104 000	208 000	688 000	1 000 000	$R = 0,181$
		$n_{rs}$	104 000	208 000	688 000	1 000 000	
$k_{20}$	miejskie	$n_{obs}$	120 000	240 000	40 000	400 000	$\Delta = 0,600$
		$n_{rs}$	72 000	144 000	184 000	400 000	$MUI = 0,288$
	wiejskie	$n_{obs}$	60 000	120 000	420 000	600 000	$UMI = 0,384$
		$n_{rs}$	108 000	216 000	276 000	600 000	$Ch^2/n = 0,348$
	ogółem	$n_{obs}$	180 000	360 000	460 000	1 000 000	$R = 0,590$
		$n_{rs}$	180 000	360 000	460 000	1 000 000	
$k_{25}$	miejskie	$n_{obs}$	150 000	300 000	50 000	500 000	$\Delta = 0,600$
		$n_{rs}$	100 000	200 000	200 000	500 000	$MUI = 0,300$
	wiejskie	$n_{obs}$	50 000	100 000	350 000	500 000	$UMI = 0,400$
		$n_{rs}$	100 000	200 000	200 000	500 000	$Ch^2/n = 0,375$
	ogółem	$n_{obs}$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	$R = 0,612$
		$n_{rs}$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
$k_{30}$	miejskie	$n_{obs}$	180 000	360 000	60 000	600 000	$\Delta = 0,600$
		$n_{rs}$	132 000	264 000	204 000	600 000	$MUI = 0,288$
	wiejskie	$n_{obs}$	40 000	80 000	280 000	400 000	$UMI = 0,384$
		$n_{rs}$	88 000	176 000	136 000	400 000	$Ch^2/n = 0,385$
	ogółem	$n_{obs}$	220 000	440 000	340 000	1 000 000	$R = 0,621$
		$n_{rs}$	220 000	440 000	340 000	1 000 000	
$k_{49}$	miejskie	$n_{obs}$	294 000	588 000	98 000	980 000	$\Delta = 0,600$
		$n_{rs}$	290 080	580 160	109 760	980 000	$MUI = 0,024$
	wiejskie	$n_{obs}$	2 000	4 000	14 000	20 000	$UMI = 0,031$
		$n_{rs}$	5 920	11 840	2 240	20 000	$Ch^2/n = 0,071$
	ogółem	$n_{obs}$	296 000	592 000	112 000	1 000 000	$R = 0,266$
		$n_{rs}$	296 000	592 000	112 000	1 000 000	

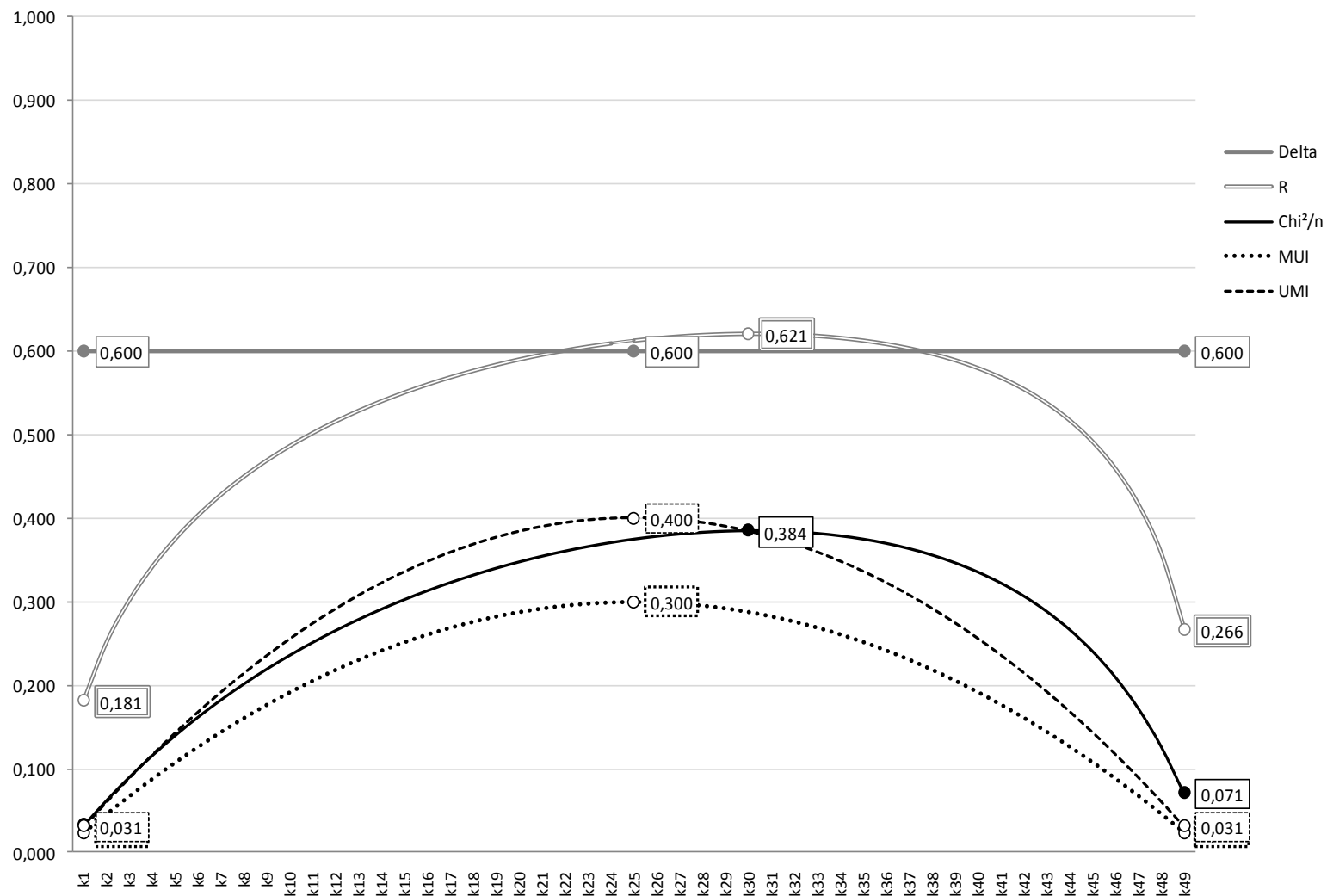
Pierwsza z przeprowadzonych symulacji – oznaczona S-1 – opisuje społeczeństwo, w którym w kolejnych kohortach zmianom ulega zarówno rozkład osiągnięć edukacyjnych, jak i struktura pochodzenia. W tabeli 6 przedstawione zostały wyniki symulacji S-1 dla pięciu kohort wybranych spośród wszystkich 49. W najstarszej kohorcie ( $k_1$ ) 69 procent młodzieży nie przekroczyło progu szkoły podstawowej, podczas gdy w najmłodszej kohorcie ( $k_{49}$ ) odsetek ten zmniejszył się do 11 procent. Równolegle wzrastały odsetki młodzieży osiągającej wykształcenie wyższe: od 10 procent w najstarszej kohorcie, do prawie 30 w kohorcie najmłodszej. Rozkład pochodzenia społecznego również podlegał zmianom. W najstarszej kohorcie zaledwie 20 tys. młodzieży (2%) wychowywało się w miastach. Liczba ta w kolejnych kohortach systematycznie wzrastała, za każdym razem o 20 tysięcy. W kohorcie środkowej odsetki młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi wyrównały się, zaś w najmłodszej odsetek młodzieży z miast osiągnął 98 procent.

Symulacja S-1 przeprowadzona została w taki sposób, aby we wszystkich kohortach zachować jednakowe różnice między rozkładami osiągnięć edukacyjnych młodzieży miejskiej i wiejskiej. W tabeli 6 rozkłady te, w postaci odsetków, podane zostały kursywą. Wartość wskaźnika różnic rozkładów  $\Delta$  – miary wprowadzonej w części 5 – wynosi we wszystkich kohortach 0,600. Wyniki symulacji ilustrują fakt, że różnice rozkładów osiągnięć edukacyjnych mogą pozostawać stabilne, mimo zmian rozkładu wykształcenia oraz zmian w kompozycji społecznej kolejnych kohort.

Przyjęcie założenia o identyczności wskaźnika różnic rozkładów  $\Delta$  wystarcza, aby oba stosunki szans również przybierały identyczne wartości w każdej z kohort. Wynika to stąd, że przemnożenie bądź podzielenie wszystkich liczebności w wierszu przez tę samą stałą nie zmienia wartości stosunków szans, zaś odsetki – to liczebności podzielone przez sumy brzegowe. Stosunki szans policzyć więc można korzystając z odsetków. A ponieważ ich rozkłady są z założenia jednakowe we wszystkich kohortach, stąd też jednakowe będą stosunki szans. Gdy zestawimy wykształcenie wyższe ze średnim, to wartość stosunku szans wyniesie zawsze 1 – analogicznie, jak w rozpatrywanej uprzednio kohorcie  $k_{30}$ . Zestawiając z kolei wykształcenie średnie z podstawowym uzyskamy stosunek szans równy 21. Gdyby zdekomponować każdą z tabel na dwa szczeble selekcji: między szkołą podstawową a średnią oraz między średnią a wyższą – to zabieg taki nie zmieniłby obrazu nierówności edukacyjnych. W każdej kohorcie występowałyby one z jednakową siłą na pierwszym progu selekcji międzyszkolnej, zaś nie ujawniałyby się na progu drugim, gdzie stosunek szans jest zawsze równy 1.

Ani z niezmienniczości wskaźnika różnic rozkładów, ani też z niezmienniczości stosunków szans nie wynika natomiast stabilność pozostałych miar nierówności edukacyjnych. Aby to wyjaśnić, porównajmy liczebności obserwowane z liczebnościami modelu równych szans (tabela 7). Analizę rozpoczniemy od kohorty środkowej, w której liczba osób wychowujących się w miastach i na wsi jest taka sama i wynosi po 500 tysięcy. Spośród młodzieży wychowującej się w miastach 150 tysięcy uzyskało wykształcenie wyższe, zaś zgodnie z modelem równych szans liczba ta powinna wynieść 100 tysięcy. A więc, nadwyżka młodzieży miejskiej uzyskującej wykształcenie wyższe wynosi 50 tysięcy. Nadwyżka wobec modelu równych szans występuje jeszcze w przypadku wykształcenia średniego wynosi 100 tysięcy. Suma obu nadwyżek jest równa 150 tysięcy. Wśród młodzieży wychowującej się na wsi nadwyżka występuje jedynie w przypadku osób kończących edukację na szkole podstawowej i również wynosi 150 tysięcy. W sumie, 300 tysiącom osób z kohorty  $k_{25}$  należałoby zmienić poziom osiąganego wykształcenia, aby wyrównać szanse młodzieży z miast i wsi. Tym samym, wartość miary nazwanej uprzednio **minimalnym udziałem interwencji (MUI)**, wynosi 0,300. W podobny sposób wykazać można, że jeśli polityka wyrównywania szans opierałaby się na interwencjach minimalnych – obejmujących zmiany poziomu wykształcenia nie większe niż o jeden szczebel – to tego rodzaju interwencje musiałyby objąć 40 procent młodzieży z rozpatrywanej kohorty ( $UMI = 0,400$ ).

**Wykres 1.** Miary nierówności edukacyjnych dla 49 kohort przy zmieniającym się rozkładzie wykształcenia oraz zmieniającej się strukturze środowiska wychowania. Różnica między rozkładami osiągnięć  $\Delta$  jednakowa dla wszystkich kohort. Symulacja S-1 (dane fikcyjne)





Inne wielkości otrzymamy w przypadku najmłodszej kohorty ( $k_{49}$ ). Liczba młodzieży wychowującej się w miastach, która osiąga wykształcenie wyższe, wynosi 294 tysiące. Gdyby szanse edukacyjne w obu środowiskach były jednakowe, to liczba ta byłaby równa 290 tysięcy i 80 osób. Nadwyżka wyniosłaby zaledwie 3 tysiące 920 osób. Jest to znacznie mniej, niż w kohorcie środkowej ( $k_{25}$ ), w której nadwyżka wynosiła 50 tysięcy. Podobne relacje zachodzą w pozostałych polach tabeli. W sumie, aby zapewnić równość szans wystarczy w najmłodszej kohorcie doprowadzić do zmiany osiąganego wykształcenia w przypadku 23 tysięcy 520 osób ( $MUI = 0,024$ ). Zaś gdyby stosować politykę minimalnych interwencji, to objęłyby one 31 tysięcy 360 osób ( $UMI = 0,031$ ).

Na wykresie 1 zobrazowane zostały wartości wszystkich rozpatrywanych miar dla 49 kohort. Pomimo tego, że różnica rozkładów warunkowych  $\Delta$  pozostaje taka sama we wszystkich kohortach, wartości obu miar o interpretacji operacyjnej –  $MUI$  oraz  $UMI$  – podlegają wyraźnym zmianom, osiągając maksimum w kohorcie środkowej ( $k_{25}$ ), w której zrównoważone są odsetki młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi. Podobnie zachowują się obie miary oparte na kwadratach odchyień, czyli średni kwadrat wielozmiennych  $Chi^2/n$  oraz współczynnik korelacji  $R$ . Przy czym swoje maksima osiągają dla kohorty  $k_{30}$ , czyli nieco młodszej niż kohorta środkowa.

Wyniki przeprowadzonej symulacji ilustrują fakt, że różne koncepcje pomiaru wielkości nierówności edukacyjnych prowadzić mogą do odmiennych wniosków. Gdyby przedstawiona sytuacja zaistniała naprawdę, to porównując dla kolejnych kohort wartości wskaźnika różnic rozkładów  $\Delta$  bądź wartości stosunków szans  $\theta_1$  oraz  $\theta_2$  należałoby stwierdzić, że w okresie objętym obserwacją nierówności edukacyjne pozostają stabilne. Natomiast analiza wartości wskaźników  $MUI$ ,  $UMI$ , współczynnika kontyngencji  $Chi^2/n$  czy korelacji  $R$  prowadziłyby do wniosku, że nierówności edukacyjne zmieniają się w badanym okresie znacznie – na początku stopniowo rosną, a następnie maleją.

Aby jeszcze bardziej uwypuklić zależność uzyskanych wniosków od sposobu pomiaru nierówności edukacyjnych zmniejszmy odsetek młodzieży pochodzenia wiejskiego poniżej wielkości przyjętej w najmłodszej kohorcie. Przypuśćmy, że zamiast 20 tysięcy liczba tej młodzieży wynosi tysiąc, zaś pozostałe 999 tysięcy wychowuje się w miastach. W takiej sytuacji, aby doprowadzić do równości szans należałoby zmienić wykształcenie zaledwie 1200 osobom na milion ( $MUI = 0,001$ ), czyli, w przybliżeniu, co tysięcznemu uczniowi. A gdyby na wsi wychowywało się zaledwie 100 osób? Wtedy wystarczyłoby skłonić do zmiany szkoły zaledwie 120 młodych ludzi, to jest jedną setną procenta! Nikt chyba nie odważyłby się wypowiedzieć tezy, że w społeczeństwie, w którym 99,99 procent młodzieży dokonuje wyborów szkolnych zgodnie z zasadą równych szans, mamy do czynienia z nierównościami edukacyjnymi. Nawet biorąc pod uwagę fakt, że różnica rozkładów osiągnięć edukacyjnych świadczy o wyraźnym uprzywilejowaniu młodzieży miejskiej ( $\Delta = 0,600$ ), zaś stosunek szans na progu między szkołą podstawową a średnią jest równy 21.

