

TADEUSZ BIELICKI, HUBERT SZCZOTKA, STANISŁAW GÓRNY,
JANUSZ CHARZEWSKI

ROZWARSTWIENIE SPOŁECZNE WSPÓŁCZESNEJ LUDNOŚCI
POLSKI: ANALIZA WYSOKOŚCI CIAŁA POBOROWYCH
URODZONYCH W 1957 R.

W prawie wszystkich zbadanych dotychczas przez antropologów społeczeństwach uprzemysłowionych, stratyfikacja społeczno-ekonomiczna znajduje odbicie w rozwoju fizycznym dzieci i młodzieży: regułą jest, jak wiadomo, że dzieci z warstw „górných” (określonych np. wykształceniem lub pozycją zawodową rodziców) są w każdej klasie wieku wyższe i cięższe niż ich rówieśnicy z warstw „dolnych”, a ponadto wcześniej dojrzewają płciowo i wcześniej wchodzą w fazę skoku pokwitaniowego. Ta ostatnia prawidłowość daje taki efekt, że międzywarstwowe różnice wielkości ciała osiągają maksimum właśnie w okresie pokwitania; potem maleją, ale nie znikają i pozostają wyraźne również po ukończeniu wzrastania.

Dawno już zauważono (np. C z e k a n o w s k i [1930]), że dane o rozwoju fizycznym młodzieży służyć mogą jako czuły „barometr” sytuacji ekonomicznej społeczeństwa, a w szczególności jako mierniki rozwarstwienia społecznego; wypowiedziano nawet pogląd, że społeczne gradienty w wielkości ciała i w tempie dojrzewania są, być może, najbardziej obiektywnymi miernikami „stopnia bezklasowości” (*classlessness*) społeczeństwa [T a n n e r 1978].

SFORMUŁOWANIE ZAGADNIENIA

Celem niniejszej pracy jest stwierdzenie, jak dalece rozwarstwienie społeczne ludności Polski odbiło się na wielkości ciała 19-letnich mężczyzn z rocznika 1957. Rozwarstwienie to określono za pomocą trzech następujących charakterystyk sytuacji rodziny, które w dalszym ciągu nazywać będziemy czynnikami:

c z y n n i k *A* — rodzaj i wielkość zamieszkiwanego osiedla;

c z y n n i k *B* — status zawodowo-wykształceniowy ojca poborowego, oceniony na podstawie odpowiedzi na pytanie o konkretny rodzaj pracy zawodowej wykonywanej przez ojca;

czynnik C — całkowita liczba dzieci w rodzinie poborowego, tzn. liczba jego braci i sióstr plus jeden.

Podziały każdego z czynników na kategorie (poziomy) podane są w tabelach 1, 2, 3 i na rys. 1.

Interesowało nas pytanie, z jaką siłą działa każdy z tych czynników z osobna na wysokość ciała badanych, a dokładniej, jaki wpływ na obserwowaną zmienność wysokości ciała 19-letnich mężczyzn wywarły występujące w Polsce: a) różnice w stopniu zurbanizowania miejsca zamieszkania, b) różnice statusu społecznego ojca i c) różnice wielkości rodziny.

MATERIAŁ I METODA

Rodzajem danych, które — ze względu na swą masowość i reprezentatywność — nadają się znakomicie do obserwowania biologicznych efektów stratyfikacji społecznej i które od dawna wykorzystywali do tych celów antropolodzy i lekarze, są pomiary antropometryczne poborowych (por. np. Czekanowski [1930], Van Wieringen [1977]). W Polsce po II wojnie światowej badania poborowych przeprowadzono kilkakrotnie (z inicjatywy i pod nadzorem S. Górnego), przy czym dwa z nich miały charakter masowy: w roku 1965 zbadano 29 000, a w roku 1976 — 36 000 osób. Pracę niniejszą oparto na tym ostatnim materiale.

Badania przeprowadzone zostały jesienią 1976 r. przez terenowe komisje poborowe działające na terenie całego kraju. Próbę utworzono w ten sposób, że w każdej komisji mierzono i ankietowano wszystkich wezwanych na pierwsze dni mężczyzn z rocznika 1957, aż do osiągnięcia liczby 120 zbadanych. Otrzymana tą drogą próba 36 tys. poborowych nie jest zapewne ściśle proporcjonalną reprezentacją wszystkich rejonów i środowisk społecznych kraju (np. wydaje się, że jest w niej zbyt duża liczba mieszkańców miast 25-100-tysięcznych). Na pewno także zbyt licznie reprezentowani są w naszym materiale poborowi z rodzeństw wieloosobowych, ponieważ rodziny z większą liczbą dzieci (a zatem i synów) mają większe szanse dostania się do próby, niż rodziny jedno-dzietne (por. Bielicki i Welon [1962]). Od tej wady nie są również wolne niektóre inne materiały masowe, np. materiał *National Child Development Survey* [Goldstein 1971] złożony z dzieci badanych w klinikach położniczych, gdyż matki wieloródki mają większe szanse dostania się do próby niż matki rodzące jeden raz. Wydaje się jednak, że z punktu widzenia naszej analizy te odchylenia od reprezentatywności nie mają większego znaczenia. W pracy niniejszej wykorzystujemy dane o ok. 1/3 całości próby, mianowicie o 12 711 poborowych, ponieważ po sprawdzeniu materiału okazało się, że taka tylko liczba kart zawiera komplet potrzebnych nam informacji.

Wiek wszystkich badanych w dniu badania zawierał się w przedziale 18,8 - 19,7 lat i wynosił średnio 19,3 lat.

Aby uzyskać odpowiedź na pytania postawione powyżej (w ustępie: „Sformułowanie zagadnienia”), użyto dwu następujących metod statystycznych:

1. Trójczynnikowa analiza wariancji, model dla nierównych liczebności w podklasach [Federer i Zelen 1966].

2. Analiza regresji wielorakiej (3 zmienne niezależne).

Obliczenia wykonano na maszynie cyfrowej Odra 1300 w Zakładzie Antropologii PAN.

WYNIKI

1. Empiryczne regresje wysokości ciała poborowych na poszczególne czynniki środowiska społecznego

Średnia generalna wysokości ciała w całej próbie 12 711 poborowych wynosi 173,21 cm, a odchylenie standardowe 6,21 cm.

Jak widać z tabel 1 - 3 i z rys. 1 — wysokość ciała jest wyraźnie zależna od uwzględnionych tu czynników środowiska: średnie wysokości

Tab. 1. Wysokość ciała poborowych w kategoriach czynnika *A* (wielkość osiedla)

Symbol i nazwa kategorii	<i>N</i>	%	\bar{x}^b	<i>s</i>	\bar{x}^c	Efekty główne (w cm)	
						<i>A</i> ^{d)}	<i>A</i> ^{e)}
1	2	3	4	5	6	7	8
A1. Wielkie miasta ponad 500 tys.	820	6,5	175,0	6,4	174,9	1,4	1,0
A2. Duże miasta 100 - 500 tys.	941	7,4	174,5	6,6	174,4	0,9	0,5
A3. Średnie miasta 25 - 100 tys.	2592	20,4	173,7	6,3	173,3	0,1	-0,6
A4. Małe miasta do 25 tys.	4248	33,4	173,3	6,4	174,0	-0,3	0,1
A5. Wsie ^{a)}	624	4,9	173,1	6,6	172,9	-0,5	-1,0
A6. Wsie	3486	27,4	171,9	6,2	173,9	-1,7	-
Razem	12 711	100,0	173,2	6,4			
Średnie nieważone			173,6		173,9		
Rozstęp			3,1		2,0	3,1	2,0

^{a)} wsie Górnego Śląska i wsie leżące obok wielkich miast, ^{b)} średnia ważona z uwzględnieniem liczebności w podklasach, ^{c)} średnia nieważona, obliczona przy założeniu, że w każdej podklasie jest 1 obserwacja, ^{d)} różnice średnich kol. 4 od średniej nieważonej, czyli efekty główne bez eliminacji wpływu pozostałych dwu czynników, ^{e)} różnice średnich kolumny 6 od średniej nieważonej, czyli efekty główne po eliminacji wpływu pozostałych dwu czynników.

