

INSTYTUT
BADANIA KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN
BADANIA NAD DOCHODEM SPOŁECZNYM W POLSCE - TOM 3



BIBLIOTEKA
Prezydium Rady Ministrów

L. 3498 B.

N I E W S K I

ROZKŁAD DOCHODÓW WEDŁUG WYSOKOŚCI

W R. 1929

W A R S Z A W A 1 9 3 4

INSTYTUT
BADANIA KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN
BADANIA NAD DOCHODEM SPOŁECZNYM W POLSCE — TOM 3

J A N W I Ś N I E W S K I

ROZKŁAD DOCHODÓW
WEDŁUG WYSOKOŚCI

W R. 1929



W A R S Z A W A 1 9 3 4

190295

INSTITUT
BADANIA KONJUNKTURY GOSPODARSTWA
POLSKIEGO I CEN

L A N W I S N I E W S K I

Prawo przedruku i przekładu zastrzeżone.
Copyright, 1934, by Instytut Badania Konjunktur Gospodarczych i Cen, Warsaw, Poland.

WYDZIAŁ WYŚKOSCI



BIBLIOTEKA
UMCS
LUBLIN

Printed in Poland.

EK. 76

W 602/70/62

SPIS RZECZY

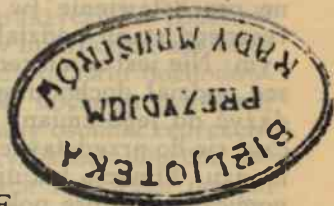
	Przedmowa	5
CZĘŚĆ I.	Uwagi wstępne	7
	§ 1. Zasadnicze pojęcia	7
	Źródła danych o podziale dochodów	9
	§ 2. Podatek dochodowy	9
	§ 3. Statystyka płac	12
	Metody statystyczne	12
	§ 4. Masa, jednostka i cecha statystyczna	12
	§ 5. Przeciętne	14
	§ 6. Percentyle. Krzywa Lorenza	15
	§ 7. Koncentracja dochodów i jej miary	16
	§ 8. Krzywe liczebności. Krzywa normalna	19
	§ 9. Krzywa Pareta	21
	§ 10. Pojęcie nierówności u Pareta	24
	§ 11. Następcy Pareta	25
§ 12. Krzywe Pearsona	26	
§ 13. Krzywa logarytmiczna	28	
§ 14. Zastosowanie krzywej logarytmicznej	30	
CZĘŚĆ II.	§ 15. Podział dochodów w Polsce w r. 1929 jako przedmiot badań	33
	Dochody fundowane	34
	§ 16. Konstrukcja podatku dochodowego	34
	§ 17. Dane statystyki podatkowej	37
	§ 18. Analiza statystyczna danych podatko- wych	39
	§ 19. Podział na dochody rolników i nierol- ników	43
	§ 20. Dochody nierolników	44
§ 21. Dochody rolników	46	

Dochody niefundowane	53
§ 22. Dane podatku dochodowego	53
§ 23. Analiza statystyczna danych podatkowych	55
§ 24. Zarobki robotników przemysłowych	57
§ 25. Zarobki ubezpieczonych w Z. U. P. U.	59
§ 26. Zestawienie danych §§ 22—25	62
§ 27. Uposażenie pracowników państwowych	64
§ 28. Emerytury wypłacane przez państwo	66
§ 29. Zarobki łączne pracowników umysłowych	66
§ 30. Dochody robotników rolnych	68
§ 31. Zestawienie ogólne dochodów niefundowanych	70
Zestawienie wyników	71
§ 32. Rozkład dochodów według wysokości. Przeciętne	71
§ 33. Koncentracja dochodów	75
Przypisy	78
Bibliografia	98

PRZEDMOWA

Praca niniejsza, stanowiąc samodzielną całość, wchodzi w ramy podjętego przez Instytut Badania Konjunktur Gospodarczych i Cen opracowania dochodu społecznego w Polsce w r. 1929 jako jego tom trzeci. W toku tego opracowania istniała wzajemna wymiana poglądów i rezultatów otrzymanych przez autorów poszczególnych tomów, która jednak w niczem nie umniejsza odpowiedzialności, ponoszonej przez każdego z autorów za podpisany przezeń tom. Autor niniejszego tomu jest ponadto winien wdzięczność p. dr. Halinie Grużewskiej za sprawdzenie strony matematycznej a p. Stefanowi Kostrzewskiemu za bezinteresowną pomoc techniczną.