Z przeprowadzonej symulacji płynie jeszcze jeden wniosek. Analizom nierówności edukacyjnych, czy – mówiąc szerzej – jakichkolwiek nierówności społecznych, towarzyszy niekiedy przeświadczenie, że stają się one najbardziej wyraziste wtedy, gdy przywileje przynależne są wąskiej grupie, na przykład arystokracji, czy elicie finansowej. Bądź wtedy, gdy wykluczenia obejmują stosunkowo wąskie kategorie, na przykład migrantów, czy najuboższych. Tymczasem przeprowadzona symulacja wykazała, że najsilniejsze nierówności mogą mieć miejsce wtedy, gdy rywalizujące ze sobą grupy są względnie zrównoważone pod względem liczebnym. Tę potencjalną możliwość warto mieć na uwadze, gdy przedmiotem analiz są rzeczywiste nierówności społeczne.

## 10. Nierówności w warunkach ekspansji edukacji przy braku zmian w strukturze pochodzenia (symulacje S-2, S-3 i S-4)

Rozważmy obecnie sytuację, w której systematycznie wzrastają możliwości kształcenia, zaś struktura pochodzenia nie ulega zmianom. Chodzi o ustalenie, czy ekspansja edukacji – sama z siebie – prowadzić może do redukcji nierówności edukacyjnych. A jeśli tak, to czy dzieje się tak w każdej sytuacji, czy też tempo i kierunek tych zmian zależy od kształtu zróżnicowań pochodzeniowych.

Przyjmijmy na początek, że kategoria uprzywilejowana w dostępie do wykształcenia jest mniej liczna od kategorii znajdującej się pod tym względem w niekorzystnej sytuacji. W symulacji oznaczonej S-2 założymy, że w każdej kohorcie w miastach wychowywało się 20 procent młodzieży, zaś na wsi pozostałe 80 procent. Dopuszczymy natomiast zmiany w strukturze osiągnięć edukacyjnych przyjmując, że są one takie same jak w omawianej uprzednio symulacji S-1 (tabela 6). Oznacza to, że w najstarszej kohorcie 10,4 procenta uzyskało wykształcenie wyższe, 20,8 średnie, zaś 68,8 wyższe (tabela 8). W kolejnych kohortach odsetki osób o wykształceniu wyższym i średnim systematycznie wzrastają, aż do kohorty najmłodszej ( $k_{49}$ ), w której wykształcenie wyższe uzyskuje 29,6, średnie 59,2, zaś podstawowe 11,2 procent. W symulacji S-2 dopuszczymy zmiany wskaźnika różnic rozkładów, natomiast we wszystkich kohortach zachowamy te same stosunki szans równe, jak uprzednio, 1 oraz 21.

W tabeli 8 przedstawione zostały wyniki symulacji S-2 dla wybranych kohort. Analizę rozpoczniemy od kohorty  $k_{10}$ , koncentrując uwagę na kategorii młodzieży wiejskiej o wykształceniu podstawowym. W kohorcie  $k_{10}$  osób takich jest 560 tysięcy. Następną prezentowaną w tabeli kohortą jest  $k_{25}$ . Ponieważ między kohortą  $k_{10}$  a kohortą  $k_{25}$  liczba miejsc w szkołach średnich i wyższych wzrosła, zmniejszeniu uległa liczba osób kończących naukę po szkole podstawowej. W kohorcie  $k_{25}$  osób takich jest 400 tysięcy, a więc mniej niż młodzieży wiejskiej, która uzyskiwała wykształcenie podstawowe w kohorcie  $k_{10}$ . Stąd wniosek, że **liczba** młodzieży wiejskiej kończącej jedynie szkołę podstawową **musiała** w międzyczasie ulec zmniejszeniu. Musiała, gdyż większą jej część wchłonęły szkoły średnie i wyższe. A ponieważ liczba młodzieży wychowującej się na wsi jest we wszystkich kohortach jednakowa, zmniejszeniu musiał ulec odsetek tej młodzieży uzyskującej jedynie wykształcenie podstawowe. Efekt ten widać jeszcze wyraźniej w dwóch ostatnich kohortach. W najmłodszej ( $k_{49}$ ) już tylko 112 tysięcy całej młodzieży kończy karierę edukacyjną na szkole podstawowej, z czego 110 tysięcy i 485 osób to młodzież wiejska. Jest to już jednak tylko 13,8 procent tej kategorii młodzieży. Na skutek ekspansji edukacji odsetek młodzieży wychowującej się na wsi, która kończy jedynie szkołę podstawową, zmalał pomiędzy pierwszą a ostatnią kohortą z 81,6 do 13,8 procent. Z tego samego powodu wzrósł odsetek młodzieży wiejskiej kończącej szkoły średnie (z 12,2 do 57,5 procent). A ponieważ stosunek szans na przejściu między szkołą średnią a wyższą jest we wszystkich kohortach taki sam i wynosi 1, w tej samej proporcji wzrósł również odsetek młodzieży wiejskiej uzyskującej wykształcenie wyższe (z 6,1 do 28,7 procent).

Obecnie rozpatrzmy, co działo się w tym czasie z młodzieżą miejską, która kończyła jedynie szkołę podstawową. Odsetek ten wynosił 17,5 procent w najstarszej kohorcie, po czym sukcesywnie spadał, osiągając w najmłodszej kohorcie jedynie 0,8 procent. W stosunku do młodzieży wiejskiej obserwowany spadek ma jednak istotnie różne konsekwencje ilościowe. W najstarszej kohorcie młodzieży z miast uzyskującej wykształcenie podstawowe było zaledwie 34 tysiące 935 osób. Tymczasem między kohortą  $k_1$  a  $k_{49}$  liczba absolwentów wyższych uczelni wśród całej młodzieży wzrosła o 192 tysiące, zaś absolwentów szkół średnich o 384 tysiące. A więc, nawet gdyby cała młodzież z miast, która w najstarszej kohorcie kończyła jedynie szkoły podstawowe, w późniejszym czasie zdobywała wykształcenie średnie bądź wyższe, to i tak **nie byłaby w stanie zająć wszystkich wolnych miejsc**

w tych szkołach. W rezultacie, stopień uprzywilejowania młodzieży miejskiej w całym okresie objętym obserwacją zmienił się niewiele. Widać to szczególnie w przypadku wykształcenia wyższego. W najstarszej kohorcie osiągało je 27,5 procent tej młodzieży, zaś w najmłodszej odsetek ten wzrósł jedynie do 33,1 procent.

Efektom zachodzących procesów jest stopniowe upodabnianie się do siebie rozkładów wykształcenia w obu kategoriach młodzieży. W rezultacie systematycznie spadają nierówności mierzone wskaźnikiem różnic rozkładów  $\Delta$ . Z początkowej wartości 0,642, w najmłodszej kohorcie zostało jedynie 0,131.

Obecnie rozważmy, jak zachowują się miary oparte na modelu równych szans. W tabeli 9 przedstawione zostały liczebności tego modelu dla każdej z pięciu analizowanych kohort oraz różnice pomiędzy liczebnościami obserwowanymi a tymi wielkościami. Uwagę skoncentrujemy – tak jak poprzednio – w polu odpowiadającym młodzieży wiejskiej uzyskującej wykształcenie podstawowe. Liczebność modelu równych szans dla tego pola wynosi 80 procent całkowitej liczby osób o wykształceniu podstawowym w każdej z kohort. W najstarszej kohorcie wykształcenie podstawowe uzyskało 688 tysięcy osób, toteż, gdyby rozkład liczebności obserwowanych odzwierciedlał równość szans, w polu tym powinno znaleźć się 550 400 osób. Różnica tych dwóch wielkości, równa 137 600, określa maksymalny zakres potencjalnych nierówności. Rzeczywista nadwyżka w tym polu wyniosła 102 665 osób.

Porównajmy to z sytuacją w najmłodszej kohorcie. Zakres potencjalnych nierówności to w tym przypadku 22 400 osób (= 112 000 – 89 600). A więc w najmłodszej kohorcie nadwyżka młodzieży wiejskiej o wykształceniu podstawowym nie może być tak duża, jak w kohorcie najstarszej. Na skutek przemian struktury wykształcenia **zawężała się przestrzeń potencjalnych nierówności**. Różnica między liczebnością obserwowaną a liczebnością modelu równych szans musiała ulec zmniejszeniu.

Podobne rozumowanie przeprowadzić można dla pozostałych pól tabeli. Prowadzi ono do wniosku, że im młodszą kohortę rozpatrujemy, tym stopień dopasowania liczebności obserwowanych do modelu równych szans poprawia się. Wielkości miar nierówności edukacyjnych odzwierciedlających owe dopasowanie – to jest  $MUI$ ,  $UMI$ ,  $Ch^2/n$  oraz  $R$  – przedstawione zostały na wykresie 2. Zachowują się one analogicznie, jak wcześniej analizowany wskaźnik różnicy rozkładów  $\Delta$ . Od pierwszej do ostatniej kohorty ich wartości systematycznie maleją.

Omawiany mechanizm występować może w rzeczywistych sytuacjach, w których **ekspansja edukacji wyprzedza tempo wzrostu wielkości kategorii uprzywilejowanych w dostępie do wykształcenia**. Uprzywilejowana młodzież – ze względu na swój niewielki ilościowy potencjał – nie jest w stanie zająć wszystkich wolnych miejsc w szkołach najwyższych szczebli. Część miejsc pozostaje wolna, co stwarza szanse młodzieży o niekorzystnym pochodzeniu. W rezultacie, nierówności edukacyjne ulegają zmniejszeniu.

Zobaczmy, co jednak się dzieje, gdy młodzież uprzywilejowana stanowi większość. W kolejnej symulacji (oznaczonej S-3) przyjmijmy, że młodzież wychowująca się w miastach stanowi nie 20, a 80 procent każdej kohorty. Załóżmy też, że system edukacyjny zmienia się w taki sam sposób, jak w poprzedniej symulacji (S-2).

Wyniki symulacji S-3 dla wybranych kohort przedstawione zostały w tabeli 10. Ze względu na znaczną ilościową przewagę młodzieży miejskiej, w najstarszych kohortach młodzież miejska przeważa również wśród osób, które uzyskały jedynie wykształcenie podstawowe. Na przykład, w kohorcie  $k_1$  wykształcenie średnie bądź wyższe uzyskuje w sumie 312 tysięcy osób. Nawet gdyby młodzież z miast zajęła wszystkie miejsca w szkołach średnich i wyższych, to i tak 488 tysięcy spośród tej młodzieży musiałoby zadowolić się wykształceniem podstawowym.

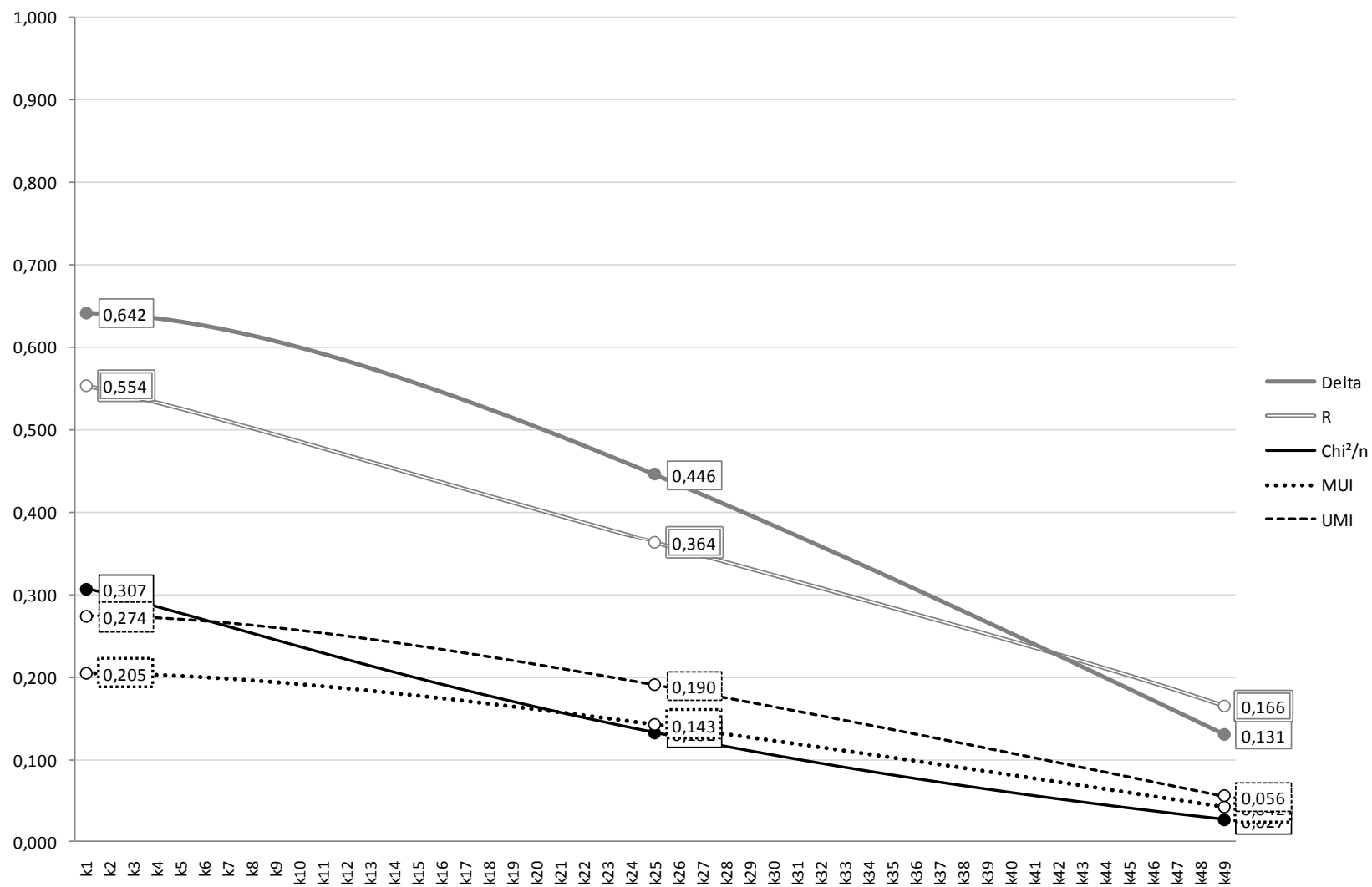
**Tabela 8.** Liczba oraz odsetki osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe wśród wychowujących się w środowisku miejskim i wiejskim w kohortach  $k_1$ ,  $k_{10}$ ,  $k_{25}$ ,  $k_{30}$  i  $k_{49}$ . Stała struktura pochodzenia (20% miasta, 80% wieś), zmienna struktura wykształcenia. Symulacja S-2 (dane fikcyjne).