Tab. 2. Wysokość ciała poborowych w kategoriach czynnika *B* (wykształcenie ojca)

Symbol i nazwa kategorii	<i>N</i>	%	\bar{x}^b	<i>s</i>	\bar{x}^c	Efekty główne (w cm)	
						<i>B</i> ^d	<i>B</i> ^e
1	2	3	4	5	6	7	8
<i>B1.</i> Wykształcenie wyższe lub zawód wymagający takiego wykształcenia	694	5,5	175,5	6,0	174,6	1,6	0,7
<i>B2.</i> Technicy z wykształceniem średnim	458	3,6	175,2	6,5	175,5	1,3	1,6
<i>B3.</i> Pracownicy umysłowi bez wyższego wykształcenia	1589	12,5	175,0	6,2	174,9	1,1	1,0
<i>B4.</i> Robotnicy wykwalifikowani i rzemieślnicy	3857	30,3	173,5	6,4	173,3	-0,4	-0,6
<i>B5.</i> Robotnicy niewykwalifikowani	3256	25,6	172,5	6,4	172,6	-1,4	-1,3
<i>B6.</i> Rolnicy i robotnicy rolni bez wyższych kwalifikacji	2857	22,5	171,7	6,2	172,3	-2,2	-1,5
Razem	12 711	100,0	173,2	6,4			
Średnia nieważona			173,9		173,9		
Rozstęp			3,8		3,1	3,8	3,1

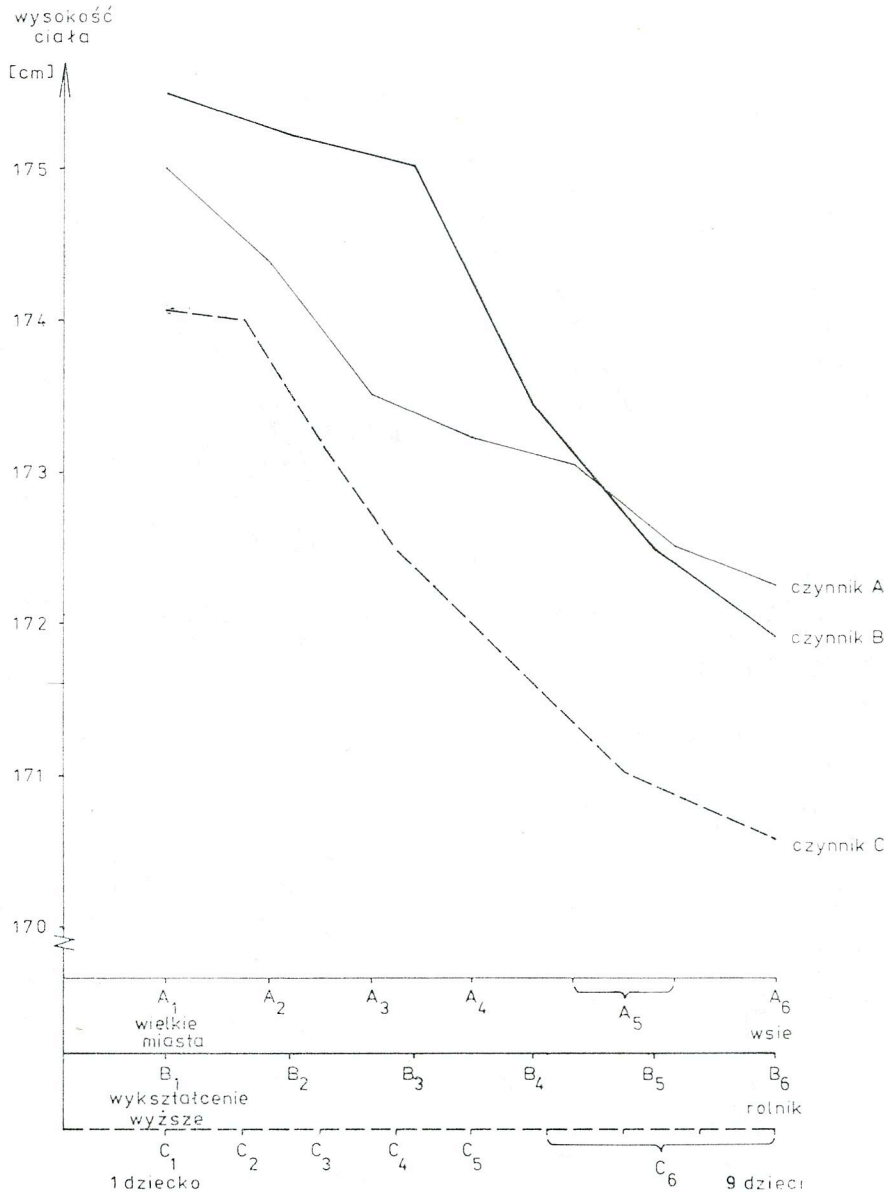
b) c) d) e) — jak w tab. 1.

Tab. 3. Wysokość ciała poborowych w kategoriach czynnika *C* (dzietność)

Symbol i nazwa kategorii	<i>N</i>	%	\bar{x}^b	<i>s</i>	\bar{x}^c	Efekty główne (w cm)	
						<i>C</i> ^d	<i>C</i> ^e
1	2	3	4	5	6	7	8
<i>C1.</i> 1 dziecko	695	5,5	174,2	6,6	174,9	1,3	1,1
<i>C2.</i> 2 dzieci	3540	27,8	174,2	6,4	174,5	1,2	0,7
<i>C3.</i> 3 dzieci	3685	29,0	173,4	6,4	174,1	0,5	0,2
<i>C4.</i> 4 dzieci	2398	18,9	172,7	6,2	173,5	-0,2	-0,4
<i>C5.</i> 5 dzieci	1172	9,2	171,9	6,5	172,7	-1,1	-1,2
<i>C6.</i> 6 i więcej dzieci	1222	9,6	171,2	6,3	173,5	-1,7	-0,4
Razem	12 711	100,0	173,2	6,4			
Średnia nieważona			172,9		173,9		
Rozstęp			3,0		2,3	3,0	2,3

b) c) d) e) — jak w tabeli 1.

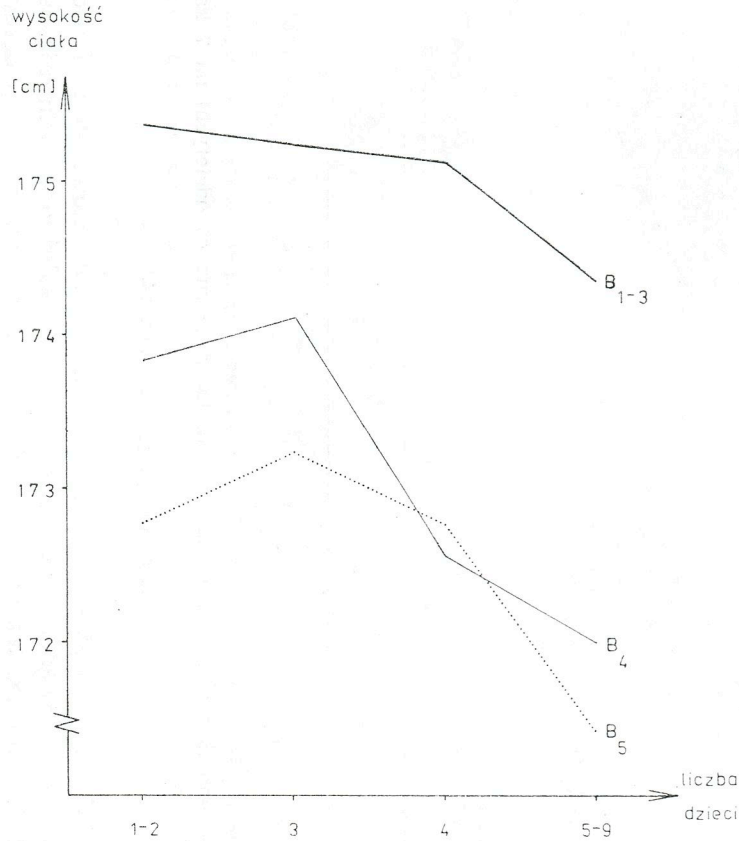
w kategoriach opadają bardzo regularnie (monotonicznie) w miarę przesuwania się na skali czynnika *A* od wielkich miast do wsi, na skali czynnika *B* — od wysokiego do niskiego statusu ojca, i na skali czynnika *C* — od rodzin małodziejnych do wielodzietnych. Wynik taki nie daje, oczywiście, pełnej odpowiedzi na postawione w tej pracy pytanie, a to dlatego,



Rys. 1. Zmiany średnich wysokości ciała poborowych w zależności od 3 czynników społeczno-ekonomicznych, przy podziale czynnika A (górną oś odciętych) na 7 kategorii, czynnika B (środkowa oś) na 6 kategorii i czynnika C (dolna oś) na 9 kategorii. Zob. też przypis na str. 248

że wszystkie trzy rozpatrywane tu zmienne środowiskowe są w Polsce wzajemnie skorelowane; niektóre z tych współzależności pokazują tabele 4 i 5. Istotnie, trzeba liczyć się z możliwością, że np. poborowi z wielkich miast okazali się tak wyraźnie wyżsi od poborowych z mia-

Małe miasta (A_4)