CZĘŚĆ I



UWAGI WSTĘPNE

§ 1. Ustalenie całkowitej sumy dochodu społecznego ludności pewnego obszaru w pewnym okresie oraz oznaczenie jego przeciętnej wysokości na głowę ludności lub też na jednostkę zawodo-
dowo czynną, będąc pierwszym i najkonieczniejszym krokiem na drodze badania dochodu społecznego, dalekie jest jeszcze od wyczerpania zagadnienia. Po ustaleniu przeciętnego dochodu skolei w sposób naturalny nasuwa się zapytanie o sposób jego rozkładu. Może tu chodzić o rozkład według cech jakościowych (klasa społeczna, zawód posiadacza dochodu, źródło dochodu), lub też ilościowych. W zastosowaniu do dochodu społecznego Polski w r. 1929 dziełko niniejsze poświęcone jest podziałowi dochodów (lub też ich posiadaczy) *) według cechy ilościowej, a mianowicie wysokości indywidualnych dochodów, natomiast szacunek ogólnej sumy dochodu i jego podziału między klasy społeczne opracowany został przez innych badaczy (Landau i Kalecki).

Badanie podziału dochodów według klasy społecznej, do której należą ich posiadacze, oraz według wysokości indywidualnych dochodów daje poniekąd odpowiedź na te same zapyta-

*) W braku lepszego terminu używać będziemy wyrażenia „posiadacz dochodu” w sensie „osoby pobierającej samodzielny dochód” (ang. income recipient lub income receiver, niem. Einkommensbesitzer, wł. redattore). Mówiąc o podziale dochodów według ich wysokości, o ile nie czynimy specjalnego zastrzeżenia, mamy zawsze na myśli szereg rozdzielczy. Chodzi tu zatem o podział liczby dochodów (w „sztukach”) a nie ich sumy (w złotych).

nia. Przynależność do pewnej klasy społecznej odpowiada, w grubych zresztą zarysach, posiadaniu dochodu o pewnej wysokości, tak np. kapitaliści należą przeciętnie do wyższych klas dochodów niż robotnicy fabryczni, co jednak bynajmniej nie wyklucza faktu, że pewni kapitaliści mogą mieć niższe dochody niż pewni robotnicy. Tak więc wylosowawszy jakiegoś osobnika z ogólnej zbiorowości, nie możemy na podstawie jego przynależności klasowej spewnością określić jego dochodów, ani też na podstawie dochodu — przynależności do jakiejś określonej klasy (por. Bortkiewicz, 284 *)).

Książka niniejsza ma na celu bezstronne i możliwie dokładne przedstawienie (w granicach posiadanych materiałów) faktycznego stanu podziału dochodów w miejscu i czasie oznaczonym. Nie jest zamiarem autora wyrokować, czy istniejący w Polsce podział dochodu społecznego jest sprawiedliwy, czy należy dążyć do jego zmiany lub też utrzymania. Zamierzamy ograniczyć się do przedstawienia rozkładu dochodów wyrażonych w pieniądzu. Funkcją tak ujętych dochodów jest szereg wielkości ekonomicznych, które pokrótce scharakteryzujemy.

Przedewszystkiem wchodzi tu w rachubę dochód realny. Przez wyrażenie to rozumiemy wielkość dochodu pieniężnego, poprawioną ze względu na zmienną siłę nabywczą pieniądza. Trzeba pamiętać, że siła ta może mieć niejednakowe rozmiary nie tylko w dwóch różnych okresach czasu, nie tylko w dwóch różnych krajach: nawet w jednym kraju w określonym momencie zmienia się ona w zależności np. od tego czy pieniądz wydawany jest na wsi czy w mieście. Pełne uchwycenie tej zmienności naogół przekracza możliwości opracowań statystycznych.

Dalej należy mieć na uwadze, że dochód (nawet realny) pewnego osobnika określa jego sytuację materialną dopiero po uwzględnieniu jego potrzeb, te zaś zależą przedewszystkiem od stanu rodzinnego. Proponujemy nazywać „zamożnością” dochód realny przeliczony na jedną osobę (lub jednostkę konsumcyjną), pozostającą na utrzymaniu posiadacza dochodu.

Najdalej odsuniętem od dochodu wyrażonego w pieniądzu jest pojęcie jego użyteczności całkowitej. Pojęciu temu bywa też nadawana nazwa satysfakcji, dochodu moralnego, dobrobytu (ang. welfare). Z punktu widzenia niektórych pisarzy badanie podziału dochodu ma sens dopiero dlatego, że pozwala wysnuwać wnioski o podziale jego użyteczności całkowitej.

Wymieniliśmy kolejno i w kilku słowach określiliśmy poję-

*) Dla zaoszczędzenia miejsca podajemy w cytatach jedynie nazwisko autora i nr. strony. Pełny tytuł cytowanego dzieła można znaleźć w bibliografii na końcu książki.

cia dochodu realnego, zamożności i „dochodu moralnego” głównie w tym celu, żeby przestrzec czytelnika przed wyciąganiem niedość uzasadnionych wniosków z materiałów statystycznych, które będą w dalszym ciągu pracy przedstawione i omówione. Jeżeli A ma dwa razy większy dochód pieniężny od B, to stąd nie wynika jeszcze, żeby ich dochody realne, zamożność, a już najmniej użyteczność całkowita dochodów pozostawały w tym samym stosunku.