kohorta	środowisko	wykształcenie				ogółem	miary $\Delta =$
		wyższe	średnie	podstawowe			
$k_1$	miejskie	<i>n</i>	55 022	110 043	34 935	200 000	$\Delta = 0,642$
		%	27,5	55,0	17,5	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	48 978	97 957	653 065	800 000	
		%	6,1	12,2	81,6	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	104 000	208 000	688 000	1 000 000	
		%	10,4	20,8	68,8	100,0	
$k_{10}$	miejskie	<i>n</i>	60 000	120 000	20 000	200 000	$\Delta = 0,600$
		%	30,0	60,0	10,0	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	80 000	160 000	560 000	800 000	
		%	10,0	20,0	70,0	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	140 000	280 000	580 000	1 000 000	
		%	14,0	28,0	58,0	100,0	
$k_{25}$	miejskie	<i>n</i>	63 760	127 520	8 720	200 000	$\Delta = 0,446$
		%	31,9	63,8	4,4	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	136 240	272 480	391 280	800 000	
		%	17,0	34,1	48,9	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
		%	20,0	40,0	40,0	100,0	
$k_{30}$	miejskie	<i>n</i>	64 473	128 946	6 582	200 000	$\Delta = 0,384$
		%	32,2	64,5	3,3	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	155 527	311 054	333 418	800 000	
		%	19,4	38,9	41,7	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	220 000	440 000	340 000	1 000 000	
		%	22,0	44,0	34,0	100,0	
$k_{49}$	miejskie	<i>n</i>	66 162	132 324	1 515	200 000	$\Delta = 0,131$
		%	33,1	66,2	0,8	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	229 838	459 676	110 485	800 000	
		%	28,7	57,5	13,8	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	296 000	592 000	112 000	1 000 000	
		%	29,6	59,2	11,2	100,0	

**Tabela 9.** Liczebności modelu równych szans ( $n_{rs}$ ) oraz różnice między liczebnościami obserwowanymi ( $n_{obs}$ ) a liczebnościami modelu równych szans dla osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe w kategoriach młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi w kohortach  $k_1$ ,  $k_{10}$ ,  $k_{25}$ ,  $k_{30}$  i  $k_{49}$ . Symulacja S-2 (dane fikcyjne).

kohorta	środowisko		wykształcenie				miary
			wyższe	średnie	podstawow	ogółem	
$k_1$	miejskie	$n_o$	20 800	41 600	137 600	200 000	$\Delta = 0,642$
		$n_{obs} - n_{rs}$	34 222	68 443	-102 665	0	$MUI = 0,205$
	wiejskie	$n_o$	83 200	166 400	550 400	800 000	$UMI = 0,274$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-34 222	-68 443	102 665	0	$Ch^2/n = 0,307$
	ogółem	$n_o$	104 000	208 000	688 000	1 000 000	$R = 0,554$
		$n_r$	104 000	208 000	688 000	1 000 000	
$k_{10}$	miejskie	$n_o$	28 000	56 000	116 000	200 000	$\Delta = 0,600$
		$n_{obs} - n_{rs}$	32 000	64 000	-96 000	0	$MUI = 0,192$
	wiejskie	$n_o$	60 000	120 000	420 000	800 000	$UMI = 0,256$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-32 000	-64 000	96 000	0	$Ch^2/n = 0,237$
	ogółem	$n_o$	140 000	280 000	580 000	1 000 000	$R = 0,486$
		$n_r$	140 000	280 000	580 000	1 000 000	
$k_{25}$	miejskie	$n_o$	40 000	80 000	80 000	200 000	$\Delta = 0,446$
		$n_{obs} - n_{rs}$	23 760	47 520	-71 280	0	$MUI = 0,143$
	wiejskie	$n_o$	160 000	320 000	320 000	800 000	$UMI = 0,190$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-23 760	-47 520	71 280	0	$Ch^2/n = 0,132$
	ogółem	$n_o$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	$R = 0,364$
		$n_r$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
$k_{30}$	miejskie	$n_o$	44 000	88 000	68 000	200 000	$\Delta = 0,384$
		$n_{obs} - n_{rs}$	20 473	40 946	-61 418	0	$MUI = 0,123$
	wiejskie	$n_o$	176 000	352 000	272 000	800 000	$UMI = 0,164$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-20 473	-40 946	61 418	0	$Ch^2/n = 0,105$
	ogółem	$n_o$	220 000	440 000	340 000	1 000 000	$R = 0,324$
		$n_r$	220 000	440 000	340 000	1 000 000	
$k_{49}$	miejskie	$n_o$	59 200	118 400	22 400	200 000	$\Delta = 0,131$
		$n_{obs} - n_{rs}$	6 962	13 924	-20 885	0	$MUI = 0,042$
	wiejskie	$n_o$	236 800	473 600	89 600	800 000	$UMI = 0,056$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-6 962	-13 924	20 885	0	$Ch^2/n = 0,027$
	ogółem	$n_o$	296 000	592 000	112 000	1 000 000	$R = 0,166$
		$n_r$	296 000	592 000	112 000	1 000 000	

**Wykres 2.** Miały nierówności edukacyjnych dla 49 kohort przy zmieniającym się rozkładzie wykształcenia oraz ustalonej strukturze środowiska wychowania: 20 procent miejskie i 80 procent wiejskie. Symulacja S-2 (dane fikcyjne)

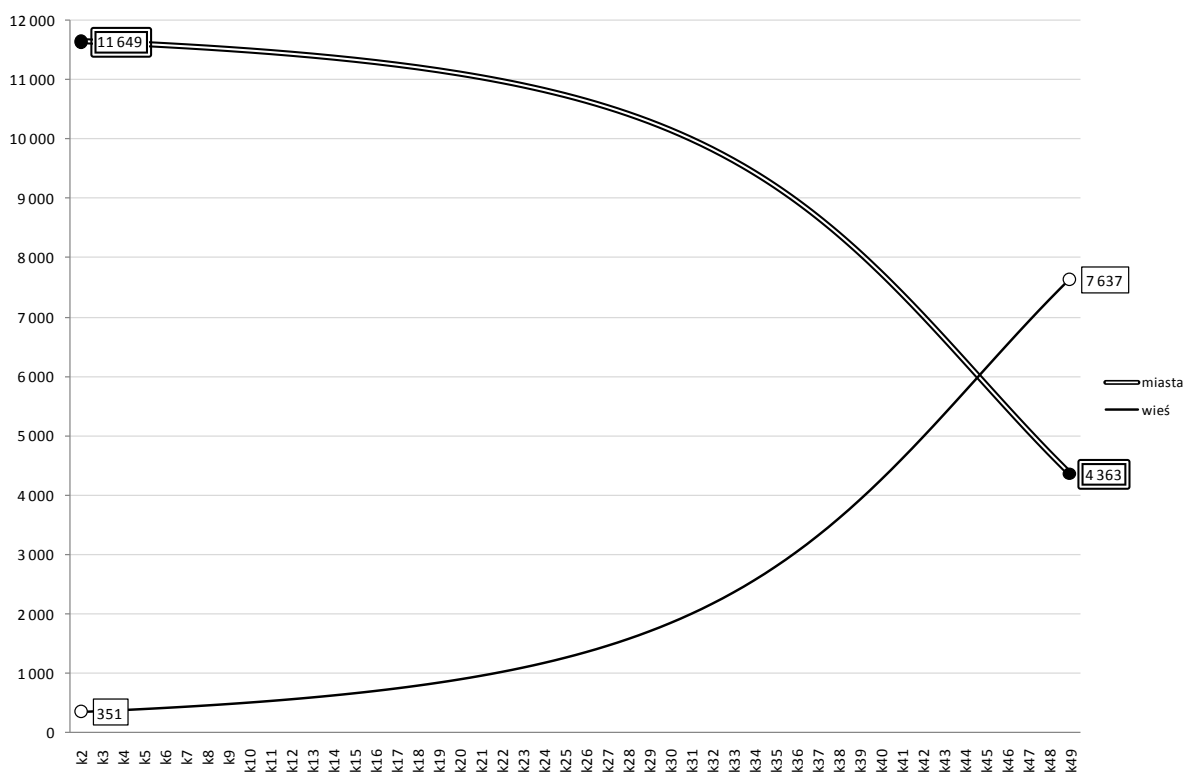


**Tabela 10.** Liczba i odsetki osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe wśród wychowujących się w środowisku miejskim i wiejskim w kohortach  $k_1$ ,  $k_2$ ,  $k_{33}$ ,  $k_{48}$  i  $k_{49}$ . Stała struktura pochodzenia (80% miasta, 20% wieś), struktura wykształcenia podlega zmianom. Symulacja S-3 (dane fikcyjne).

kohorta	środowisko	wykształcenie				ogółem	miary
			wyższe	średnie	podstawowe		
$k_1$	miejskie	<i>n</i>	102 087	204 175	493 738	800 000	$\Delta = 0,354$
		%	12,8	25,5	61,7	100,0	$MUI = 0,113$
	wiejskie	<i>n</i>	1 913	3 825	194 262	200 000	$UMI = 0,136$
		%	1,0	1,9	97,1	100,0	$Ch^2/n = 0,093$
	ogółem	<i>n</i>	104 000	208 000	688 000	1 000 000	$R = 0,306$
		%	10,4	20,8	68,8	100,0	
$k_2$	miejskie	<i>n</i>	105 970	211 941	482 089	800 000	$\Delta = 0,367$
		%	13,2	26,5	60,3	100,0	$MUI = 0,117$
	wiejskie	<i>n</i>	2 030	4 059	193 911	200 000	$UMI = 0,141$
		%	1,0	2,0	97,0	100,0	$Ch^2/n = 0,098$
	ogółem	<i>n</i>	108 000	216 000	676 000	1 000 000	$R = 0,314$
		%	10,8	21,6	67,6	100,0	
$k_{33}$	miejskie	<i>n</i>	219 823	439 647	140 530	800 000	$\Delta = 0,642$
		%	27,5	55,0	17,6	100,0	$MUI = 0,205$
	wiejskie	<i>n</i>	12 177	24 353	163 470	200 000	$UMI = 0,264$
		%	6,1	12,2	81,7	100,0	$Ch^2/n = 0,311$
	ogółem	<i>n</i>	232 000	464 000	304 000	1 000 000	$R = 0,558$
		%	23,2	46,4	30,4	100,0	
$k_{48}$	miejskie	<i>n</i>	256 169	512 338	31 493	800 000	$\Delta = 0,423$
		%	32,0	64,0	3,9	100,0	$MUI = 0,135$
	wiejskie	<i>n</i>	35 831	71 662	92 507	200 000	$UMI = 0,181$
		%	17,9	35,8	46,3	100,0	$Ch^2/n = 0,264$
	ogółem	<i>n</i>	292 000	584 000	124 000	1 000 000	$R = 0,514$
		%	29,2	58,4	12,4	100,0	
$k_{49}$	miejskie	<i>n</i>	257 623	515 247	27 130	800 000	$\Delta = 0,390$
		%	32,2	64,4	3,4	100,0	$MUI = 0,125$
	wiejskie	<i>n</i>	38 377	76 753	84 870	200 000	$UMI = 0,167$
		%	19,2	38,4	42,4	100,0	$Ch^2/n = 0,245$
	ogółem	<i>n</i>	296 000	592 000	112 000	1 000 000	$R = 0,495$
		%	29,6	59,2	11,2	100,0	

W kolejnej kohorcie ( $k_2$ ) liczba miejsc w szkołach średnich i wyższych wzrosła o 12 tysięcy. Skorzystała z tego przede wszystkim ta część młodzieży wychowującej się w miastach, która we wcześniejszej kohorcie uzyskiwała jedynie wykształcenie podstawowe. Odpływ z tej kategorii do szkół średnich i wyższych wyniósł 11 tysięcy 649 osób (= 493 738 – 482 089), podczas gdy spośród młodzieży wiejskiej, która w pierwszej kohorcie kończyła jedynie szkołę podstawową, szeregi absolwentów szkół średnich i wyższych zasililo jedynie 351 osób (= 194 262 – 193 911). W rezultacie wzrosły odsetki młodzieży miejskiej osiągającej wykształcenie średnie bądź wyższe, natomiast rozkład wykształcenia młodzieży wiejskiej praktycznie się nie zmienił. Oznacza to, że zwiększyła się różnica między rozkładami osiągnięć edukacyjnych obu kategorii młodzieży, czyli **wzrosły nierówności** edukacyjne mierzone za pomocą wskaźnika  $\Delta$ . Pomimo tego, że w systemie szkolnym nastąpiły zmiany w kierunku upowszechnienia kształcenia.

**Wykres 3.** Wielkość odpływu do szkół średnich i wyższych spośród osób o wykształceniu podstawowym w kategoriach młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi. Symulacja S-3 (dane fikcyjne).



O wielkości odpływu młodzieży miejskiej do szkół średnich i wyższych decydują dwa czynniki. Pierwszym jest przewaga młodzieży miejskiej w łatwości pokonywania tego progu selekcji międzyszkolnej, która wynika z wielkości stosunku szans, równego 21. Drugim jest ilościowa przewaga młodzieży miejskiej, wynikająca stąd, że ze względu na ograniczoną liczbę miejsc w szkołach średnich i wyższych znaczna liczba tej młodzieży musiała zadowolnić się wykształceniem podstawowym. Jak jednak łatwo zauważyć, rola drugiego czynnika w kolejnych kohortach maleje. Z kategorii wykształcenia podstawowego szybciej ubywa bowiem młodzieży miejskiej. A więc, od pewnego momentu wśród osób o wykształceniu podstawowym zaczyna przeważać młodzież wychowująca się



na wsi, zaś po upływie dalszego czasu zaczyna dostarczać więcej kandydatów do szkół średnich i wyższych, niż młodzież z miast – wyłącznie na skutek swojej liczebnej przewagi. Zjawisko to ilustruje wykres 3.