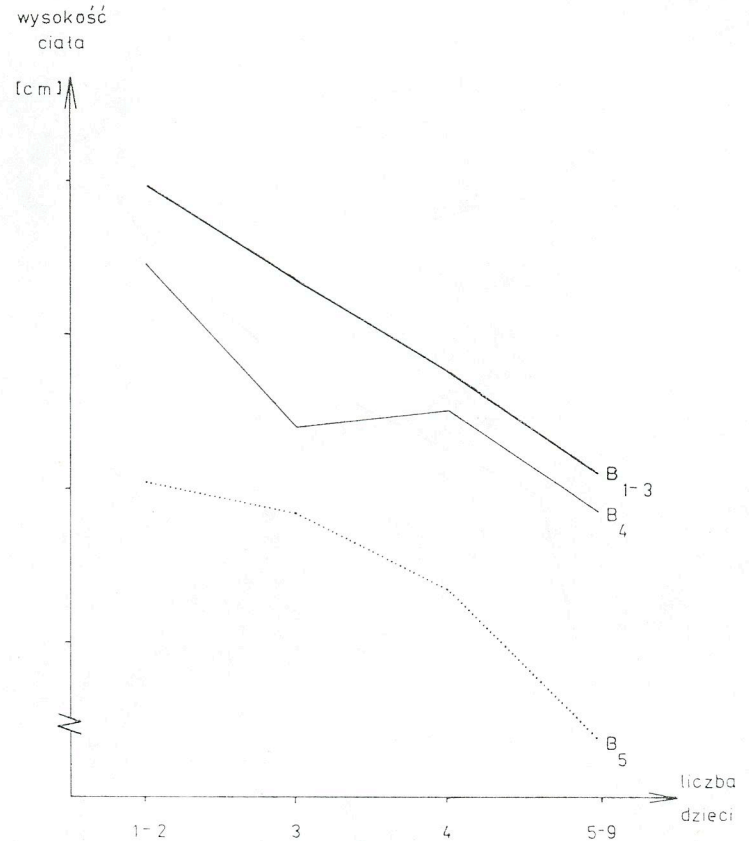


B_{1-3} - pracownicy umysłowi

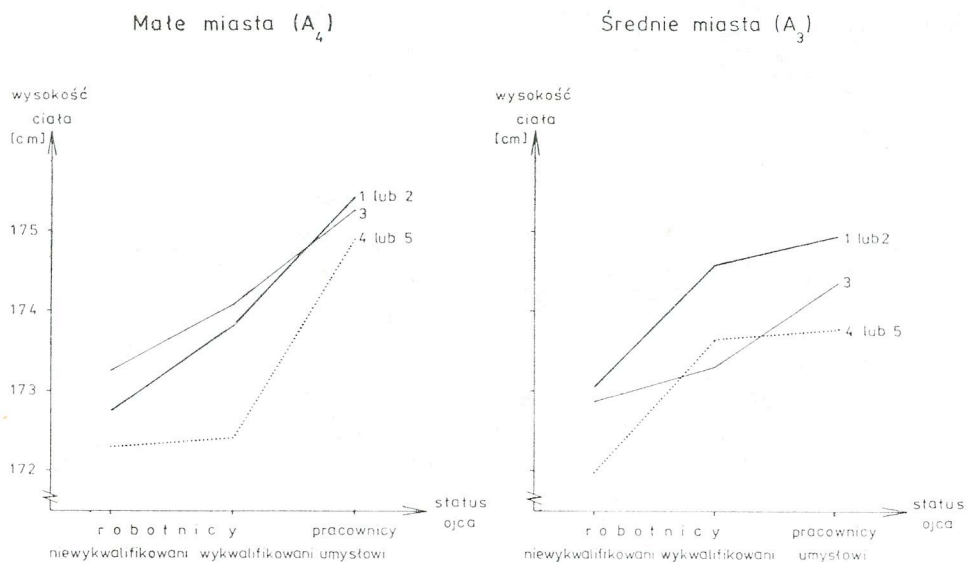
B_4 - robotnicy wykwalifikowani

B_5 - robotnicy niewykwalifikowani

Średnie miasta (A_3)



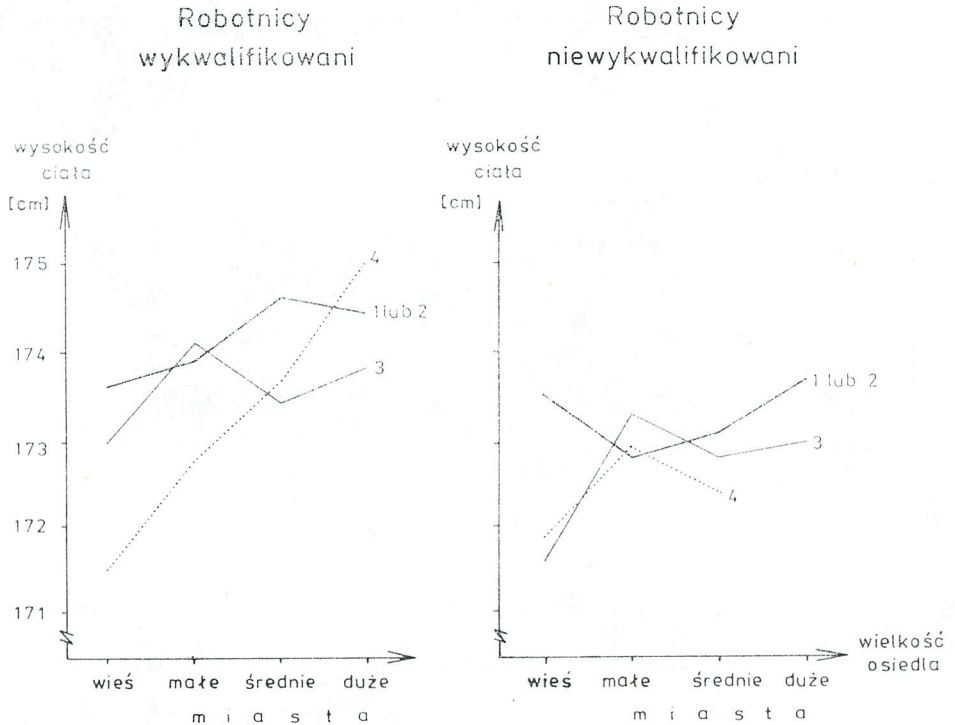
Rys. 2. Zmiany średnich wysokości ciała poborowych w zależności od liczby dzieci, w sześciu wybranych podgrupach jednorodnych ze względu na status ojca i wielkość zamieszkiwanego osiedla



Rys. 3. Zmiany średnich wysokości ciała poborowych w zależności od statusu zawodowo-wykształceniowego ojca, w sześciu wybranych podgrupach jednorodnych ze względu na wielkość zamieszkiwanego osiedla i liczbę dzieci w rodzinie

steczek tylko dlatego, że ci pierwsi są znacznie częściej synami ojców z wyższym i średnim wykształceniem lub dlatego, że znacznie częściej pochodzą z rodzin małodzieitnych. Innymi słowy, możliwe jest, że w rzeczywistości działa tu tylko czynnik „status ojca” lub czynnik „wielkość rodziny” (albo jeden i drugi), natomiast efekt czynnika „wielkość osiedla” jest pozorny, bo wywołany tylko jego korelacją z tamtymi dwoma. Aby wyeliminować ewentualne zależności pozorne, należy z działania każdego czynnika wytrącić wpływ pozostałych dwu.

Najprostszym sposobem osiągnięcia tego celu jest dobranie grupy poborowych możliwie jednorodnej pod względem dwu czynników i sprawdzenie, czy w grupie takiej czynnik trzeci nadal wywiera wpływ na wysokość ciała. Dane do takich sprawdzeń podaje tabela 6, a na rysunkach 2-4 przedstawiono niektóre z nich graficznie. Z wykresów tych widać, że np. w miastach średniej wielkości, zarówno wśród robotników wykwalifikowanych jak i niewykwalifikowanych, średnia wysokość ciała poborowych maleje wraz ze wzrastaniem liczby dzieci w rodzinie, a zatem czynnik „wielkość rodziny” prawdopodobnie działa tu samoistnie, także po wyeliminowaniu wpływu wielkości osiedla i statusu ojca (rys. 2). Jeszcze wybitniej ujawnia się w takich porównaniach samoistne działanie czynnika „status ojca”; np. jeśli rozpatrywać tylko rodziny dwudzieitne ze średnich miast, okaże się, że przejście od kategorii „robotnik niewykwalifikowany” do kategorii „wykształcenie wyższe” zwiększa średnią wysokość ciała synów o blisko 3 cm (rys. 3). Ujawnia się również,



Rys. 4. Zmiany średnich wysokości ciała poborowych w zależności od wielkości zamieszkiwanego osiedla, w sześciu wybranych podgrupach jednorodnych ze względu na status ojca i liczbę dzieci w rodzinie

choć znacznie mniej wyraźnie, zależność wysokości ciała poborowych od czynnika „wielkość osiedla” po wytrąceniu wpływu pozostałych dwu czynników (rys. 4).

Przedstawione na rysunkach 2 - 4 regresje empiryczne nasuwają wrażenie, że uwzględnione tu trzy czynniki można pod względem siły ich działania na wysokość ciała podzielić następująco (w kolejności malejącej): 1) status ojca, 2) wielkość rodziny, 3) wielkość osiedla. Wniosek ten znajduje potwierdzenie w wynikach analizy wariancji.

2. Analiza wariancji

Analizę wariancji wykonano po podzieleniu każdego czynnika na 6 poziomów (kategorie w tabelach 1, 2, 3), czyli dla trójwymiarowej tablicy o $6^3=216$ podklasach. Wyniki analizy wariancji, zestawione w tabeli 7, oraz w kolumnach 4 i 6 - 8 tabel 1 - 3, dadzą się opisać następująco:

1. Międzygrupowa suma kwadratów stanowi tylko 6,5% całkowitej sumy kwadratów wysokości ciała. Oznacza to, że uwzględnione tu trój-

Tab. 4. Częstości (w odsetkach) rodzin małodziejnych i wielodziejnych w poszczególnych kategoriach wykształcenia ojca

Status ojca (czynnik B)	Liczba dzieci w rodzinie				
	Rodziny małodziejne			Rodziny wielodziejne	
	1 dziecko	2 dzieci	1 lub 2 dzieci	5 dzieci	6 i więcej dzieci
B1: Wykształcenie wyższe	13	48	61	3	1
B2: Technicy	11	48	59	4	3
B3: Pracownicy umysłowi	7	39	46	5	3
B4: Robotnicy wykwalifikowani	5	31	36	8	7
B5: Robotnicy niewykwalifikowani	5	22	27	11	12
B6: Rolnicy	3	16	19	13	17

czynnikowe zróżnicowanie środowiska społecznego tłumaczy (przy zastosowaniu takich skal podziałowych) tylko niewielką część całkowitego, obserwowanego w tej populacji zróżnicowania wysokości ciała; innymi słowy, nawet w grupach jednorodnych ze względu na wszystkie trzy czynniki środowiskowe — zmienność międzyosobnicza pozostaje znaczna. Obrazu takiego należało się oczywiście spodziewać, i to nie tylko dlatego,