Chcemy też zwrócić uwagę na możliwość zastosowania analizy podziału dochodów do celów praktycznych. Tak np. popyt na samochody *) zjawia się tylko u osobników, posiadających dochód powyżej pewnej granicy, dającej się praktycznie wypośredkować. Podobnież i kwestja popytu na domy mieszkalne nie może być racjonalnie traktowana w oderwaniu od podziału dochodów. Zauważyć tu jednak wypada, iż posiadanie dochodu o pewnej wysokości nie przesądza jeszcze o tem, iż dany osobnik reprezentuje popyt na pewien towar w określonej wysokości. Oprócz bowiem przypadkowych różnic indywidualnych krzywych popytu istnieją systematyczne niejako różnice, związane z przynależnością osobnika do danej klasy społecznej, a od tej przynależności, będącej potężnym czynnikiem socjologicznym, zależy w decydujący sposób dobór artykułów konsumcyjnych. Agregaty artykułów, konsumowanych przy tej samej wysokości dochodu przez robotnika i urzędnika, różnić się mogą bardzo znacznie. Typowe są w tym względzie wydatki na żywność i na mieszkanie (materiał faktyczny dla stosunków polskich daje Otrębski).

Biorąc pod uwagę powyższe względy, dochodzimy do wniosku, że pożądanem jest skombinowanie podziału dochodów według ich wysokości i według przynależności socjalnej ich posiadaczy. Postulat ten będziemy się starali w miarę możliwości urzeczywistnić.

ŹRÓDŁA DANYCH O PODZIALE DOCHODÓW

§ 2. Informacje, jakie posiadamy o podziale dochodów ogółu ludności, pochodzą naogół ze statystyk wtórnych, t. zn. będących produktem ubocznym czynności państwa lub innych związków prawnopublicznych, nie zaś gromadzonych wyłącznie w celach naukowo-poznawczych. Arkusze spisów ludności nigdzie na świecie nie zawierają pytania o wysokości dochodu, gdyż pytanie takie rzuczałoby na cały spis podejrzenie, iż służyć ma on celom

*) Zagadnienie to omawiamy na innym miejscu (p. bibliografja).

fiskalnym. Słusznie natomiast proponuje Kiaer (XX, 621), aby w arkuszach tych pomieszczać pytanie „czy płaci podatek dochodowy”. Odpowiedź: tak lub nie. Wśród zaprzeczających można przeprowadzić badania ankietowe. Specjalnych dochodzeń statystycznych, nie mających charakteru ankietowego, a poświęconych wyłącznie kwestji podziału dochodów, również — o ile nam wiadomo — nie przeprowadzano poza jedynym wyjątkiem — Australja, 1915. Wobec tego jesteśmy zdani, jak już powiedziano, na materiały statystyczne wtórne, musząc je przyjąć z dobrodziejstwem inwentarza wad i zalet, które związane są ze sposobem zbierania surowca statystycznego. Sytuacja pod tym względem nie zmieniła się od czasów Pareta (Cours, § 958).

Pośród tych materiałów dominujące miejsce zajmuje statystyka podatku dochodowego. Ponieważ związana jest ona z czynnością wymiaru i poboru podatku, siłą faktu musi być dostosowana do jego specyficznej struktury skarbowo-prawnej. Przedewszystkiem, rozumie się, statystyką taką rozporządzają tylko te kraje, które w systemie swej skarbowości posiadają podatek dochodowy. W latach przedwojennych np. podatku takiego nie było wcale we Francji (Leroy-Beaulieu, 498; Gibrat, 125). Następnie statystyka obejmuje zazwyczaj tylko tych, którzy podlegają opodatkowaniu, a zatem od pewnej sumy dochodu (t. zw. podatkowe minimum egzystencji) wzwyż. Istnieją też zwolnienia osobowe, np. urzędników państwowych. Kompletne (w swem założeniu) statystyki są nader nieliczne (Saksonja, kanton Aargau w Szwajcarii — Kiaer XIX, 2). Przedziały klasowe dostosowane są zazwyczaj do klas podatku (np. jeżeli ma on charakter progresywny), co niezawsze zgadza się z temi przedziałami, jakie potrzebne są do opracowania statystycznego^{*)}; w szczególności niejednokrotnie już od stosunkowo niezbyt wysokiej sumy dochodu rozpoczyna się przedział otwarty, zatytułowany „x złotych i wyżej”. Ujęte przez ten przedział dochody będziemy nazywali „szczytowymi”.