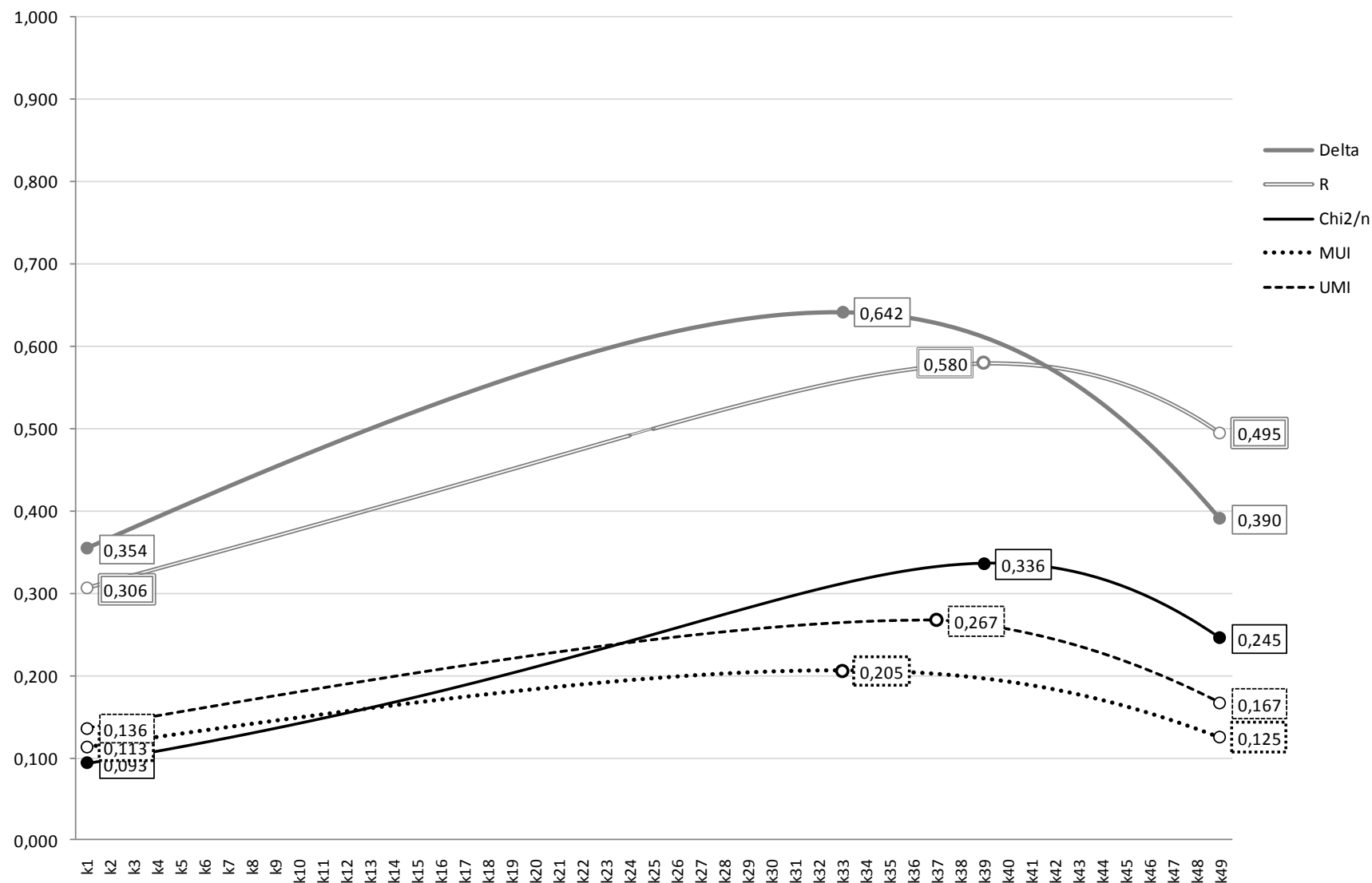
Przyjrzyjmy się, jakie to ma skutki dla nierówności edukacyjnych. W najmłodszej kohorcie ( $k_{49}$ ) liczba miejsc w szkołach średnich i wyższych – w stosunku do poprzedniej kohorty – zwiększyła się o 12 tysięcy, z czego młodzież wychowująca się w miastach zajęła 4363 miejsca (= 31 493 – 27 130). Młodzież wiejska, która wśród osób o wykształceniu podstawowym miała w poprzedniej kohorcie trzykrotną przewagę ilościową nad młodzieżą miejską, miejsc tych zajęła 7637. Ponieważ jednak kategoria młodzieży wychowującej się na wsi jest czterokrotnie mniejsza liczebnie, to owe 7637 osób, które rozpoczęło naukę w szkołach średnich, znacząco poprawiło rozkład osiągnięć edukacyjnych w tej kategorii młodzieży. Ponadto odsetek młodzieży wiejskiej kończącej wyższe uczelnie wzrósł z 17,9 procent w kohorcie  $k_{48}$ , do 19,2 w kohorcie  $k_{49}$ , zaś odsetek kończących szkoły średnie z 35,8 do 38,4. W tym samym czasie rozkład osiągnięć edukacyjnych młodzieży z miast praktycznie nie uległ zmianom. Rozkłady osiągnięć edukacyjnych obu kategorii młodzieży zbliżyły się przez to do siebie, a więc nierówności edukacyjne – mierzone za pomocą wskaźnika  $\Delta$  – uległy **zmniejszeniu**.

Wzrastająca liczba miejsc w szkołach średnich i wyższych powoduje przez pewien czas wzrost nierówności edukacyjnych, a od pewnego momentu ich spadek. Dzieje się tak nie tylko w przypadku wskaźnika różnic rozkładów  $\Delta$ , lecz również w przypadku dowolnej z pozostałych miar. Ich wartości dla wszystkich 49 kohort przedstawione zostały na wykresie 4. Przy czym, poszczególne miary osiągają swoje maksymalne wartości dla różnych kohort. W przypadku wskaźnika różnicy rozkładów  $\Delta$  oraz minimalnego udziału interwencji  $MUI$  ma to miejsce w kohorcie  $k_{33}$ , w której liczebności obserwowane najbardziej odbiegają od modelu równych szans. Minimalnych interwencji ( $UMI$ ) potrzeba z kolei najwięcej w kohorcie  $k_{37}$ , zaś średni kwadrat kontyngencji  $Ch^2/n$  oraz współczynnik korelacji  $R$  osiągają maksimum dla kohorty  $k_{39}$ .

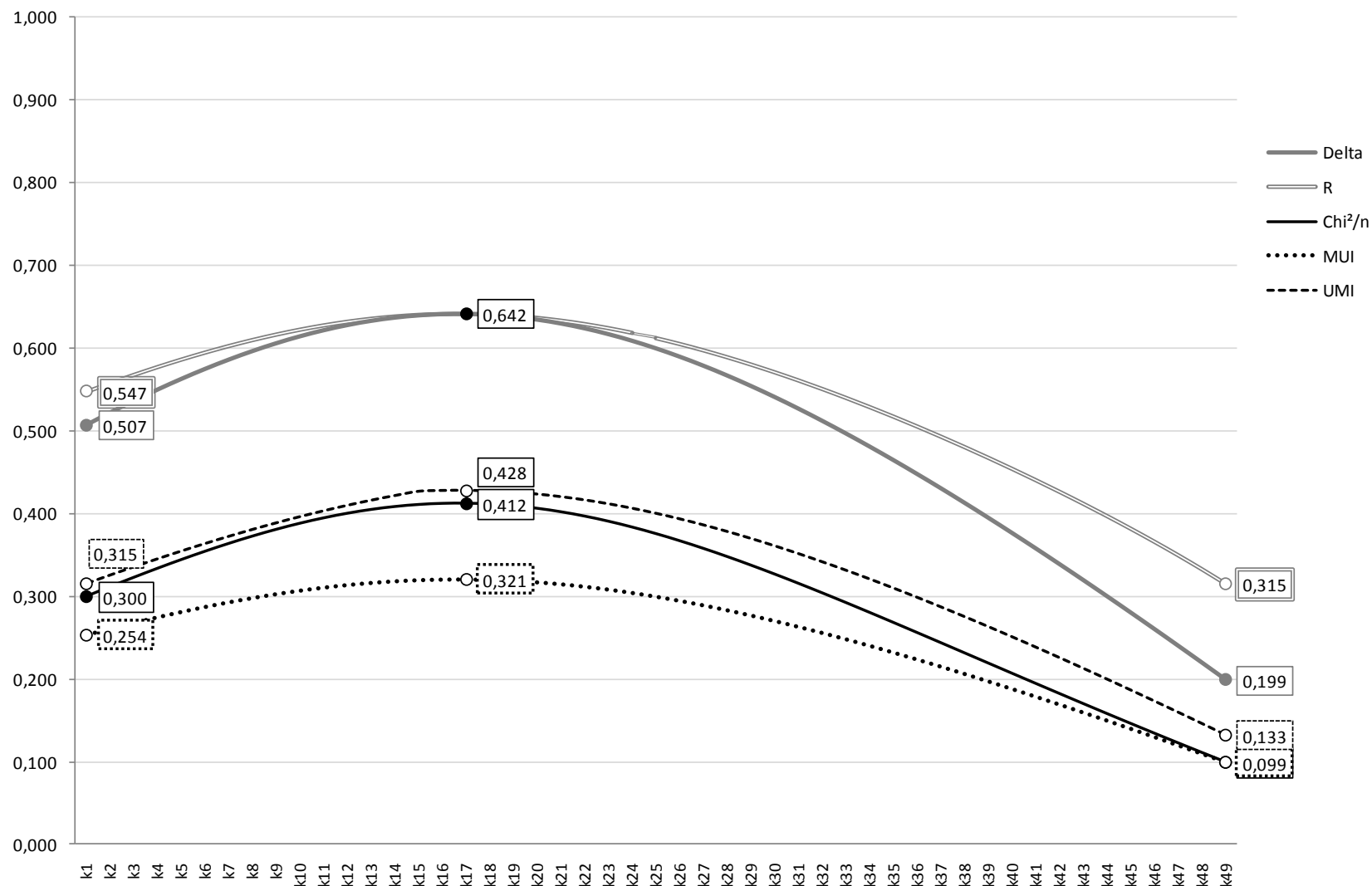
Istotę omawianego mechanizmu stanowi niedobór miejsc w szkołach najwyższych szczebli, który powoduje, że roszczenia młodzieży z kategorii uprzywilejowanych nie są zaspokojone. W wyniku ekspansji edukacji liczba tych miejsc stopniowo wzrasta, co umożliwia ich zawłaszczanie. Prowadzi to do wzrostu nierówności edukacyjnych, aż do momentu, gdy kategorie uprzywilejowane utracą swój potencjał ilościowy. Wtedy trend się odwraca – gdyż większej liczby kandydatów do szkół średnich i wyższych zaczynają dostarczać kategorie o niekorzystnym pochodzeniu społecznym.

Należy nadmienić, że podobny mechanizm zidentyfikowano na przełomie lat 80. i 90. analizując selekcje dokonujące się w szkołach w Irlandii (Raftery i Hout 1985, 1993). Autorzy nazwali go mechanizmem **maksymalnego utrzymywania różnic** (*Maximally Maintained Inequality*, w skrócie MMI), tłumacząc, że dopóki rośnie odsetek młodzieży z kategorii uprzywilejowanych w szkołach danego szczebla, dopóty nierówności zwiększają się. Zaś od momentu, w którym nastąpi stan nasycenia (ang. *saturation*) – gdy prawie cała młodzież z klas uprzywilejowanych kończy szkoły danego szczebla – nierówności edukacyjne zaczynają maleć, gdyż w szkołach tych pojawiają się wolne miejsca dla młodzieży z innych środowisk społecznych.

**Wykres 4.** Miary nierówności edukacyjnych dla 49 kohort przy zmieniającym się rozkładzie wykształcenia oraz ustalonej strukturze środowiska wychowania: 80 procent miejskie i 20 procent wiejskie. Symulacja S-3 (dane fikcyjne)



**Wykres 5.** Miary nierówności edukacyjnych dla 49 kohort przy zmieniającym się rozkładzie wykształcenia oraz stałych odsetkach młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi (po 50 procent). Symulacja S-4 (dane fikcyjne).



Dość popularną wśród badaczy koncepcję MMI warto uzupełnić wnioskiem, że moment osiągnięcia owego punktu nasycenia zależy od wielkości kategorii uprzywilejowanych i ich udziału w strukturze społecznej. Przyjmując w symulacji S-3, że młodzież z miast stanowi 80 procent całej młodzieży, uzyskaliśmy punkt nasycenia między kohortą  $k_{33}$  a  $k_{39}$  – w zależności od rozpatrywanej miary. Gdyby przyjąć, że udziały obu kategorii młodzieży wynoszą po 50 procent<sup>9</sup>, punkt nasycenia przesunąłby się do kohorty  $k_{17}$  (wykres 5) – czyli nierówności malałyby przez większą część analizowanego okresu. Gdy zaś w symulacji S-2 przyjęliśmy, że młodzież uprzywilejowana stanowi zaledwie 20 procent ogółu, to punkt nasycenia w ogóle nie wystąpił, zaś nierówności spadały w całym badanym okresie. Mówiąc o koncepcji MMI nie należy zapominać o ilościowym potencjale kategorii uprzywilejowanych, który działać może niezależnie od łatwości pokonywania barier w systemie szkolnym dzięki korzystnemu pochodzeniu.

Podsumowując tę część rozważań należy przede wszystkim stwierdzić, że sama ekspansja edukacji nie gwarantuje spadku nierówności edukacyjnych. Przy pewnych konfiguracjach kategorii pochodzenia nierówności edukacyjne mogą wzrastać. Przynajmniej do pewnego momentu.

## 11. Przemiany nierówności w warunkach braku ekspansji edukacyjnej (symulacja S-5)

Pozostała do omówienia sytuacja, w której system kształcenia nie ulega zmianom. Jest to sytuacja najmniej realna. Jej analizę podejmiemy jednak z tego powodu, że pozwoli zidentyfikować dalsze mechanizmy, poprzez które zmiany strukturalne wpływają na rozmiary nierówności edukacyjnych.