Tab. 5. Częstości występowania (w odsetkach) różnych poziomów statusu zawodowo-wykształceniowego ojca poborowego (czynnik B) w poszczególnych kategoriach wielkości osiedla (czynnik A)

	Wykształ- cenie wyższe B1	Technicy B2	Pracowni- cy umysłowi B3	Robotnicy wykwalifi- kowani B4	Robotnicy niewykwa- lifikowani B5	Rolnicy B6	Razem
A1: Wielkie miasta	16	8	18	40	14	4	100
A2: Duże miasta	13	10	16	38	20	3	100
A3: Średnie miasta	8	5	18	35	30	5	100
A4: Małe miasta	4	4	15	30	33	15	100
A5: Wsie pod- miejskie	4	3	7	68	9	9	100
A6: Wsie	1	1	4	17	21	56	100

że wewnątrz grup pozostaje zmienność pochodzenia genetycznego, lecz również dlatego, że nawet przy dość szczegółowym podziale każdego czynnika na kategorie, otrzymuje się podklasy, które za jednorodne (pod względem danego czynnika) uznać można tylko w przybliżeniu. Podział taki, na przykład, nie uwzględnia znacznego zapewne zróżnicowania pozycji ojca w obrębie kategorii „pracownicy umysłowi bez wyższego wykształcenia” ani różnic środowiskowych między poszczególnymi miastami

Tab. 6. Wysokość ciała poborowych w niektórych podgrupach jednorodnych ze względu na czynnik środowiskowy

	Wykształcenie lub zawód	Dzietność	N	\bar{X}
Miasta ponad 100 tys. mieszkańców	Wykształcenie — wyższe	1 lub 2 dzieci	177	176,8
		3 dzieci	51	177,0
	Pracownik umysłowy	1 lub 2 dzieci	176	176,4
		3 dzieci	81	175,0
	Robotnik wykwalifikowany	1 lub 2 dzieci	296	174,4
		3 dzieci	224	173,8
		4 dzieci	103	175,0
	Robotnik niewykwalifikowany	1 lub 2 dzieci	100	173,7
		3 dzieci	104	173,0
		4 dzieci	48	173,8
		5 lub więcej	51	171,0
	Miasta od 25 do 100 tys. mieszkańców	Wykształcenie — wyższe	1 lub 2 dzieci	130
3 lub 4 dzieci			78	174,0
Pracownik umysłowy		1 lub 2 dzieci	222	174,9
		3 dzieci	141	174,6
		4 dzieci	60	173,7
Robotnik wykwalifikowany		1 lub 2 dzieci	370	174,6
		3 dzieci	289	173,4
		4 dzieci	139	173,6
		5 lub więcej	111	172,9
Robotnik niewykwalifikowany		1 lub 2 dzieci	236	173,1
		3 dzieci	233	172,9
		4 dzieci	159	172,4
	5 lub więcej			
Wieś	Robotnik wykwalifikowany	1 lub 2 dzieci	158	173,0
		3 dzieci	161	173,1
		4 dzieci	125	171,8
		5 lub więcej	137	171,5
	Rolnik	1 lub 2 dzieci	342	172,0
		3 dzieci	508	171,8
		4 dzieci	485	171,7
		5 dzieci	273	171,6
		6 lub więcej	341	170,3

ponadpółmilionowymi, choć w tym ostatnim przypadku istnienie takich różnic sugerują nawet dane antropologiczne, np. wiadomo, że Warszawa różni się istotnie od Wrocławia zarówno średnimi wysokościami ciała, jak również średnimi wiekiem menarchy (W a l i s z k o i in. [1980] oraz S. G ó r n y — dane niepublikowane).

2. Pomimo faktu, że 93,5% całkowitej wariacji wysokości ciała nie

Tab. 7. Trójczynnikowa analiza wariancji $A \times B \times C$ ($6 \times 6 \times 6$)

Zmienność	Stopnie swobody	Wysokość ciała	
		Średni kwadrat [cm ²]	F
Całkowita	12 720 ^a	41,3	
Wewnątrz grupowa	12 505	39,2	
Między grupami	215	158,8	4,05**
Czynniki			
A: Środowisko	5	94,1	2,40*
B: Wykształcenie	5	351,5	8,96**
C: Dzietność	5	146,9	3,74**
Interakcje			
$A \times B$	25	42,2	1,08
$A \times C$	25	25,4	0,65
$B \times C$	25	28,2	0,72
$A \times B \times C$	125	42,5	1,08
Udział zmienności między grupami w zmienności całkowitej		6,5%	

^a 10 pustych kombinacji na 216 uzupełniono wartościami trójwymiarowej regresji liniowej

* istotne na poziomie $P=0,05$

** istotne na poziomie $P=0,01$

daje się wyjaśnić rozpatrywanymi tu czynnikami środowiska, każdy z tych czynników wywiera samoistny, tzn. niezależny od pozostałych dwu, statystycznie istotny wpływ na wysokość ciała poborowych. Świadczą o tym poszczególne wartości ilorazu F dla czynników (tabela 7) pokazujące, ile razy średni kwadrat dla danego czynnika jest większy od średniego kwadratu resztowego.

3. Porównanie z sobą wartości średnich kwadratów dla poszczególnych czynników wykazuje, że, pod względem siły działania na wysokość ciała poborowych, czynniki te układają się w szereg następujący: $B > C > A$. Oznacza to, że do obserwowanego w tym materiale zróżnicowania wysokości ciała przyczyniają się najbardziej różnice pozycji wykształceniowo-zawodowej ojca, nieco mniej — różnice w wielkości rodziny, a najmniej (ale także istotnie) różnice w stopniu zurbanizowania miejsca zamieszkania. Takie uszeregowanie ważności tych trzech czynników ukazują też rozstępy (minimum-maksimum) efektów głównych dla poszczególnych kategorii danego czynnika (kolumny 6 w tabelach 1 - 3). Rozstęp dla czynnika B jest największy (3,1 cm), dla czynnika C pośredni (2,3 cm), a dla czynnika A najmniejszy (2,0 cm).

4. Jak widać z tabeli 7, żadna z 4 możliwych interakcji ($A \times B$, $B \times C$, $A \times C$, $A \times B \times C$) nie okazała się statystycznie istotna. Oznacza to, że działanie uwzględnionych czynników środowiskowych na wysokość ciała jest wzajemnie addytywne.

3. Analiza regresji

Obliczone równanie regresji wielokrotnej przedstawia wysokość ciała jako funkcję liniową trzech czynników A , B , C , potraktowanych jako zmienne niezależne. Dla celów tych obliczeń, wartości każdej zmiennej niezależnej wyrażono w numerach najdrobniejszej dostępnej skali porządkowej: 7-punktowej dla czynnika A , 6-punktowej dla B i 9-punktowej dla C *.

Otrzymano równanie następujące:

$$y = 178,2 - 0,20 a - 0,64 b - 0,39 c$$

gdzie y — wysokość ciała, zaś współczynniki stojące przy zmiennych a , b , c — cząstkowe współczynniki regresji odpowiednio dla czynników A , B , C .

Ponieważ zmienne niezależne A i B są opisane za pomocą skal porządkowych (nie zaś interwałowych), przeto współczynniki regresji w powyższym równaniu nie mogą być traktowane jako dokładne miary średniego przyrostu zmiennej zależnej spowodowanego przyrostem o jednostkę danej zmiennej niezależnej. Sądzymy jednak, że wolno wielkości tych współczynników traktować jako przybliżone, orientacyjne miary „samoistnego wpływu” poszczególnych czynników na wysokość ciała, czyli jako miary względnej „ważności” czynników.

Jak widać, trzy rozpatrywane tu czynniki środowiskowe, uporządkowane według wielkości cząstkowych współczynników regresji, tworzą szereg $B > C > A$. Tak więc równanie regresji liniowej daje obraz względnej ważności poszczególnych czynników zgodny z wynikami analizy wariancji.

DYSKUSJA WYNIKÓW

1. Stratyfikacja społeczna i środowiskowe determinanty rozwoju fizycznego

Wyniki naszej analizy pokazują, że w okresie, na który przypadło dzieciństwo i dojrzewanie badanej tu kohorty wiekowej, tzn. w drugiej połowie lat sześćdziesiątych i pierwszej lat siedemdziesiątych, istniało w Polsce rozwarstwienie społeczne, które wyraźnie ujawniało się w rozwoju fizycznym młodzieży. Jak wiadomo, stratyfikacja społeczna może być opisywana za pomocą wielu rozmaitych zmiennych, mających postać

* Dla B wzięto skalę identyczną jak w tabeli 2; dla A — posiadane w materiale informacje pozwoliły podzielić kategorię $A5$ w tabeli 1 na dwie: „wsie Górnego Śląska” i „wsie koło dużych aglomeracji”; dla C — informacje te pozwoliły wydzielić kategorie: 6, 7, 8 i 9 dzieci w rodzinie (p. rys. 1).

skal porządkowych (lub skal wyższej mocy). Najogólniej biorąc, powiedzić można, że w społeczeństwach klasowych układ stratyfikacyjny wywołany jest faktem niejednakowego udziału członków społeczeństwa w kilku głównych rodzajach dóbr. Na przykładzie pracy Wesołowskiego [1976], wymienić można trzy takie rodzaje dóbr: władzę, prestiż i dobra materialne. Pozycje (jednostek lub rodzin) na każdej z tych trzech „głównych osi” układu stratyfikacyjnego mogą być wzajemnie skorelowane; w rzeczy samej, to, czy wysoka pozycja na jednej osi, np. władzy, z reguły idzie czy nie idzie w parze z wysoką pozycją na pozostałych dwu, jest jedną z podstawowych charakterystyk ustroju społeczno-politycznego panującego w danym społeczeństwie.