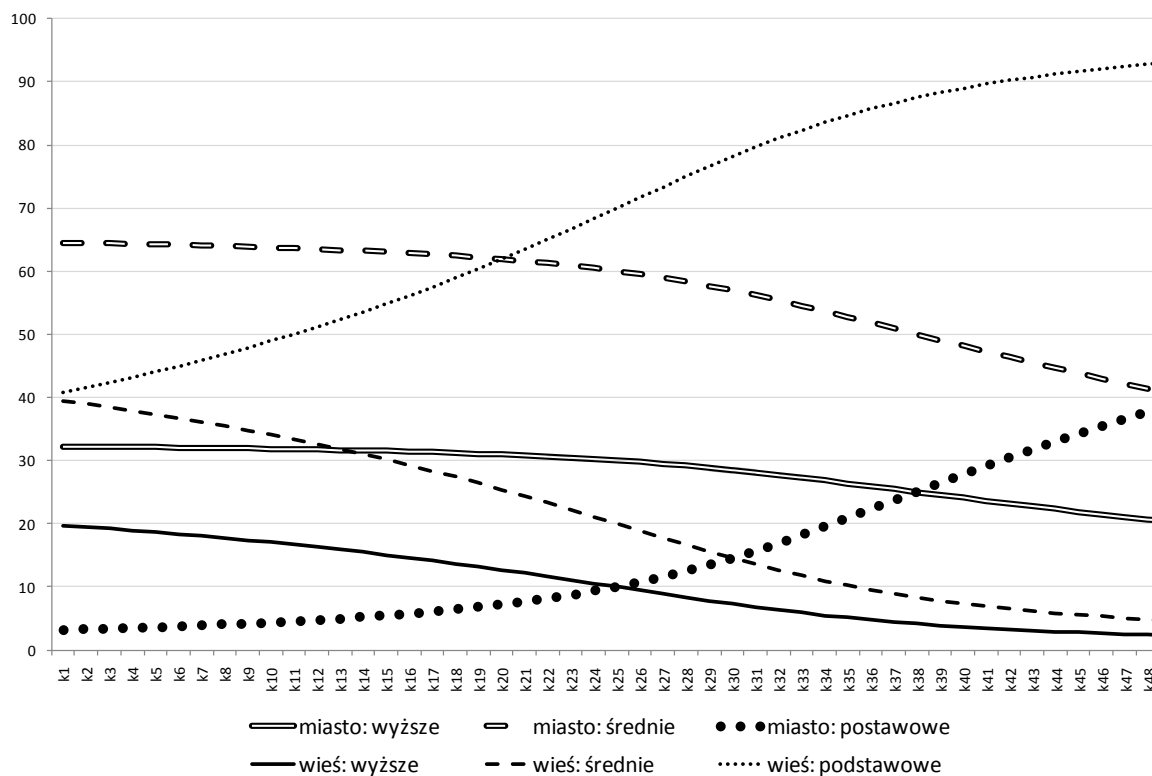
W symulacji S-5 przyjmujemy, że rozkład wykształcenia dla wszystkich 49 kohort jest taki, jak w kohorcie środkowej ( $k_{25}$ ), w której 20 procent uzyskuje wykształcenie wyższe, zaś po 40 procent średnie i podstawowe. Zmienność środowiska wychowania dopuścimy w zakresie analogicznym jak w symulacji S-1, to znaczy przyjmując, że w najstarszej kohorcie 2 procent młodzieży wychowywało się w miastach, zaś w najmłodszej młodzież z miast stanowi 98 procent. Tak jak w poprzednich symulacjach założymy również, że stosunki szans są jednakowe we wszystkich kohortach, czyli wynoszą 1 oraz 21 (tabela 11).

Rozpocznijmy od przytoczenia dość nieoczywistego rezultatu. Na wykresie 6 zobrazowane zostały zmiany poziomu wykształcenia młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi. Odsetek młodzieży zdobywającej wykształcenie wyższe systematycznie maleje, przy czym dzieje się tak nie tylko w kategorii młodzieży wychowującej się na wsi – co byłoby poniekąd zrozumiałe – lecz również w kategorii młodzieży z miast. W obu kategoriach maleją też odsetki młodzieży uzyskujących wykształcenie średnie. W zamian, w obu kategoriach wzrastają odsetki młodzieży uzyskującej jedynie wykształcenie podstawowe!

---

<sup>9</sup> W symulacji oznaczonej S-4 wszystkie pozostałe warunki były identyczne, jak w opisanej symulacji S-3. Pomijam prezentację szczegółowych wyników symulacji S-4, ograniczając się do przedstawienia zmian wartości miar nierówności edukacyjnych na wykresie 5.

**Wykres 6.** Zmiany odsetków wykształcenia wyższego, średniego i podstawowego uzyskiwanego przez młodzież z miast i wsi w 49 kohortach. Symulacja S-5: brak zmian w strukturze wykształcenia przy rosnącym udziale młodzieży wychowującej się w miastach (dane fikcyjne).



Ten dość paradoksalny rezultat jest logiczną konsekwencją stabilności systemu edukacyjnego w warunkach zmian zachodzących w strukturze społecznej. Spójrzmy na wielkości zamieszczone w tabeli 11. W najstarszej kohorcie, w której zaledwie 20 tysięcy młodzieży wychowywało się w miastach, w samych tylko szkołach wyższych było 200 tysięcy wolnych miejsc. Nie było żadnych strukturalnych przeszkód, aby cała młodzież miejska uzyskała wykształcenie wyższe.

Z odmienną sytuacją mamy do czynienia w najmłodszej z kohort ( $k_{49}$ ). W miastach wychowuje się 980 tysięcy młodzieży, zaś miejsc w szkołach średnich i wyższych jest w sumie 600 tysięcy. Nawet gdyby młodzież z miast zajęła je wszystkie, to i tak 380 tysięcy tej młodzieży musiałoby zakończyć swoje edukacyjne ścieżki uzyskując wykształcenie podstawowe. Tłumaczy to, dlaczego w kolejnych kohortach wzrasta odsetek młodzieży miejskiej uzyskującej najniższe wykształcenie, a, tym samym, dlaczego coraz niższe odsetki tej młodzieży osiągają wykształcenie średnie lub wyższe.

Spadające odsetki nie oznaczają jednak, że zmniejsza się **liczba** młodzieży miejskiej zdobywającej wykształcenie średnie i wyższe. Wręcz przeciwnie – liczebności te stale rosną z powodów, o których mówiliśmy w poprzedniej części. Po pierwsze, młodzież miejska jest uprzywilejowana przy przejściu progu między szkołą podstawową a średnią (stosunek szans równy 21), a po drugie wzrasta udział tej kategorii w strukturze kolejnych kohort. W rezultacie, młodzież miejska systematycznie „wypiera” ze szkół średnich i wyższych coraz większą liczbę młodzieży wiejskiej. Prowadzi to do obniżenia odsetków młodzieży wychowującej się na wsi, która zdobywa wykształcenie średnie i wyższe, przy równoczesnym wzroście odsetka tej młodzieży kończącej jedynie szkołę podstawową.

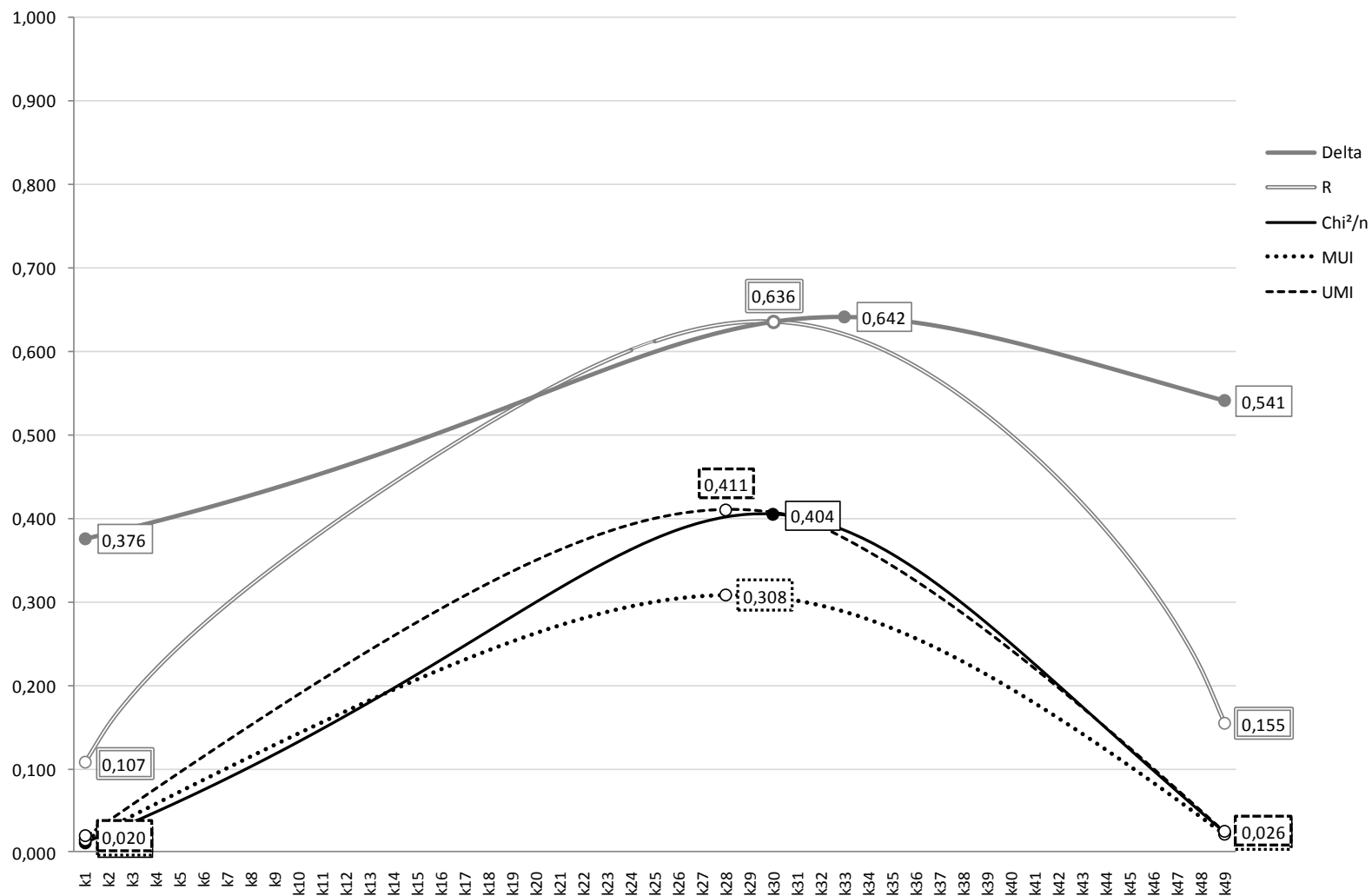
**Tabela 11.** Liczba i odsetki osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe wśród wychowujących się w środowisku miejskim i wiejskim w kohortach  $k_1$ ,  $k_2$ ,  $k_{25}$ ,  $k_{48}$  i  $k_{49}$ . Struktura wykształcenia stała (20% wyższe, 40% średnie, 40% podstawowe) przy rosnącym odsetku młodzieży wychowującej się w miastach. Symulacja S-5 (dane fikcyjne)

kohorta	środowisko	wykształcenie				ogółem	miary
		wyższe	średnie	podstawowe			
$k_1$	miejskie	<i>n</i>	6 455	12 910	634	20 000	$\Delta = 0,376$
		%	32,3	64,6	3,2	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	193 545	387 090	399 366	980 000	
		%	19,7	39,5	40,8	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
		%	20,0	40,0	40,0	100,0	
$k_2$	miejskie	<i>n</i>	12 897	25 794	1 309	40 000	$\Delta = 0,383$
		%	32,3	64,5	3,3	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	187 103	374 206	398 691	960 000	
		%	19,5	39,0	41,5	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
		%	20,0	40,0	40,0	100,0	
$k_{25}$	miejskie	<i>n</i>	150 000	300 000	50 000	500 000	$\Delta = 0,600$
		%	30,0	60,0	10,0	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	50 000	100 000	350 000	500 000	
		%	10,0	20,0	70,0	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
		%	20,0	40,0	40,0	100,0	
$k_{48}$	miejskie	<i>n</i>	199 031	398 063	362 906	960 000	$\Delta = 0,549$
		%	20,7	41,5	37,8	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	969	1 937	37 094	40 000	
		%	2,4	4,8	92,7	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
		%	20,0	40,0	40,0	100,0	
$k_{49}$	miejskie	<i>n</i>	199 536	399 073	381 391	980 000	$\Delta = 0,541$
		%	20,4	40,7	38,9	100,0	
	wiejskie	<i>n</i>	464	927	18 609	20 000	
		%	2,3	4,6	93,0	100,0	
	ogółem	<i>n</i>	200 000	400 000	400 000	1 000 000	
		%	20,0	40,0	40,0	100,0	

**Tabela 12.** Liczebności modelu równych szans ( $n_{rs}$ ) oraz różnice między liczebnościami obserwowanymi ( $n_{obs}$ ) a liczebnościami modelu równych szans dla osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe w kategoriach młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi w kohortach  $k_1$ ,  $k_2$ ,  $k_{25}$ ,  $k_{48}$  i  $k_{49}$ . Symulacja S-5 (dane fikcyjne)

kohorta	środowisko		wykształcenie			ogółem	miary
			wyższe	średnie	podstawowe		
$k_1$	miejskie	$n_{rs}$	4 000	8 000	8 000	20 000	$\Delta = 0,376$
		$n_{obs} - n_{rs}$	2 455	4 910	-7 366	0	$MUI = 0,015$
	wiejskie	$n_{rs}$	196 000	392 000	392 000	960 000	$UMI = 0,020$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-2 455	-4 910	7 366	0	$Ch^2/n = 0,012$
	ogółem	$n_{rs}$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	$R = 0,107$
	$k_2$	miejskie	$n_{rs}$	8 000	16 000	16 000	40 000
$n_{obs} - n_{rs}$			4 897	9 794	-14 691	0	$MUI = 0,029$
wiejskie		$n_{rs}$	192 000	384 000	384 000	960 000	$UMI = 0,039$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-4 897	-9 794	14 691	0	$Ch^2/n = 0,023$
ogółem		$n_{rs}$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	$R = 0,153$
$k_{25}$		miejskie	$n_{rs}$	100 000	200 000	200 000	500 000
	$n_{obs} - n_{rs}$		50 000	100 000	-150 000	0	$MUI = 0,300$
	wiejskie	$n_{rs}$	100 000	200 000	200 000	500 000	$UMI = 0,400$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-50 000	-100 000	150 000	0	$Ch^2/n = 0,375$
	ogółem	$n_{rs}$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	$R = 0,612$
	$k_{48}$	miejskie	$n_{rs}$	192 000	384 000	384 000	960 000
$n_{obs} - n_{rs}$			7 031	14 063	-21 094	0	$MUI = 0,042$
wiejskie		$n_{rs}$	8 000	16 000	16 000	40 000	$UMI = 0,051$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-7 031	-14 063	21 094	0	$Ch^2/n = 0,048$
ogółem		$n_{rs}$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	$R = 0,220$
$k_{49}$		miejskie	$n_{rs}$	196 000	392 000	392 000	980 000
	$n_{obs} - n_{rs}$		6 962	13 924	-20 885	0	$MUI = 0,021$
	wiejskie	$n_{rs}$	4 000	8 000	8 000	20 000	$UMI = 0,026$
		$n_{obs} - n_{rs}$	-6 962	-13 924	20 885	0	$Ch^2/n = 0,024$
	ogółem	$n_{rs}$	200 000	400 000	400 000	1 000 000	$R = 0,155$

**Wykres 7.** Miary nierówności edukacyjnych dla 49 kohort przy braku zmian w rozkładzie wykształcenia (wyższe 20%, średnie 40% oraz podstawowe 40%) oraz rosnącym udziale młodzieży wychowującej się na wsi. Symulacja S-5 (dane fikcyjne)





Omawiane zmiany mają jednak niewielki wpływ na wartości wskaźnika różnicy rozkładów  $\Delta$ . Niewielki o tyle, że wartości tego wskaźnika pozostają wysokie we wszystkich kohortach. Dzieje się tak na skutek tego, że różnice odsetków młodzieży osiągającej kolejne poziomy wykształcenia nie ulegają zbyt dużym zmianom. Uwzględniona w tabeli 11 kohorta  $k_{25}$  zawiera dane znane z wcześniejszych analiz, dotyczących nierówności w warunkach stałej różnicy rozkładów osiągnięć edukacyjnych (symulacja S-1). W tej kohorcie różnica odsetków młodzieży z obu środowisk osiągającej wykształcenie wyższe jest równa 20 procent. W miarę przechodzenia do coraz młodszych kohort obie kategorie młodzieży „tracą” dostęp do tego wykształcenia, przez co oba odsetki zmniejszają się. Jednakże różnica między nimi utrzymuje się na zbliżonym poziomie. W najmłodszej kohorcie wynosi 18,1 procent, a więc niewiele mniej niż w kohorcie środkowej. Podobnie dzieje się z różnicami odsetków dla pozostałych poziomów wykształcenia. Stąd też podane w ostatniej kolumnie wartości wskaźnika  $\Delta$  są podobne we wszystkich kohortach.

Inaczej zachowują się miary oparte na różnicach między liczebnościami obserwowanymi a sytuacją równych szans. Różnice w skrajnych kohortach są niewielkie (tabela 12), co wynika stąd, że niewielki udział w zbiorowości ma jedna z kategorii pochodzenia. W najmłodszej kohorcie 2455 osób wychowujących się w miastach wyparło ze szkół wyższych tyle samo osób wychowujących się na wsi. Maksymalnie mechanizm ten mógł objąć 16 tysięcy osób, gdyby cała młodzież z miast poszła do szkół wyższych. Ale nie więcej. Z kolei w najmłodszej kohorcie szkoły wyższe skończyło 193 tysiące 545 osób wychowujących się na wsi, lecz tylko dla 16 tysięcy mogło zabraknąć miejsc, gdyby nierówności ujawniły się w maksymalnych możliwych rozmiarach. Pozostała część studentów pochodzenia wiejskiego byłaby całkowicie „bezpieczna”. Możliwość ukończenia studiów wyższych zagwarantował im fakt, że kandydatów z miast jest w całej populacji niewiele.

Z odmienną sytuacją mamy do czynienia w kohorcie środkowej ( $k_{25}$ ). W tym przypadku młodzież z miast może zająć wszystkie 200 tysięcy miejsc w szkołach wyższych, nie pozostawiając ani jednego miejsca dla młodzieży ze wsi. Maksymalna możliwa różnica w stosunku do modelu równych szans wynosi tu 100 tysięcy.

Na wykresie 6 zaprezentowane zostały wartości rozważanych miar dla wszystkich 49 kohort. Indeks różnic rozkładów  $\Delta$  okazał się miarą o wartościach najbardziej stabilnych, chociaż i on przybiera wyższe wartości dla środkowych kohort (maksimum w kohorcie  $k_{33}$ ). Zakres zmian wartości pozostałych miar jest znaczny. Miary te, o niewielkich wartościach dla kohort najstarszych, systematycznie rosną, a następnie maleją, by w przypadku kohort najmłodszych znów przyjąć wartości niewielkie.

Okazuje się, że jeśli kształt systemu edukacyjnego nie ulega zmianom, to nierówności edukacyjne mogą zarówno rosnąć, jak i maleć. Zależy to od wzajemnych relacji między liczbą wolnych miejsc w szkołach poszczególnych szczebli a wielkością kategorii młodzieży o różnym stopniu uprzywilejowania w dostępie do wykształcenia. Gdy młodzieży uprzywilejowanej jest niewiele, to nierówności edukacyjne są również niewielkie. Albowiem gdyby nawet młodzież ta zajęła wszystkie miejsca w szkołach najwyższych szczebli, to i tak pozostanie ich wystarczająco dużo dla młodzieży o niekorzystnym układzie cech pochodzenia. Młodzież ta zaczyna być wypierana ze szkół najwyższych szczebli dopiero wtedy, gdy odpowiednio wzrośnie w populacji udział młodzieży uprzywilejowanej – co prowadzi do wzrostu nierówności edukacyjnych. Nierówności te rosną aż do momentu, w którym stan nasycenia szkół wyższych szczebli młodzieżą uprzywilejowaną jest tak wysoki, że w kolejnych kohortach nie może już ulec wyraźnemu zwiększeniu. Do „wyparcia” z tych szkół pozostają już nieliczne jednostki z kategorii nieuprzywilejowanych. A są one nieliczne, dlatego że w społeczeństwie niewiele rodziców należy do tej klasy. Nierówności edukacyjne przybierają w takiej sytuacji niewielkie rozmiary.

Przedstawiony obraz zmieniających się nierówności przypomina rezultat uzyskany w pierwszej z przeprowadzonych symulacji (S-1), w której zmianom struktury pochodzenia towarzyszyła ekspansja edukacji. Obecna analiza, dzięki wyeliminowaniu tego ostatniego czynnika, pozwoliła w niejako „czystej” postaci wyodrębnić mechanizm wypierania ze szkół wyższych szczebli młodzieży o gorszym położeniu społecznym przez młodzież o pochodzeniu korzystnym. Mechanizm ten sam z siebie prowadzić może do wzrostu lub spadku

nierówności edukacyjnych, niezależnie od zjawiska zawłaszczania przez młodzież uprzywilejowaną pewnej liczby miejsc w szkołach najwyższych szczebli, które pojawiają się dzięki ekspansji oświaty.

Wkład w rozumienie nierówności edukacyjnych może też mieć opisane w tej części zjawisko spadających, we wszystkich kategoriach społecznych, odsetków młodzieży dochodzącej do najwyższych poziomów wykształcenia. Można przypuszczać, że gdyby taka sytuacja miała miejsce w rzeczywistości, to doprowadziłaby do presji na rozwój systemu edukacyjnego. Albowiem rodzice dostrzegliby, że brak zmian w systemie szkolnym ogranicza szanse uzyskania wykształcenia przez ich dzieci. W systemach rynkowych presja ta przełożyłaby się zapewne na rozwój sektora szkół niepublicznych. Wydaje się, że wyniki prezentowanej symulacji komputerowej trafnie ilustrują zjawisko wzrostu społecznych potrzeb w zakresie kształcenia na skutek niedopasowaniu kształtu systemu szkolnego do rosnącej wielkości grup, które dysponują odpowiednimi środkami dla urzeczywistnienia swoich aspiracji edukacyjnych.

## 12. Zmiany stosunków szans w warunkach stabilnych nierówności (symulacja S-6)

We wszystkich dotychczasowych symulacjach zachowaliśmy te same stosunki szans. Jednym z celów było unaocznienie faktu, że przy utrzymywaniu się stałych stosunków szans miary nierówności edukacyjnych, oparte na innych koncepcjach, mogą ulegać zmianom – niekiedy znacznym. Obraz ten warto uzupełnić o sytuację, w której owe pozostałe miary zachowują stabilność, mimo że stosunki szans ulegają zmianom.

W ostatniej symulacji (S-6) przyjmujemy, że rozkład wykształcenia w kolejnych kohortach ulega zmianom, tak jak w symulacji rozpatrywanej jako pierwsza (S-1). Założymy również, że udziały kategorii pochodzenia nie ulegają zmianie, przyjmując, że liczebności obu kategorii młodzieży są sobie równe i wynoszą po 500 tysięcy w każdej z kohort<sup>10</sup>. Dodatkowo założymy, że liczba młodzieży miejskiej i wiejskiej osiągającej wykształcenie średnie jest zgodna z modelem równych szans. Nie jest to warunkiem niezbędnym dla przeprowadzenia tej symulacji – aczkolwiek jego przyjęcie daje wyjątkowo spektakularne rezultaty. Aby cele symulacji zostały osiągnięte należy dodatkowo przyjąć, że wartości wybranych miar nierówności edukacyjnych pozostają stabilne w czasie. Do tego celu wybrałem wskaźnik minimalnego udziału interwencji *MUI*, przyjmując, że w każdej z kohort jego wartość wyniesie 10 procent ( $MUI = 0,100$ ). Ponadto przyjąłem, że niezmienna pozostanie również wartość udziału minimalnych interwencji ( $UMI = 0,200$  we wszystkich kohortach) oraz wartość wskaźnika różnicy rozkładów  $\Delta$  (również 0,200 dla każdej kohorty). Nie nałożyłem natomiast żadnych wymogów na wartości stosunków szans. W tabeli 13 przedstawione zostały liczebności uzyskane dla wybranych kohort wraz z rozkładami procentowymi osiągnięć edukacyjnych młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi. Warto zwrócić uwagę na fakt, że rozkłady te przybierają odmienną postać w każdej kohortce, pomimo tego, że wartość wskaźnika różnic jest stabilna i wynosi 0,200.

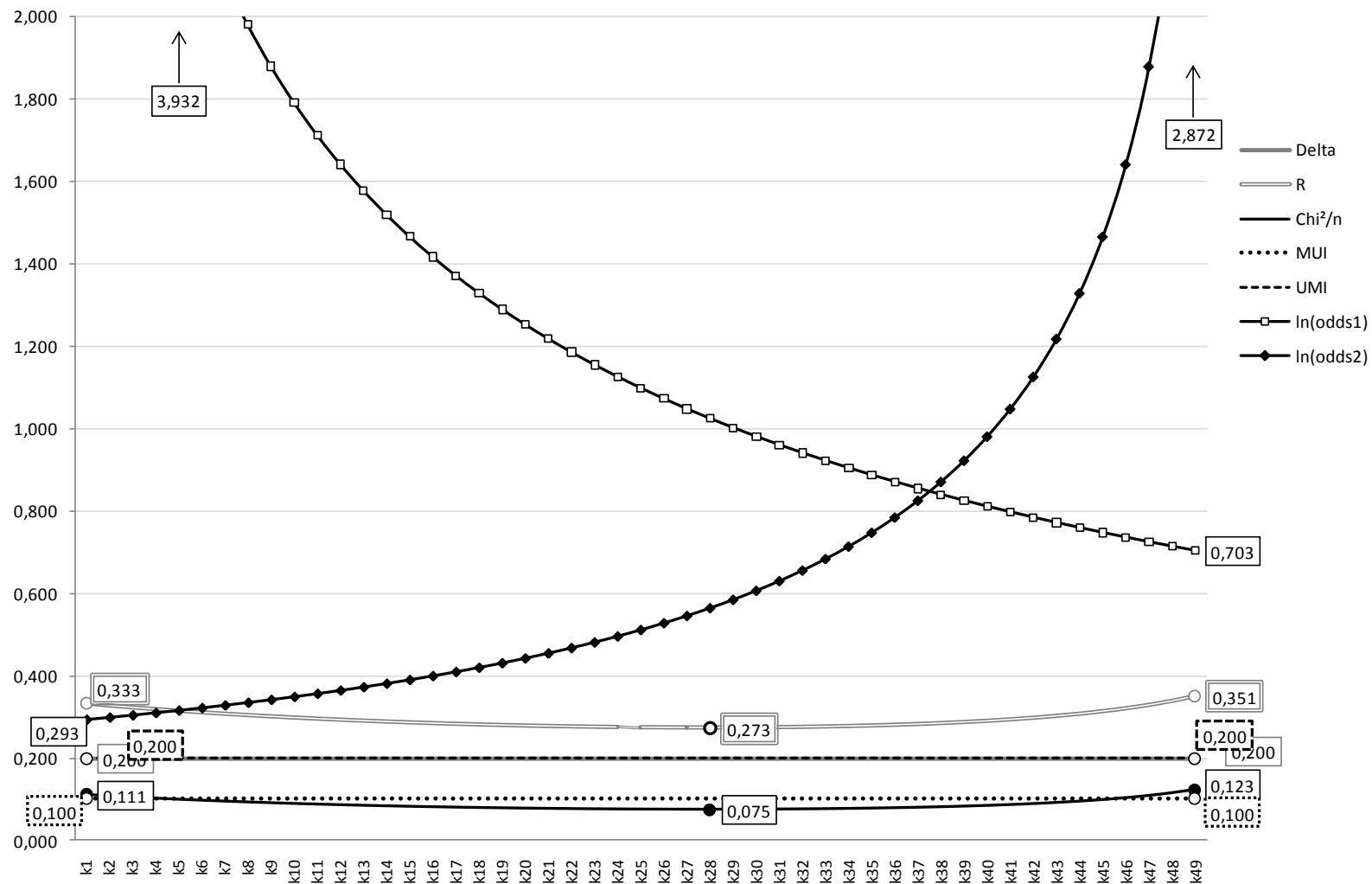
---

<sup>10</sup> Założenie braku zmian w strukturze pochodzenia nie jest warunkiem koniecznym dla uzyskania dość zaskakujących wyników, o których piszę dalej. Przeprowadzenie dodatkowych symulacji wykazało, że prawie identyczne wyniki uzyskać można dopuszczając zmiany rozkładu pochodzenia w pewnym ograniczonym zakresie, na przykład od 400 do 600 tysięcy młodzieży miejskiej w najstarszej i najmłodszej kohortce. Rezultatów tych nie prezentuję.