W naszej analizie stratyfikację opisaliśmy za pomocą trzech zmiennej: wielkości zamieszkiwanego osiedla, statusu ojca i wielkości rodziny. Są to charakterystyki środowiska społecznego, którymi antropolodzy posługują się często, choć z reguły bada się ich wpływ na rozwój metodami jednocechowymi, nie próbując mierzyć „efektu netto” każdej z nich. Nie musimy wdawać się w rozważania nad tym, jak użyte przez nas charakterystyki mają się, w społeczeństwie polskim, do wymienionych wyżej „głównych osi” układu stratyfikacyjnego; można chyba przyjąć, że — w tej przynajmniej mierze, w jakiej nasze czynniki *A*, *B*, *C* wpływają na rozwój fizyczny młodzieży — wiążą się one raczej z trzecią z tych osi, tzn. z poziomem zamożności niż z pozostałymi dwoma. Powstaje natomiast (nie nowe zresztą) pytanie o mechanizm działania wyróżnionych tu czynników na proces wzrastania. Dlaczego wyższa (lub niższa) pozycja rodziny na skali danego czynnika powoduje podwyższenie (lub obniżenie) przeciętnej wysokości ciała potomstwa?

Jasne jest, że każdy z wyróżnionych przez nas czynników działać może na rozwój fizyczny tylko pośrednio, tzn. poprzez jakieś inne, skorelowane z danym czynnikiem bodźce środowiskowe. Mogą tu wchodzić w grę co najmniej 4 rodzaje takich bodźców: żywienie, choroby, obciążenie pracą fizyczną i stresy psycho-nerwowe.

Zdecydowanie najlepiej udokumentowany jest wpływ żywienia. Wiadomo na pewno, zarówno z eksperymentów na zwierzętach, jak i z obserwacji skutków zmian w diecie u dzieci i młodzieży, że niedobory niektórych składników pokarmowych hamują wzrastanie, zaś wzbogacenie diety o te składniki umożliwia osiąganie większych rozmiarów ciała (por. np. Malcolm [1979]).

Bardziej dyskusyjna natomiast jest sprawa wpływu czynników chorobowych, lub ogólniej mówiąc, „stanu zdrowia” na ostateczne wymiary ciała. Malina [1979a] jest zdania, że sekularne zwiększenie się wymiarów ciała w wieku XX wywołane zostało głównie znacznym spadkiem zachorowalności na choroby zakaźne wieku dziecięcego, zwłaszcza infekcje jelit, co miało ten skutek, że „obecnie nie tylko więcej dzieci przeżywa, lecz ponadto dzieci te są mniej narażone na wyczerpywanie rezerw orga-

nizmu przez choroby i dzięki temu mogą lepiej wykorzystać swój genetyczny potencjał wzrostowy” (str. 88-89). Jednak współwystępowanie dwóch trendów sekularnych — w zachorowalności i w wysokości ciała — nie jest jeszcze dowodem związku przyczynowego. Tenże autor, powołując się na badania Achesona oraz Meredith'a i Knott [Malina 1979a, str. 83-84] zwraca uwagę, że u zadowolająco odżywionych dzieci, pospolite choroby wieku dziecięcego, takie jak przeziębienia, odra, ospa wietrzna, nie wywierają uchwytne go wpływu na tempo wzrastania, choć mogą powodować fluktuacje ciężaru ciała. Ponadto, pamiętać trzeba o ogromnych zdolnościach organizmu dziecka do wzrostu kompensacyjnego (*catch-up growth*) po ustaniu działania czynnika hamującego (np. Hansen i in. [1972]). Zapewne więc działanie czynników chorobowych polega głównie na ich interakcji z czynnikiem żywieniowym, tzn. niektóre rodzaje chorób mogą działać hamująco na wzrastanie, ale tylko (lub szczególnie) w warunkach niedostatecznego odżywienia.

Nie jest jasne, czy i jaki wpływ na wzrastanie ma praca fizyczna. W szczególności, nie ma dotąd przekonujących dowodów na to, że intensywne ćwiczenia fizyczne (trening sportowy) mają jakikolwiek — stymulujący lub hamujący — wpływ na procesy wzrostowe w płytkach wzrostowych kości długich lub na wiek zrastania się nasad z trzonami tych kości (por. Malina [1979b]). Można jednak i tu domyślać się istnienia interakcji między obciążeniem pracą fizyczną a poziomem odżywienia.

Mało zbadana jest ewentualna rola bodźców psycho-nerwowych. Sławne obserwacje Widdowsona [1951], który stwierdził zwolnienie tempa wzrastania u grupy wychowanków domu dziecka po objęciu nadzoru nad tą grupą przez brutalną i wzbudzającą lęk wychowawczynię, sugerują, że silne stresy psycho-nerwowe mogą też odgrywać pewną rolę. Ostatnio B. Hulanicka, pracując na *Wrocławskim Materiale Longitudinalnym*, wykazała wcześniejsze dojrzewanie tych dziewcząt, których dzieciństwo przebiegało w „stressorodnej” sytuacji rodzinnej (dane niepublikowane). Być może bodźce psycho-nerwowe działają inaczej na wzrastanie, a inaczej na dojrzewanie.

2. Czynniki C: liczba dzieci w rodzinie

Wpływ tego czynnika na rozwój fizyczny (a także umysłowy) oraz na wiek menarchy badano wielokrotnie. Goldstein [1971] wykazał, metodą analizy wariancji, że liczba rodzeństwa ma wpływ na wysokość ciała 7-letnich dzieci brytyjskich, również po wytrąceniu wpływu kilku innych zmiennych środowiskowych, przy czym efekt liczby rodzeństwa starszego (od badanego dziecka) okazał się nieco podobny do efektu liczby rodzeństwa młodszego.

W naszym materiale poborowych efekt „brutto” tego czynnika wyrażony jest różnicą średnich wysokości ciała (3,0 cm) między kategorią rodzin 1-dzietnych a kategorią rodzin 6- lub więcej dzietnych; natomiast jego efekt „netto”, oczyszczony z wpływu czynników *A* i *B*, wyrażony jest rozstępem efektów głównych dla poszczególnych kategorii, równym 2,3 cm (tabela 3).

Ekonomiczne znaczenie czynnika *liczba dzieci w rodzinie* wydaje się intuicyjnie jasne i zgodne z potocznym powiedzeniem o „liczbie gąb przy jednym garnku”. Rzeczywiście, publikowane przez GUS wyniki

Tab. 8. Roczne przeciętne spożycie na głowę w 1978 r. najwartościowszych produktów żywnościowych w gospodarstwach domowych chłopskich o różnej liczbie osób. (Przeliczone z danych w Roczniku Statystycznym GUS 1979, str. 92)

Liczba osób w gospodarstwie domowym	4	5	6 - x
Mięso i podroby	100 %	93 %	82 %
Jaja	100 %	86 %	73 %
Masło	100 %	93 %	80 %
Sery	100 %	85 %	75 %
Warzywa	100 %	91 %	77 %
Owoce	100 %	86 %	74 %

badania budżetów rodzinnych w Polsce pokazują, że np. w rodzinach chłopskich, wraz ze wzrostem liczby osób w gospodarstwie domowym od czterech do sześciu lub więcej, spożycie na głowę najwartościowszych artykułów żywnościowych maleje o ok. 20 - 25% (tabela 8); podobny gradient występuje w rodzinach robotniczo-chłopskich i pracowniczych. Oczywiście, liczba osób w gospodarstwie domowym nie jest tym samym co liczba dzieci w rodzinie, są to jednak na pewno wielkości silnie skorelowane. Analiza nasza pokazuje zatem, że rodziny wielodzietne w Polsce stwarzają gorsze warunki rozwoju fizycznego dziecka niż małodzietne, i to niezależnie od statusu ojca i od wielkości zamieszkiwanego osiedla, zaś dane GUS są zgodne z przypuszczeniem, że to pogarszanie się warunków rozwoju ze wzrostem liczby dzieci jest przynajmniej częściowo natury żywieniowej.