**Tabela 13.** Liczba i odsetki osób uzyskujących wykształcenie wyższe, średnie i podstawowe wśród wychowujących się w środowisku miejskim i wiejskim w kohortach  $k_1$ ,  $k_2$ ,  $k_{28}$ ,  $k_{48}$  i  $k_{49}$ . Struktura wykształcenia ulega zmianom, struktura pochodzenia jest stabilna (po 50 procent młodzieży z miast i wsi). Dopuszczono zmiany stosunków szans, przy zachowaniu stabilności udziału minimalnych interwencji  $UMI$ , minimalnego udziału interwencji  $MUI$  oraz wskaźnika różnic rozkładów  $\Delta$ . Symulacja S-6 (dane fikcyjne).

kohorta	środowisko	wykształcenie				ogółem	miary
			wyższe	średnie	podstawowe		
$k_1$	miejskie	$n$	102 000	104 000	294 000	500 000	$\Delta = 0,200$
		%	20,4	20,8	58,8	100,0	$MUI = 0,100$
	wiejskie	$n$	2 000	104 000	394 000	500 000	$UMI = 0,200$
		%	0,4	20,8	78,8	100,0	$\theta_1 = 51,000$
	ogółem	$n$	104 000	208 000	688 000	1 000 000	$\theta_2 = 1,340$
		%	10,4	20,8	68,8	100,0	$Ch^2/n = 0,111$
$k_2$	miejskie	$n$	104 000	108 000	288 000	500 000	$\Delta = 0,200$
		%	20,8	21,6	57,6	100,0	$MUI = 0,100$
	wiejskie	$n$	4 000	108 000	388 000	500 000	$UMI = 0,200$
		%	0,8	21,6	77,6	100,0	$\theta_1 = 26,000$
	ogółem	$n$	108 000	216 000	676 000	1 000 000	$\theta_2 = 1,347$
		%	10,8	21,6	67,6	100,0	$Ch^2/n = 0,107$
$k_{28}$	miejskie	$n$	156 000	212 000	132 000	500 000	$\Delta = 0,200$
		%	31,2	42,4	26,4	100,0	$MUI = 0,100$
	wiejskie	$n$	56 000	212 000	232 000	500 000	$UMI = 0,200$
		%	11,2	42,4	46,4	100,0	$\theta_1 = 2,786$
	ogółem	$n$	212 000	424 000	364 000	1 000 000	$\theta_2 = 1,758$
		%	21,2	42,4	36,4	100,0	$Ch^2/n = 0,075$
$k_{48}$	miejskie	$n$	196 000	292 000	12 000	500 000	$\Delta = 0,200$
		%	39,2	58,4	2,4	100,0	$MUI = 0,100$
	wiejskie	$n$	96 000	292 000	212 000	500 000	$UMI = 0,200$
		%	19,2	58,4	22,4	100,0	$\theta_1 = 2,042$
	ogółem	$n$	292 000	584 000	124 000	1 000 000	$\theta_2 = 9,333$
		%	29,2	58,4	12,4	100,0	$Ch^2/n = 0,115$
$k_{49}$	miejskie	$n$	198 000	296 000	6 000	500 000	$\Delta = 0,200$
		%	39,6	59,2	1,2	100,0	$MUI = 0,100$
	wiejskie	$n$	98 000	296 000	106 000	500 000	$UMI = 0,200$
		%	19,6	59,2	21,2	100,0	$\theta_1 = 2,020$
	ogółem	$n$	296 000	592 000	112 000	1 000 000	$\theta_2 = 17,667$
		%	29,6	59,2	11,2	100,0	$Ch^2/n = 0,123$

**Wykres 8.** Miary nierówności edukacyjnych dla 49 kohort przy nie zmieniającej się wielkościach: minimalnego udziału interwencji (MUI), udziału minimalnych interwencji (UMI) oraz wskaźnika różnicy rozkładów  $\Delta$ . Rozkład wykształcenia podlega zmianom, udziały młodzieży wiejskiej i miejskiej wynoszą po 50 procent w każdej kohorcie. Symulacja S-6 (dane fikcyjne)



Rozpocznijmy od analizy zmian stosunku szans  $\theta_1$ , między liczbą absolwentów wyższych uczelni a liczbą absolwentów szkół średnich. Ponieważ zgodnie z założeniami wykształcenie średnie uzyskuje w każdej kohorcie identyczna liczba młodzieży wychowującej się w miastach i na wsi, stąd wartością stosunku szans jest iloraz liczby absolwentów szkół wyższych z obu środowisk. W najstarszej kohorcie iloraz ten przybiera dość monstrualną wartość – równą 51. Dzieje się tak, gdyż absolwentów wyższych uczelni wychowujących się na wsi było zaledwie 2 tysiące, podczas gdy absolwentów pochodzących z miast aż 102 tysiące. W kolejnej kohorcie ( $k_2$ ) różnica między liczebnościami obu kategorii absolwentów nie zmienia się i nadal wynosi 100 tysięcy, gdyż w każdej kategorii liczba absolwentów wzrasta o 2 tysiące. W przypadku stosunku szans oznacza to jednak, że podstawa jego liczenia zwiększa się dwukrotnie – z 2 do 4 tysięcy – przez co wartość stosunku szans dwukrotnie spada, przyjmując wartość 26. Podobnie dzieje się w kolejnych kohortach. Wartość stosunku szans systematycznie zmniejsza się, mimo że aż do najmłodszej kohorty utrzymuje się ta sama różnica 100 tysięcy osób między liczbą absolwentów szkół wyższych wywodzących się ze wsi i z miast.

Z podobnym obrazem zjawiska mamy do czynienia na przeciwnym krańcu drabiny edukacyjnej. Tutaj również nadwyżka młodzieży ze środowiska wiejskiego, która uzyskuje wykształcenie podstawowe, wynosi w każdej z kohort 100 tysięcy osób, co odpowiada różnicy odsetków równej 20 procent. Owe 100 tysięcy to jednak niewielka część tej grupy w najstarszej kohorcie, w której wykształcenie podstawowe uzyskało 688 tysięcy osób, zaś znaczna część w najmłodszej kohorcie, w której osób takich jest tylko 112 tysięcy. W rezultacie, stosunek szans relatywizujący wykształcenie średnie do podstawowego ( $\theta_2$ ) przybiera najmniejszą wartość (równą 1,340) w kohorcie najstarszej, następnie jego wartość wzrasta, aż do kohorty najmłodszej, w której jego wartość wynosi 17,667.

Zmiany wielkości wszystkich rozpatrywanych miar nierówności edukacyjnych przedstawia wykres 8. Zamiast wielkości stosunków szans na wykresie zobrazowano ich logarytmy naturalne. Pomimo tego zabiegu konieczne było rozciągnięcie skali pionowej, co warto wziąć pod uwagę zestawiając prezentowane wyniki z poprzednimi wykresami. Wartości udziału minimalnych interwencji *UMI*, minimalnego udziału interwencji *MUI* oraz wskaźnika różnic rozkładów  $\Delta$  nie zmieniają się na mocy przyjętych założeń (na wykresie dwie ostatnie miary pokrywają się). Wielkości miar bazujących na kwadratach odchyleń, czyli korelacji *R* oraz kwadratu współczynnika kontyngencji  $Ch^2/n$ , podlegają pewnym zmianom, lecz zmiany te można uznać za niewielkie. Na wykresie podano wartości tych miar dla kohort skrajnych oraz wartości minimalne osiągnięte w przypadku kohorty  $k_{28}$ .

Systematyczne obniżanie się wartości stosunku szans  $\theta_1$  zapewne część badaczy byłaby skłonna interpretować jako przejaw zmniejszania się nierówności w dostępie do najwyższych szczebli systemu edukacyjnego. Zgodnie z teorią kapitału ludzkiego stanowiłoby to konsekwencję ekspansji oświaty. Wyniki przeprowadzonej symulacji uświadamiają jednak, że w pewnych warunkach spadkowi temu towarzyszyć może wcale nie mniejszy wzrost stosunków szans opisujących nierówności na najniższych szczeblach systemu szkolnego. W tym punkcie teoria staje się bezradna. Na jej gruncie nie sformułowano jak dotąd hipotez, które wyjaśniałyby, dlaczego nierówności w szkołach najniższych szczebli miałyby **rosnąć** wraz z ekspansją edukacji.

Do odmiennych wniosków doszliby zapewne politycy społeczni. Gdyby opisana sytuacja zaistniała na prawdę, to wyeliminowanie nierówności przybrałoby w każdej kohorcie formę tych samych działań. Aby spełnić postulat równości szans, należałoby do szkół wyższych doprowadzić o 50 tysięcy więcej młodzieży wychowującej się na wsi, powodując jednocześnie, aby 50 tysięcy młodzieży miejskiej zwolniło miejsca w szkołach tego szczebla. Podjęte działania byłyby identyczne w każdej z kohort, niezależnie od aktualnego kształtu systemu edukacyjnego.

Pozostał nam jeszcze badacz korzystający z metody regresji. Analizując zmiany wartości współczynnika korelacji stwierdziłby zapewne, że w okresie objętym obserwacją nierówności edukacyjne cechowała stabilność. Co najwyżej, że nieco spadły w środku badanego okresu. Po czym sformułowałby wniosek, że zgromadzone dane nie potwierdzają hipotezy o zmniejszaniu się nierówności wraz z ekspansją edukacji.

## 13. Dyskusja

Jednym z celów prowadzenia badań jest identyfikacja uniwersalnych prawidłowości. Poszukuje się ich zestawiając ze sobą dane z różnych krajów, sięgając do badań prowadzonych w przeszłości bądź korzystając z danych retrospektywnych. Zogniskowanie uwagi na wspomnianym celu oznacza jednak, że mniejszą wagę przykładają do społecznego kontekstu, w jakim zjawisko jest osadzone. Z sytuacją taką mamy do czynienia w badaniach nierówności edukacyjnych. Systemy edukacyjne w poszczególnych krajach różnią się zarówno pod względem liczby miejsc oferowanych w szkołach, jak też wielością dróg dojścia do szkół najwyższych szczebli (Schneider 2009). Społeczeństwa różnią się rozkładem proedukacyjnego kapitału, którym dysponują rodzice w różnych klasach społecznych. Podejmując próbę identyfikacji uniwersalnych prawidłowości wyłącza się ów strukturalny kontekst za pomocą metod analitycznych.

Przedstawiona w tej pracy propozycja stanowi próbę szerszego spojrzenia na mechanizmy powstawania nierówności w dostępie do wykształcenia. Jest wizją wykraczającą poza ramy społeczeństw drugiej połowy XX i początków XXI wieku. Dzięki symulacji komputerowej możliwe było przyjrzenie się nierównościom edukacyjnym w warunkach skrajnych, których przykładów trudno doszukać się w wynikach prowadzonych badań. Rozpatrywanie sytuacji nierzeczywistych nie jest pozbawione sensu. Pozwala otrzymane w badaniach fotografie umiejscowić na taśmie filmowej. Umożliwia prześledzenie, co było wcześniej oraz pozwala przewidzieć, co stanie się dalej. Statyczny obraz zyskuje w ten sposób swoistą dynamikę ułatwiającą zrozumienie badanego zjawiska.

Zastosowanie technik symulacyjnych do analizy procesów społecznych nie jest czymś nowym. Od początku lat siedemdziesiątych korzysta z nich francuski socjolog Raymond Boudon (1973, 1974, 2008) – między innymi do analizy mechanizmów powstawania nierówności edukacyjnych. Techniki te stosowano również do oceny przydatności regresji i metod log-liniowych do analizy pokrewnego zjawiska, jakim jest międzypokoleniowe dziedziczenie pozycji (Pescosolido i Kelley 1983; Dessens, Jansen i Ringdal 1995). Symulacje pozwalają uwzględnić wielość kontekstów, w których zjawisko występuje, bądź potencjalnie wystąpić może. A przede wszystkim pozwalają wyjść z zamkniętego kręgu hipotez formułowanych na podstawie wcześniej przeprowadzonych badań.

Najważniejsze wnioski wynikające z symulacji prezentowanych w tej pracy dotyczą kształtowania się nierówności edukacyjnych w warunkach ekspansji oświaty. Jest to stan najczęściej obserwowany w społeczeństwach, któremu poświęcono jak dotąd najwięcej uwagi. Na podstawie ustaleń teoretycznych, a także w świetle wyników niektórych badań (Breen i in. 2009) należałoby oczekiwać, że ekspansja edukacji prowadzi do systematycznego zmniejszania się nierówności w dostępie do wykształcenia, przynajmniej wtedy, gdy wyprzedza zmiany zachodzące w strukturze społecznej. Sytuację taką zilustrowaliśmy za pomocą symulacji S-2, pokazując, że spadek nierówności rzeczywiście może mieć wtedy miejsce. Należy jednak zaznaczyć, że wynik ten uzyskaliśmy przyjmując stosunki szans jako stabilne. Oznacza to, że ograniczenie analiz do stosunków szans, czy opartych na nich technik log-liniowych, może nie ujawnić zmniejszania się nierówności edukacyjnych. Jest swoistym paradoksem, że techniki analityczne, które dotychczas uważano za najbardziej przydatne do analizy przemian nierówności edukacyjnych – faktycznego kierunku tych przemian mogą nie ujawnić. Ograniczanie się przez badaczy do technik log-liniowych stanowić może jeden z powodów dość nagminnie uzyskiwanych wniosków o stabilnej naturze nierówności edukacyjnych (Breen i Jonsson 2005).

Inną koncepcję teoretyczną zilustrowaliśmy za pomocą symulacji S-3. Chodzi o koncepcję MMI (*Maximally Maintained Inequality*; Raftery i Hout 1993), czyli o mechanizm maksymalnego utrzymywania się nierówności aż do momentu – nazwanego punktem nasycenia – gdy rozszczenia klas uprzywilejowanych zostaną w pełni

zaspokojone. I w tym przypadku wyniki symulacji komputerowych pozwoliły spojrzeć na problem z szerszej perspektywy. Wykazaliśmy przede wszystkim, że moment wystąpienia punktu nasycenia zależy od ilościowych relacji między wielkościami poszczególnych klas społecznych. Wykazaliśmy również, że przy pewnych konfiguracjach tych wielkości punkt nasycenia może w ogóle się nie pojawić. Upoważnia to do stwierdzenia, że zakres zastosowań koncepcji MMI ogranicza się tylko do niektórych społeczeństw, bądź tylko do wybranych szczebli systemu edukacyjnego. Do podobnych wniosków doprowadziła niektórych badaczy analiza danych empirycznych (Ayalon i Shavit 2004: 116-117).

Kwestia wielkości grup rywalizujących o dostęp do wykształcenia wydaje się zresztą kluczowa dla identyfikacji mechanizmów powstawania nierówności edukacyjnych. Problem wykracza przy tym poza sytuację opisaną w koncepcji MMI. Rezultaty symulacji S-3 pozwoliły wskazać przynajmniej dwa inne modele zależności osiągnięć edukacyjnych od pochodzenia, z których każdy stanowić może podstawę równie wartościowej koncepcji. Z pierwszą z tych sytuacji mamy do czynienia wtedy, gdy system edukacyjny zapewnia odpowiednio dużą liczbę miejsc w szkołach najwyższych szczebli, zaś kategorie uprzywilejowane w dostępie do wykształcenia są liczebnie niewielkie. W sytuacji tej nierówności edukacyjne z natury rzeczy nie mogą być silne. Albowiem, nawet gdyby młodzież z klas uprzywilejowanych zajęła wszystkie miejsca w szkołach najwyższych szczebli, to i tak pozostanie ich dostatecznie dużo dla młodzieży z pozostałych klas. Sytuacja ta różni się od opisanej w koncepcji MMI przede wszystkim tym, że roszczenia klas uprzywilejowanych mogą być w pełni zaspokojone już niejako na starcie. Jeśli w toku dalszej ekspansji systemu edukacji nadmiar miejsc w szkołach najwyższych szczebli nadal zaspakajając będzie ich roszczenia, to społeczeństwo może nigdy nie dojść do stanu opisanego w koncepcji MMI. Dla opisanego takiej sytuacji zasadne byłoby sformułowanie alternatywnej koncepcji wyjaśniającej kształtowanie się nierówności edukacyjnych.