3. Czynniki B: status wykształceniowo-zawodowy ojca

Jak widać z danych w tabelach 2 i 7, status ojca jest czynnikiem zdecydowanie najsilniej, z trzech tu uwzględnionych, różnicującym wysokość ciała poborowych. Efekt brutto tego czynnika wyraża się różnicą

Tab. 9. Roczne przeciętne spożycie na głowę niektórych produktów żywnościowych oraz roczne przeciętne wydatki na głowę na dwie wybrane pozycje budżetu, w gospodarstwach domowych pracowniczych o różnym poziomie dochodów, w r. 1978. (Przeliczone z danych w Roczniku Statystycznym GUS 1979, tab. 124 i 126)

Roczne dochody na członka rodziny w tysiącach zł	12 - 18	18 - 24	24 - 30	30 - 36	36 - 48	48 - x
	spożycie					
Mięso i podroby	100	114	126	135	148	164
Jaja	100	112	127	137	146	165
Sery	100	110	124	131	143	156
Masło	100	113	120	131	143	158
Warzywa	100	113	123	132	143	162
Owoce	100	124	145	166	188	236
Mleko	100	100	98	95	96	97
Tłuszcze zwierzęce	100	95	95	95	95	95
Ziemniaki	100	102	102	103	102	100
	wydatki					
Higiena osobista i ochrona zdrowia	100	132	168	213	251	358
Kultura, oświata, wychowanie, turystyka i wypoczynek	100	152	227	300	396	598

aż 3,8 cm między dwoma najodleglejszymi od siebie kategoriami skali (*B1* i *B6*); efekt netto, czyli rozstęp efektów głównych, wynosi 3,1 cm (tabela 2). Goldstein [1971] w analizie wielkości ciała 7-letnich dzieci brytyjskich stwierdził, że różnica między średnimi dwóch skrajów 5-stopniowej skali „przynależności klasowej” wynosi 3,3 cm; wynik ten jednak jest trudno porównywalny z naszym, ze względu na różnicę wieku oraz różnicę użytej skali.

Zwraca uwagę fakt, że uszeregowanie wielkości efektów głównych dla poszczególnych kategorii czynnika *B* nie jest identyczne z uszeregowaniem średnich empirycznych (kolumny 4 i 8 w tabeli 2). Pod względem efektu głównego najsilniej wzwyż od zera odchyła się nie kategoria *B1*, lecz kategoria *B2*. Nasuwa to trochę nieoczekiwany wniosek, że poborowi *B1* zawdzięczają swą wysoką (najwyższą w materiale) średnią wysokość ciała w znacznej mierze małej liczbie rodzeństwa oraz faktowi, że rodziny ich często mieszkają w wielkich i dużych miastach; gdy pominiemy wpływ obu tych czynników i zmierzmy czysty efekt statusu ojca, okazuje się, że na czoło wychodzą synowie techników.

Dlaczego status społeczno-zawodowy rodziców ma wpływ na rozwój fizyczny potomstwa? Jako najprostsze nasuwa się i tu wyjaśnienie żywieniowe: im wyższy status rodziców, tym wyższe dochody na członka rodziny, tym lepszy poziom odżywienia dzieci. O tym, że w Polsce jakość

Tabela 10. Częstość (w %) przypadków nieodpowiedniego żywienia wśród dzieci szkolnych w Polsce w latach 1972-1974, według wykształcenia lub statusu zawodowego ojca. Przeliczone z danych w tabelach 14, 21, 22, 23, 27, 29 i XXXIV w pracy Koniecznej [1977]

	Spożycie rzadziej niż 3 razy w tygodniu					Posiłki w ciągu dnia nieregularne	Sposób żywienia ogólnie wadliwy	Stan odżywienia świadczący o wadach w żywności
	Mięsa i przetworów	Masła	Jaj	Warzyw bogatych w wit. C	Warzyw bogatych w karoten			
Pracownik umysłowy wykształcenie wyższe	3	2	21	63	53	16	10	25
Pracownik umysłowy wykształcenie średnie	3	5	20	65	56	19	12	33
Pracownik fizyczny kwalifikowany	6	11	21	66	63	24	18	33
Pracownik fizyczny niekwalifikowany	14	23	21	69	70	30	24	44
Rolnik	27	35	22	75	82	39	32	49

odżywienia istotnie zależy, i to silnie, od wysokości dochodów na członka rodziny, świadczą choćby cytowane już, wykonane przez GUS, badania budżetów rodzinnych; niektóre z tych danych ujęto w tabeli 9. Problem jednak jest na pewno znacznie bardziej skomplikowany. Należy przede wszystkim pamiętać, że użyta przez nas skala czynnika *B* nie jest, niestety, ani czystą skalą wykształcenia, ani pozycji zawodowej ojca, lecz skalą mieszaną, która w sposób trudny do określenia łączy obydwie te zmienne; np. kategoria *B1* to ojcowie wykonujący zawód wymagający wyższego wykształcenia, ale zawiera ona na pewno pewien (nieznany) odsetek osób w rzeczywistości takiego wykształcenia nie mających; podobnie w kategorii *B2*, obejmującej pracowników umysłowych bez wyższego wykształcenia, poziomy wykształcenia są z pewnością bardzo zróżnicowane.

Byłoby rzeczą interesującą wiedzieć, jak silnie na warunki życiowe badanych poborowych działała, w okresie ich wzrastania, składowa „wykształceniowa”, a jak silnie składowa „pozycja w zawodzie”. Być może jest tak, że standard materialny rodziny jest silniej determinowany przez pozycję w zawodzie lub rodzaj zawodu, niż przez poziom wykształcenia. Pozycja w hierarchii zawodowej jest w społeczeństwach uprzemysłowio-

nych z pewnością jednym z głównych wyznaczników poziomu dochodów. W Polsce zależność między pozycją a rzeczywistymi dochodami jest jednak trudna do zbadania, tym bardziej że odgrywa tu na pewno rolę nie tylko rodzaj zawodu, ale także fakt zatrudnienia w takim, a nie innym resorcie, jak również różne w różnych sytuacjach źródła nierejestrowa-

Tabela 11. Umieralność niemowląt w pierwszym roku życia, na 1000 żywych urodzeń, w Polsce w roku 1975, według wykształcenia matki. Rozpatrywane wyłącznie urodzenia drugie. Przyczyny egzogeniczne to wypadki i choroby zakaźne, przyczyny endogeniczne to wrodzone wady rozwojowe. Dane wg *Rocznika Statystycznego Ochrony Zdrowia 1979*, GUS, Warszawa str. 64.

Wykształcenie matki	Przyczyny endogeniczne	Przyczyny egzogeniczne
Wyższe	17,5	2,7
Średnie	15,5	5,4
Zasadnicze zawodowe	14,6	8,0
Podstawowe	16,0	10,4
Niepełne podstawowe	17,8	35,6

nych dochodów ubocznych. Ogólnie biorąc, można chyba założyć, że w Polsce w latach siedemdziesiątych wyższa pozycja w hierarchii służbowej, zwłaszcza w wielkim przemyśle oraz w centralnym i terenowym aparacie władzy, z reguły zapewniała rodzinie wyższy standard materialny nie tylko dzięki wyższemu uposażeniu, lecz także dzięki rozbudowanemu systemowi zróżnicowanego dostępu do towarów i usług tzw. drugiego rynku.

Działanie czynnika „wykształcenie rodziców” na rozwój fizyczny dziecka też może być silne i niezależne od działania czynnika „pozycja w zawodzie” lub „rodzaj zawodu”. Z badań Koniecznej [1977] wynika, że w miarę przechodzenia od kategorii „wykształcenie wyższe” poprzez kategorię „wykształcenie średnie” i „robotnik wykwalifikowany” do kategorii „robotnik niewykwalifikowany” — pogarsza się wyraźnie jakość odżywiania dzieci, określona częstością spożywania w ciągu tygodnia kilku ważnych dla rozwoju fizycznego produktów żywnościowych, a także regularnością posiłków w ciągu dnia (tabela 10). Statystyki GUS wskazują również na istnienie silnego związku między wykształceniem matki a umieralnością niemowląt z przyczyn egzogenicznych (tabela 11); domyślać się stąd można, że wykształcenie matki ma wpływ nie tylko na wczesną umieralność, lecz także na zachorowalność dzieci. Powstaje pytanie, czy ów wpływ wykształcenia rodziców na odżywianie i stan zdrowia dzieci bierze się głównie stąd, że wykształcenie — jak to wykazali

np. Piasecki i Panek [1982] w badaniach 2 tys. rodzin z Nowej Huty — jest dodatnio skorelowane z zarobkami, przynajmniej wśród osób w środkowym i późniejszym okresie kariery zawodowej. Otóż są podstawy do przypuszczenia, że wpływ wykształcenia rodziców na warunki życiowe dziecka dokonuje się nie tylko przez zarobki, lecz także poprzez różne na różnych poziomach wykształcenia gospodarowanie budżetem rodziny, różne obyczaje żywieniowe i różne praktyki zdrowotne i higieniczne. Na przykład Wojciechowska [1977] wykazała, że w Polsce w latach 1966 - 1967 częstość posiadania lodówki była różna w różnych grupach wykształcenia i to również po wytrąceniu różnic w dochodach. Za tym, że we wpływie poziomu wykształcenia rodziców odgrywają istotną rolę czynniki pozazarobkowe przemawia pośrednio również i ten fakt, że statystyczny efekt wykształcenia matki okazuje się często silniejszy niż analogiczny efekt wykształcenia ojca; wykazali to np. Chrzewski [1981] w odniesieniu do wysokości ciała i tempa dojrzewania dzieci warszawskich, oraz Piasecki i Panek [1982] w odniesieniu do wysokości ciała dzieci nowohuckich.

4. Czynniki A: wielkość osiedla

Statystyczne działanie tego czynnika na wysokość ciała pokazują dane w tabeli 1. Jak widać, poborowi z wielkich miast są wyżsi od poborowych ze wsi o 3,1 cm i jest to największy obserwowany dystans międzygrupowy na skali czynnika A. Natomiast największy dystans między wielkościami efektów głównych wynosi tylko 2,0 cm, z czego wynika, że obserwowane w Polsce różnice średnich wysokości ciała między różnymi kategoriami osiedli są w znacznej mierze (ale nie wyłącznie!) spowodowane różnicami pod względem społecznego składu ludności i wielkości rodziny. Widać też, że — podobnie jak w przypadku czynnika B — efekty główne (kolumna 8 tabeli 1) układają się w sekwencję nieco inną niż średnie empiryczne (kolumna 4). Zaskakujący zwłaszcza jest fakt, że pod względem efektów głównych najsilniej w dół od średniej odbiega nie kategoria „wsie”, lecz kategoria „wsie Górnego Śląska”. Interpretacja tego wyniku (jeśli założyć, że nie jest on wywołany błędem próby) nie jest łatwa. Kategoria „wsie Górnego Śląska” wyodrębniona została przez nas w przekonaniu, że ludność wiejska tego silnie uprzemysłowionego regionu jest „wiejska” tylko administracyjnie, a w każdym razie znacznie silniej poddana procesom urbanizacji niż ludność wiejska innych części kraju. Z drugiej jednak strony, wprowadziliśmy w ten sposób do naszej klasyfikacji jedyną kategorię ludności mającą z definicji charakter regionalny, a nie ogólnokrajowy. Być może więc nieoczekiwanie niska pozycja wsi górnos Śląskich wynika właśnie z jakiejś specyfiki tego regionu Polski, np. z faktu, że wsie tamtejsze doświadczyły szczególnie intensywnej emigracji selektywnej.

Za najbardziej znamienne szczegóły ujawniony przez dane w tabeli 1 uważamy fakt, że „wielkomiejskość” jest w Polsce typem środowiska, które mimo wszystko (tzn. mimo znanych niepokojów wyrażanych przez ekologów i lekarzy) stwarza stosunkowo najbardziej sprzyjające wzrastaniu warunki życia. Być może jest to związane z mniejszym obciążeniem dzieci wielkomiejskich pracą fizyczną lub z lepszymi warunkami sanitarnymi, lub z lepszym zaopatrzeniem wielkich miast w żywność (np. w drugiej połowie lat siedemdziesiątych 8 największych ośrodków miejskich Polski, liczących w sumie około 20% ludności kraju, otrzymywało około 50% ogólnokrajowej puli mięsa przeznaczonej dla państwowego handlu detalicznego); jednak pytanie, na czym polegała ta uprzywilejowana pozycja wielkich miast, wykracza poza ramy niniejszego opracowania. Ogólnie biorąc, można stwierdzić, że zarówno sposób działania jak i siła działania „czynnika urbanizacyjnego” na rozwój fizyczny młodzieży są na pewno różne w społeczeństwach o różnych ustrojach ekonomicznych i różnym poziomie zamożności. Na przykład w USA już w drugiej połowie lat sześćdziesiątych dzieci wiejskie, tzn. mieszkające na fermach, nie różniły się wzrostem i ciężarem ciała ani od dzieci z centrów wielkich miast, ani od dzieci z podmiejskich dzielnic tych miast — jeśli w porównaniach tych wytrąciło się wpływ różnicy w dochodach na członka rodziny [Hamill, Johnston i Lemeshow 1972].

5. Przeciwnie skraję układu stratyfikacyjnego

Wszystkie trzy uwzględnione tu czynniki stratyfikacyjne łącznie dają, oczywiście, ostrzejszy efekt niż każdy z nich z osobna. Największą międzygrupową różnicę średnich otrzymuje się zestawiając ze sobą dwa trójczynnikowo określone przeciwległe ekstrema środowiska społecznego. Poborowi z grupy „wielkie miasta, ojciec z wyższym wykształceniem, dzieci w rodzinie jedno lub dwoje” są od poborowych z grupy „wieś, ojciec rolnik, rodzina 6 lub więcej dzieci” wyżsi średnio aż o 6,2 cm (176,6 cm - 170,4 cm). Jest to różnica równa dokładnie jednostce odchylenia standardowego wysokości ciała w tej populacji, a zatem bardzo duża.

6. Efekt zróżnicowanego dorastania

Jak wiadomo, w wieku lat 19 u wielu mężczyzn proces rośnięcia ciała na długość nie jest jeszcze całkowicie ukończony. Hulanicka [1982] stwierdziła na *Wrocławskim Materiale Longitudinalnym* (ponad 200 mężczyzn urodzonych w r. 1953), że w wieku 18 lat ostateczną wysokość ciała osiągnęło zaledwie 58% osobników oraz że w okresie od 18 do 27 lat średni przyrost wysokości ciała wyniósł 2,5 cm. Biorąc to pod uwagę, a także z uwagi na fakt, że dorastanie trwa dłużej u chłopców późno dojrzewających oraz że odsetek późno dojrzewających jest wyższy w niższych warstwach społecznych — należy oczekiwać, że stwierdzone

w naszym materiale społeczne kontrasty wysokości ciała okazałyby się nieco mniejsze, gdyby je zbadać u mężczyzn np. 25-letnich. To jednak świadczy tylko o tym, że społeczne gradienty wysokości ciała obserwowane u polskich poborowych stanowią odzwierciedlenie różnic społecznych nie tylko w ostatecznej wysokości ciała, lecz również w tempie dojrzewania.

7. Upośredzona pozycja rodzin chłopskich

Analiza nasza przyniosła potwierdzenie faktu względnej niskorosłości młodzieży chłopskiej w Polsce. Jest to wynik zgodny z obserwacjami wielu innych badaczy (por. np. różnice między „szlachtą” i „włościanami” u poborowych polskich u schyłku XIX wieku; Czekanowski [1930], str. 97). Ale metoda analizy przez nas użyta pozwoliła rozdzielić efekt „chłopskości”, tzn. „bycia synem rolnika”, od efektu „wiejskości”, tzn. zamieszkiwania na wsi. Analiza ta pokazała, że „chłopskość” jest czynnikiem silniej obniżającym wysokość ciała niż „wiejskość”, a także silniej niż „pochodzenie z rodziny wielodzietnej” (patrz odpowiednie wielkości efektów głównych w tabelach 1-3). Obraz ten jest zgodny z bardzo klarownymi wynikami Łaskiej-Mierzejewskiej [1982], która stwierdziła, że wśród dziewcząt wiejskich najwcześniej dojrzewają córki nie-rolników, nieco później — córki chłopo-robotników, a najpóźniej — córki rolników, przy czym taki sam gradient wieku menarchy utrzymuje się również po wytrąceniu różnic w wykształceniu ojca i w liczbie rodzeństwa. A zatem: im bliżej rodzina wiejska „czystego rolnictwa” jako źródła utrzymania — tym bardziej opóźnione dojrzewanie dziewcząt. Wynik ten daje wiele do myślenia.

Analizowany w niniejszej pracy materiał poborowych dostarcza rów-

Tab. 12. Wysokość ciała poborowych z rodzin chłopskich w porównaniu z poborowymi z trzech innych „najniższych” kategorii czynnika *A* i *B*

	Liczba dzieci	<i>N</i>	\bar{x}	\bar{x}^*
Rolnicy na wsi	2	278	172,1	171,9
	3	508	171,8	
	4	486	171,7	
Robotnicy niewykwalifikowani na wsi	2	110	173,3	172,3
	3	183	171,7	
	4	177	172,0	
Robotnicy wykwalifikowani na wsi	2	134	173,0	172,6
	3	161	173,1	
	4	125	171,8	
Robotnicy niewykwalifikowani w miastach poniżej 25 tys. mieszk.	2	296	172,7	172,9
	3	380	173,3	
	4	333	172,8	

* - niwazona średnia arytmetyczna

nie mocnego dowodu na społeczno-ekonomiczne upośledzenie rodzin chłopskich. Sądziimy, że dowód taki stanowią dane zawarte w tabeli 12. Jak widać, synowie chłopów plasują się pod względem wysokości ciała niżej nie tylko niż synowie robotników wykwalifikowanych na wsi, i nie tylko niżej niż synowie robotników niewykwalifikowanych z małych miasteczek, ale nawet niżej niż synowie niewykwalifikowanych robotników na wsi; różnice między średnimi są niewielkie, ale liczebności grup duże, a gradient wyraźny, przy czym przez użycie średnich nieważonych wytracony tu jest wpływ wielkości rodziny. Obraz ten można by uznać za zadziwiający, gdyby nie jego całkowita zgodność z wynikami badań żywieniowych Koniecznej [1977]: jak widać w tabeli 10, pod względem różnych wskaźników jakości odżywienia dzieci chłopskie plasują się zdecydowanie najniżej, ustępując nawet — i to wyraźnie — dzieciom robotników niewykwalifikowanych. Tak więc dane antropologiczne i żywieniowe zgodnie pokazują, że w Polsce w latach sześćdziesiątych i pierwszej połowie siedemdziesiątych klasa społeczna producentów żywności znajdowała się na samym dole drabiny społecznej.