Druga dość szczególna sytuacja wystąpić może na przeciwnym krańcu hierarchii społecznej. Gdy kategorie upośledzone w dostępie do wykształcenia stanowią niewielką część społeczeństwa, to nierówności edukacyjne również nie mogą być znaczące. W zakończeniu części 9 rzecz sprowadziliśmy nawet do absurdu. Wykazaliśmy, że zmniejszając wielkość kategorii upośledzonej w dostępie do wykształcenia łatwo jest doprowadzić do sytuacji, w której dowolnie duży odsetek młodzieży uzyskuje wykształcenie zgodnie z zasadami równych szans. Z czym nie jest wcale sprzeczny fakt, że niektóre z miar nierówności edukacyjnych, takie jak stosunki szans czy wskaźniki różnic rozkładów, wciąż zachowują te same wartości. Prawdopodobnie niewielu analityków zdaje sobie sprawę z faktu, że uzyskanie stosunku szans świadczącego o istnieniu nierówności edukacyjnych możliwe jest również w sytuacjach, gdy dystrybucja uzyskiwanego wykształcenia jest praktycznie zgodna z modelem równych szans.

W każdym razie, oceniając rozmiary nierówności edukacyjnych warto uważnie śledzić zmiany w wielkościach poszczególnych segmentów struktury społecznej, relatywizując je zarazem do liczby miejsc dostępnych w szkołach poszczególnych szczebli. Łatwiej wtedy zrozumieć, dlaczego ekspansji edukacyjnej towarzyszyć może nie tylko spadek, lecz również wzrost nierówności w dostępie do wykształcenia – co pokazała symulacja S-3. Z kolei rezultaty symulacji S-5 dowiodły, że pomimo braku zmian w systemie szkolnym nierówności edukacyjne mogą maleć. Płyne stąd wniosek, że ryzykowne jest formułowanie oczekiwań dotyczących kierunku przemian nierówności w dostępie do wykształcenia wyłącznie na podstawie obserwacji zmian zachodzących w systemie edukacyjnym.

Krytycy podejścia, proponowanego w tym opracowaniu, odwołają się zapewne do argumentu, że większość wniosków sformułowano rozpatrując sytuacje skrajne, które w realnych społeczeństwach raczej nie mają szans wystąpić. Kształt systemu szkolnego – szczególnie w społeczeństwach rynkowych – jest funkcją popytu na edukację, który z kolei zależy od siły roszczeń klas zainteresowanych kształceniem swoich dzieci. Idąc tą drogą dalej, można twierdzić, że fikcją jest, przyjęta w niektórych symulacjach, nadwyżka miejsc w szkołach

najwyższych szczebli, wykraczająca ponad potrzeby klas uprzywilejowanych. W społeczeństwie rynkowym pojawienie się takiej nadwyżki byłoby dysfunkcjonalne. Nikt nie wyasygnowałby na to środków.

Prawdopodobnie, tak właśnie jest w społeczeństwach rozwijających się harmonijnie. W obecnych czasach społeczeństwa takie stanowią jednak wyjątki. Współczesne społeczeństwa raz za razem targane są kryzysami o podłożu ekonomicznym, politycznym lub społecznym. W warunkach kryzysu systemy szkolne ujawniają swoją bezwładność. I wtedy owa nadwyżka może się pojawić, czego dowodzą przynajmniej dwa studia empiryczne. Pierwsze zostało zrealizowane w krajach Ameryki Południowej, które w latach 80. przeszły dotkliwy kryzys gospodarczy. Jednym z jego przejawów było to, że znaczna część młodzieży rezygnowała z nauki, mając się różnych prac w celu wspomoczenia rodzinnego budżetu. W ten sposób pojawiła się nadwyżka wolnych miejsc w szkołach, z której skorzystała młodzież pochodząca z rodzin radzących w warunkach kryzysu w miarę dobrze. Wcześniejsze nierówności edukacyjne uległy tym samym pogłębieniu (Torche 2010). Drugi przykład dotyczy Rosji lat 90. Kryzys ekonomiczny po upadku ZSRR spowodował zmniejszenie się liczby studentów, gdyż absolwenci szkół średnich zamiast studiów wybierali pracę zarobkową. Z nadwyżki miejsc na uczelniach skorzystały kobiety, co pozwoliło im zmniejszyć dystans edukacyjny do mężczyzn (Gerber 2000).

Badacz-empiryk powinien być zawsze przygotowany na to, że rzeczywistość wyślizgnie się ze schematów, które dotychczas sprawdzały się wyśmienicie. Dlatego na badany problem warto niekiedy spojrzeć z perspektywy całego scenariusza, a nie pojedynczej sceny, którą akurat znamy z wcześniejszych badań. Techniki symulacyjne wydają się być narzędziem przydatnym do tworzenia tego rodzaju scenariuszy.

Pozostała do omówienia jeszcze jedna kwestia. Celem przeprowadzonych symulacji było między innymi określenie własności różnych metod analizy nierówności edukacyjnych. Dotychczas sądzono, że różne metody powinny prowadzić do podobnych wniosków. Dowodem na to jest fakt, że przez wiele lat metody korelacyjne i log-liniowe stosowano wymiennie, niekiedy nawet w ramach tych samych projektów (Shavit i Blossfeld 1993). Wyniki symulacji pokazały jednak, że różne metody analizy nierówności edukacyjnych prowadzić mogą do wniosków niespójnych ze sobą. Ilustrują to symulacje od S-1 do S-5, w których, pomimo zachowania tych samych stosunków szans, pozostałe uwzględnione miary nierówności wzrastały, malały, bądź też potrafiły być stabilne. Spektakularną wymowę ma również ostatnia z przeprowadzonych symulacji (S-6), w której stosunki szans podlegały znacznym wahaniom, mimo że stabilne pozostawały wartości pozostałych miar. Jest to kolejny kamyk do ogródka badaczy, którzy szacując rozmiary nierówności edukacyjnych korzystają z metod log-liniowych.

Na koniec warto jeszcze wspomnieć o tym, że przeprowadzone symulacje pozwoliły przybliżyć własności dwóch miar mających operacyjną interpretację, które nazwaliśmy minimalnym udziałem interwencji *MUI* oraz udziałem minimalnych interwencji *UMI*. Z miar należących do tej klasy korzystano dotychczas rzadko. Wynika to zapewne z trudności ich uogólnienia na sytuacje, gdy osiągnięcia edukacyjne prognozowane są na podstawie wielu cech jednocześnie. Można jednak przypuszczać, że rola miar o interpretacji operacyjnej będzie rosła. Ich niepodważalną zaletą jest to, że pozwalają określić wielkość grup młodzieży napotykającej bariery na drodze do wykształcenia. Dzięki temu, dla polityków społecznych miary te stanowią mogą podstawę oceny skuteczności działań nastawionych na zwiększenie szans edukacyjnych młodzieży wywodzącej się ze środowisk upośledzonych pod tym względem.



## 14. Literatura cytowana

- Allison, P. D. (1978). Measures of inequality. *American Sociological Review*, 43, 865-880.
- Ayalon, H. i Y. Shavit (2004). Educational reforms and inequalities in Israel: The MMI hypothesis revised. *Sociology of Education*, 77 (April), 103-120.
- Bénabou, R. (2000). Meritocracy, distribution, and the size of the pie. [W:] K. Arrow, S. Bowles i S. Durlauf (eds.), *Meritocracy and Economic Inequality* (s. 317-339). New Jersey: Princeton University Press.
- Bishop, Y. M. M., S. E. Fienberg i P. W. Holland (1975). *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Boudon, R. (1973). *L'inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*. Paris: Armand Collin.
- Boudon, R. (1974). *Education, Inequality, and Social Opportunity*. New York: Wiley.
- Boudon, R. (2008). *Efekt odwrócenia. Niezamierzone skutki działań społecznych*. Biblioteka Myśli Socjologicznej, Tom 5. Warszawa: Oficyna Naukowa (wydanie oryg. 1993).
- Breen, R. i J. H. Goldthorpe (1999). Class inequality and meritocracy: A critique of Saunders and an alternative analysis. *The British Journal of Sociology*, 50(1), 1-27.
- Breen, R. i J. O. Jonsson (2005). Inequality of opportunity in comparative perspective: Recent research on educational attainment and social mobility. *Annual Review of Sociology*, 31, 223-243.
- Breen, R. i M. Yaish (2006). Testing the Breen-Goldthorpe model of educational decision making. [W:] S. L. Morgan, D. B. Grusky i G. S. Fields (Eds.), *Mobility and Inequality. Frontiers of Research in Sociology and Economics* (s. 232-258). Stanford, California: Stanford University Press.
- Breen, R., R. Luijkx, W. Müller i R. Pollak (2009). Nonpersistent inequality in educational attainment: Evidence from eight European countries. *American Journal of Sociology*, 114, 1475-1521.
- Cohen, J. i P. Cohen (1975). *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Dessens, J., W. Jansen i K. Ringdal (1995). Log-linear models in comparative research: A paradigm lost? *European Sociological Review*, 11 (No 5, December), 261-271.
- Domański, H. i D. Przybysz (2007). *Homogamia małżeńska a hierarchie społeczne*. Studia z Socjologii Ilościowej, Tom 1. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.
- Duncan, B. (1967). Education and social background. *American Journal of Sociology*, 72, 363-372.
- Duncan, O. D. i B. Duncan (1955). A methodological analysis of segregation indexes. *American Sociological Review*, 20, 201-217.

Erikson, R. i J. H. Goldthorpe (1992). *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.

Featherman, D. L. i R. M. Hauser (1978). *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.

Gerber, T. P. (2000). Educational stratification in contemporary Russia: Stability and change in the face of economic and institutional crisis. *Sociology of Education*, 73 (October), 219-246.

Goldthorpe, J. H. (1996). Class analysis and the reorientation of class theory: The case of persisting differentials in educational attainment. *The British Journal of Sociology*, 47, 481-505.

Greenacre, M. (1994). Correspondence analysis and its interpretation. [W:] M. Greenacre i J. Blasius (eds.), *Correspondence Analysis in the Social Sciences* (s. 3-22). San Diego: Academic Press.

Hauser, R. M. i D. L. Featherman (1976). Equality of schooling: Trends and prospects. *Sociology of Education*, 49, 99-120.

Hoover, E. M. jr. (1936). The measurement of industrial localization. *The Review of Economics and Statistics*, 18 (November), 162-171.

Jencks, Ch., M. Smith, H. Ackland, M. Jo Bane, D. Cohen, H. Gintis, B. Heyns i S. Michelson (1972). *Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America*. New York: Basic Books.

Krauze, T. i K. M. Stomczyński (1985). How far to meritocracy? Empirical tests of a controversial thesis. *Social Forces*, 63 (March), 623-642.

Lissowski, G., J. Haman i M. Jasiński (2008). *Podstawy statystyki dla socjologów*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.

Mare, R. D. (1977). *Social background and school continuation decisions*. Center of Demography and Ecology, Working Paper 77-34. University of Wisconsin-Madison.

Mare, R. D. (1981). Change and stability in educational stratification. *American Sociological Review*, 46, 72-87.

Mosteller, F. (1968). Association and estimation in contingency tables. *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1-28.

escosolido, B. A. i J. Kelley (1983). Confronting sociological theory with data: Regression analysis, Goodman's log-linear models and comparative research. *Sociology*, 17 (No 3, August), 359-379.

Raftery, A. E. i M. Hout (1985). Does Irish education approach the meritocratic ideal. *Economic and Social Review*, 16, 115-140.

Raftery, A. E. i M. Hout (1993). Maximally Maintained Inequality: Expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-75. *Sociology of Education*, 66 (January), 41-62.

Rodgers, J. L. i W. A. Nicewander (1988). Thirteen ways to look at the correlation coefficient. *The American Statistician*, 42 (No. 1, February): 59-66.

Sakoda, J. M. (1981). A generalized index of dissimilarity. *Demography*, 18, 245-250.

Saris, W. E. i A. van Meurs (red.) (1990). *Evaluation of Measurement Instruments by Meta-analysis of Multitrait Multimethod Studies*. Amsterdam: Royal Netherlands Academy of Arts and Science.

Sawiński, Z. (1984). *Koncepcja alokacji merytokratycznej. Część I. Prezentacja koncepcji*. Warszawa: Uniwersytet Warszawski, Instytut Socjologii.

Sawiński, Z. (2010). *Zastosowania tablic w badaniach zjawisk społecznych*. Studia z Socjologii Ilościowej, Tom 2. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.

Schneider, S. L. (2009). *Confusing Credentials: The Cross-nationally Comparable Measurement of Educational Attainment*. Oxford: University of Oxford, Nuffield College.

Shavit, Y. i H.-P. Blossfeld (eds.) (1993). *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Colorado: Westview Press.

Torche, F. (2010). Economic crisis and inequality of educational opportunity. *Sociology of Education*, 83 (No 2), 85-110.

Treiman, D. J. (2009). *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco: Jossey-Bass.

## 15. Nota o autorze

dr hab. **Zbigniew Sawiński** (ur. 1955) jest profesorem socjologii w Instytucie Badań Edukacyjnych oraz w Instytucie Filozofii i Socjologii Polskiej Akademii Nauk. Interesuje się przekształceniami struktury społecznej w różnych krajach, w tym powstawaniem nierówności edukacyjnych. Jest współautorem książki *Dimensions of Social Stratification: A Comparative Analysis* (1989; wspólnie z Henrykiem Domańskim), a także autorem artykułów *The Prestige of Education* (1986), *Dissensus in Assessments of Occupational Prestige: the Case of Poland* (1991; wspólnie z Henrykiem Domańskim), *Postrzeganie roli szkół niepaństwowych w systemie nierówności edukacyjnych* (1994), *Zmiany systemowe a nierówności w dostępie do wykształcenia* (2008), *Nierówności edukacyjne w teoriach struktury społecznej* (2009), *Inequality in Access to Education in Poland Before and After Transformation* (w druku). Osobny obszar zainteresowań Zbigniewa Sawińskiego stanowi metodologia badań sondażowych, w tym metody gromadzenia i analizy danych dotyczących kluczowych wyznaczników pozycji społecznej, takich jak zawód, czy wykształcenie. Jest autorem bądź współautorem książek: *Pomiar i skalowanie wykształcenia w badaniach socjologicznych* (1986), *Fieldwork jest sztuką* (2005; wspólnie z Pawłem B. Sztabińskim i Franciszkiem Sztabińskim), *Sociological Tools Measuring Occupations: New Classification and Scales* (2009; wspólnie z Henrykiem Domańskim i Kazimierzem M. Słomczyńskim), *Zastosowania tablic w badaniach zjawisk społecznych* (2010), a także autorem artykułów dotyczących prowadzenia badań, między innymi: *Sondaże telefoniczne* (1996), *Badania trackingowe* (2006), *Metody doboru prób w badaniach marketingowych* (2006). Na początku lat 90. wraz z Bogdanem Cichomskim zapoczątkował cykliczne badanie *Polski Generalny Sondaż Społeczny*. Od 2002 roku pełni rolę eksperta w zespołach realizujących projekty *Programme for International Student Assessment PISA* oraz *European Social Survey*. Od 1995 roku pełni funkcję redaktora czasopisma *Ask: Research & Methods* (był jednym z jego założycieli), zaś od 2008 roku jest również członkiem Komitetu Redakcyjnego *Studiów Socjologicznych*.