7. Społeczne gradienty w rozwoju fizycznym i „społeczeństwo bezklasowe”

Zacytowana na wstępie niniejszej pracy uwaga Tannera, że dane o rozwoju fizycznym dzieci mogą służyć jako dobry miernik „stopnia bezklasowości” społeczeństwa, wypowiedziana została przy okazji omawiania wyników uzyskanych przez Lindgren [1976]; autorka ta stwierdziła mianowicie, że wśród dzieci miejskich w Szwecji nie występują już istotne różnice pod względem wysokości ciała i tempa dojrzewania między warstwami społecznymi określonymi wykształceniem ojca lub wysokością dochodów. Wynik ten jest niewątpliwie bardzo znamienny, jednak termin „bezklasowość” użyty w tym kontekście jest mylący, bo obiecuje zbyt wiele. Przykład Szwecji dowodzi bowiem, że zanik społecznych gradientów w rozwoju fizycznym młodzieży nastąpić może także w społeczeństwie, w którym różnice klasowe trzeba uznać za nadal istniejące (jakkolwiek by się te różnice definiowało — czy w kategoriach kontrolowania środków produkcji, czy władzy politycznej, czy dochodów, czy prestiżu). W odniesieniu zatem do społeczeństwa takiego jak Szwecja zanik owych gradientów świadczy nie o „bezklasowości”, lecz o sytuacji następującej: społeczeństwo jako całość osiągnęło (dzięki wzrostowi zażywania, przy którym hamowanie wzrastania i dojrzewania dzieci przez takie czy inne niedobory w środowisku życiowym zdarza się w rodzinach z dolnych poziomów stratyfikacji społecznej równie rzadko co w rodzinach z poziomów górnych. Ludność Polski jest, w świetle danych antropologicznych, społeczeństwem dalekim od tego stanu.

PIŚMIENNICTWO

- Bielicki T. i Z. Welon, 1961, *Działanie doboru naturalnego na kształt głowy*. Mat. Prace Antr., 59, 39.
- Charzewski J., 1981, *Spoleczne uwarunkowania rozwoju fizycznego dzieci warszawskich*. Monogr. AWF Warszawa.
- Czekanowski J., 1930, *Zarys antropologii Polski*. Lwów.
- Federer W. T. i M. Zelen, 1966, *Analysis of multifactor classifications with unequal numbers of observations*. Biometrics, 22, No. 3, 525.
- Goldstein H., 1971, *Factors Influencing the Height of Seven Year Old Children — Results From The National Child Development Study*. Human Biology, 43, 92.
- Hamill P. V., F. E. Johnston, S. Lemeshow, 1972, *Height and Weight of Children: Socioeconomic Status*. Vital and Health Statistics, ser. 11, No. 119, U.S. Department of Health.
- Hansen J. D., C. Freesman, A. Moodie, D. Evans, 1971, *What does nutritional growth retardation imply?* Pediatrics, 47, 299.
- Hulanicka B., 1982, *Wzrastanie w okresie po-pokwitaniowym u chłopców i mężczyzn z Wrocławskiego Materiału Longitudinalnego*. Maszynopis, Zakł. Antropologii PAN.
- Konieczna W., 1977, *Badania nad stanem odżywienia dzieci szkolnych*. Instytut Żywności i Żywienia, Warszawa.
- Lindgren G., 1976, *Height, weight and menarche in Swedish urban schoolchildren*. An. Hum. Biol. 3.
- Łaska-Mierzejewska T., 1982, *Wpływ warunków środowiskowych na tempo dojrzewania dziewcząt wiejskich*. Mat. Prace Antr., 103.
- Malcolm L., 1979, *Protein-Energy Malnutrition* [w:] Human Growth, vol. 3, New York, s. 361 - 71.
- Malina R. M., 1979a, *The effects of exercise on specific tissues, dimensions, and functions during growth*. Stud. Phys. Anthr., 5, 21.
- Malina R. M., 1979b, *Secular Changes in Size and Maturity: Causes and Effects*, [w:] *Secular Trends in Human Growth, Maturation and Development*, (Red. A. F. Roche), Monographs of the Society for Research in Child Development, vol. 44, Nr. 3 - 4, s. 59 - 102.
- Piasecki E. i S. Panek, 1982, *Czynniki różnicujące rozwój młodzieży nowohuckiej*. Mat. Prace Antr., 102.
- Tanner J. M., 1978, *Education and Physical Growth*, International Universities Press, New York.
- Van Wieringen J. C., 1977, *Secular Growth Changes*. [w:] Human Growth, vol. 1, (Red. F. Falkner i J. M. Tanner), Plenum Press, New York, s. 445 - 474.
- Waliszko A., W. Jedlińska, K. Kotlarz, D. Palus, T. Sławińska, A. Szmyd, A. Szwedzińska, 1980, *Stan rozwoju fizycznego dzieci i młodzieży szkolnej*. Zakł. Antropologii PAN Wrocław.
- Widdowson E. M., 1951, *Mental contentment and physical growth*. Lancet, 1.
- Wojciechowska Z., 1977, *Położenie materialne i uczestnictwo w kulturze a struktura społeczna*. Ossolineum, Wrocław.

SOCIAL STRATIFICATION OF THE MODERN POLISH POPULACE:
AN ANALYSIS OF BODY HEIGHT OF CONSCRIPTS BORN IN 1957

by TADEUSZ BIELICKI, HUBERT SZCZOTKA, STANISŁAW GÓRNY,
JANUSZ CHARZEWSKI

The effects of 3 parameters of socio-economic stratification on variation in body height were studied in a sample of 12 711 Polish military conscripts born in 1957 and examined in autumn 1976. The parameters, henceforth called factors, were the following: 1. Factor A — the degree of urbanization of the locality of the conscript's habitation, as measured by the number of inhabitants; Factor B — occupational-educational (OE) status of the conscript's father; and Factor C — number of children in the family, i.e. the number of the conscript's sibs plus one. Each factor was divided into 6 levels, forming an ordering scale, as follows: Factor A: 1. Villages in all regions of Poland except Upper Silesia, 2. Villages in Upper Silesia, a heavily industrialized province in Southern Poland, 3. Small towns (population below 25 000), 4. Medium towns (pop. 25 - 100 000), 5. Cities (pop. 0.1 - 0.5 mln), and 6. Big cities (pop. over 0.5 mln). Factor B: 1. Peasant (small farmer), 2. Unskilled manual worker, 3. Skilled manual worker, 4. White-collar worker without college education, 5. Technician with secondary-school vocational education, and 6. College-educated intellectual worker, or one holding a job requiring such education. Factor C: 1. One child in family, ..., 6. Six children or more.

Empirical regressions of body height on each of these factors (fig. 1) show a regular, monotonic decrease of mean body height with decreasing degree of urbanization, decreasing OE status, and increasing family size. In the studied material the three factors are strongly interrelated; eg., the frequency of college-educated fathers is only 1% in villages, 8% in medium towns, and 16% in big cities: the proportion of families with 1 or 2 children is 20% among peasants, 36% among skilled manual workers, and 60% among college-educated men and technicians. Nevertheless, the results of a three-factor analysis of variance ($6 \times 6 \times 6 = 216$ subsets) show that each of the factors has a highly significant effect on body height after the effects of the other two factors are partialled out, with factor B having the strongest, factor C an intermediate, and factor A the weakest effect; this is indicated by the respective mean squares and F ratios in table 7. Moreover, the analysis shows that the factors have approximately additive effects, as none of the 4 possible interaction yields an F ratio significant at $p=0.05$.

All 3 factors combined account for 6.5% of total variation of body height in this sample. The joint effect of all 3 factors can produce quite dramatic inter-group contrasts. Eg., conscripts who are big-city dwellers, have college-educated fathers, and come from families with no more than 2 children, show a mean height of 176.5 cm; in contrast, those who live in villages, whose fathers are peasants, and who have at least 5 siblings, show a mean height of 170.3 cm; the difference between these two means (6.2 cm) equals exactly 1.0 standard deviation of body height in the total sample.

The interpretation of these results raises many problems. It seems relatively straightforward only with regard to factor C (family size). Data published by the Polish Main Statistical Office clearly show that in Poland yearly per capita consumption of meat, eggs, milk, butter, vegetables, and several other food items decrease with increasing number of persons in the household, both among peasant households and among households of salaried workers. This suggests that the effect of family size on adult height is primarily via nutrition. The significance

of factor B, variation in OE status, may also lie in differences in nutrition. Data from the Statistical Office show that in Poland per capita consumption of the above-listed food items rapidly decreases with decreasing annual income per person in the household. However, in Poland the correlation between income and education is probably much weaker than in free-enterprise societies, particularly during the first 10-15 years of employment (eg. many college graduates earn less than the majority of skilled manual workers in many branches of the industry). The effect of parental education on growth, therefore, may to a greater extent reflect differential utilization of the available income by parents of different OE status than the actual income per capita.

Even more speculative are our attempts at explaining the nature of the influence of factor A (degree of urbanization). The relative tallness of big-city dwellers may be, too, due to a better supply of food in big cities. The „privileged” position of big cities becomes particularly conspicuous in times of severe meat shortages, periodically recurring in post-war Poland; eg., during the second half of the 1970's the 8 largest urban centers, accounting for ca. 1/4 of the population of Poland, were receiving ca. 1/2 of the total national supply of meat available for domestic consumption.

Both factor A and B may affect physical growth via some non-nutritive stimuli as well, eg., via education- or urbanization-associated differences in health care and morbidity, in the amount of the child's energy expenditure on physical work, and in the pattern of psycho-social stimuli to which the child is exposed during growth and maturation; however, the possible effects of all these non-nutritive environmental factors on adult height (under reasonably adequate nutrition) are debatable.

Perhaps the most noteworthy single finding of this analysis is the lowest position of conscripts from peasant families. Even when family size is held constant — sons of peasants turn out to be shorter than sons of skilled manual workers in villages, shorter than sons of unskilled labourers in small towns, shorter even than sons of unskilled labourers in villages! If adult body height is any indication at all of the quality of living conditions during childhood and adolescence, then the fact that the social class of food producers occupies the very bottom of the body height scale is worthy of reflection.