W ten sposób zatem nie posiadamy dokładniejszych danych o obu krańcach krzywej liczebności dochodów, co jest szczególnie przykre, jeżeli chodzi o kraniec dolny (dochody najniższe, które nazwiemy „dennemi”). Wreszcie ustawy podatkowe mogą zawierać definicję dochodu niezgodną z celami badania naukowego, w szczególności zaś przewidują niejednokrotnie specjalne

^{*)} Winkler (383) omawia szczegółowo kwestję doboru granic podziałów klasowych; zdaniem jego, powinny one tworzyć postęp arytmetyczny, dla najniższych dochodów dopuszczalne są poddziały. Cytowany tamże Bresciani zaleca granice klas w postępie geometrycznym. Kiaer zwraca uwagę, aby rozpiętość poszczególnych przedziałów nie była większa od 20%.

ulgi lub dodatkowe obciążenia, zależnie nie od samej wysokości dochodu, lecz od czynników ubocznych, np. od stanu rodzinnego. Jeżeli w zestawieniach statystycznych podane są wysokości dochodów już powiększonych lub zmniejszonych odpowiednio do przepisów ustawy, to otrzymujemy obraz rzeczywistości jakgdyby w krzywym zwierciadle odbity.

Powyższe obiekcje stosują się do tych danych, jakie otrzymalibyśmy ze statystyki podatku dochodowego, gdyby ustawy były bez reszty wykonywane. Jak wiemy, sytuacja taka w rzeczywistości nie zachodzi. Odchylenia dochodów wykazanych od faktycznych bywają przeważnie in minus w postaci defraudacyj podatkowych, które mogą wynosić do kilkudziesięciu procent rzeczywistego dochodu (Kiaer, XX, 2, 624) *), ale nie są też wykluczone odchylenia in plus, będące wyrazem nadmiernego fiskalizmu **). Defraudacje mogą być dwojakie: zupełne uchylenie się od płacenia podatku albo też płacenie od sumy niższej niż rzeczywisty dochód (por. Knauth, 254). Z natury rzeczy pierwszy typ będzie bardziej rozpowszechniony w niższych klasach dochodu. Specjalne miejsce zajmują zaokrąglenia, które zachodzą wtedy, gdy ustalenie dochodu opodatkowanego nie może być uskutecznione zupełnie ściśle, a zwłaszcza gdy jest przedmiotem pewnego rodzaju targów między władzą podatkową a podatnikiem.

Z tego wszystkiego widzimy, ile zastrzeżeń nasuwa się przy analizie danych o podatku dochodowym, co ma największe znaczenie przy porównaniu liczb z różnych państw, jako opartych na różnych podstawach. Mimo to jednak zapewne jeszcze przez czas dłuższy dane te pozostaną najważniejszym źródłem informacji o podziale dochodów według ich wysokości.

Do celu zastąpienia nieistniejących lub uzupełnienia niedość ścisłych danych ze statystyki podatkowej mogą służyć badania ankietowe. Kiaer (XIX, 2, 135) wspomina o badaniu takim, przeprowadzonym w r. 1894 w Norwegji, i podaje wzór

*) Nawet w Prusach, gdzie administracja państwowa jest przysłowiowo sprężysta, oceniano defraudacje na 15—35%, a w ojczyźnie podatku dochodowego, Anglji, na 10—15% R. Meyer Hwb. d. St. III Aufl., cytowany przez Kiaera, ibid.

**) Jakie znaczenie ma nacisk fiskalny, gdy chodzi o ujawnienie dochodów, świadczy poniższy przykład. W Saksonji istnieje kompletna w swem założeniu statystyka dochodów, obejmująca również i dochody poniżej podatkowego minimum egzystencji. Siedem gmin miejskich przeprowadziło dodatkowe opodatkowanie dochodów dennych, co spowodowało wykrycie cztery razy większej liczby dochodobiorców w tej klasie, niż wykazywała istniejąca statystyka (Würzburger, 798). Przy nadmiarze dobrej woli ze strony organów skarbowych może zająć też stwierdzenie dochodu tam, gdzie go nie było.

formularza ankietowego (XX, 2, 625). W r. 1918 przeprowadzono w Chicago ankietę o wysokości dochodów u 1960 osób, wybranych na los szczęścia z książki adresowej, z inicjatywy dziennika „Daily News” pod kierunkiem A. T. Emery’ego (Macaulay, 417).

Szczególnie pożądane wydaje się przeprowadzenie takich badań w odniesieniu do tych klas dochodów, które przez statystykę podatkową są zbyt skąpo lub wcale nieoświetlone, a więc przede wszystkim dochodów dennych.

§ 3. Dotychczas omawialiśmy źródła statystyczne, dotyczące podziału dochodów w całości, bez rozróżnienia przynależności klasowej lub zawodowej ich posiadaczy. Dla niektórych grup istnieją jednakże źródła znacznie obfitsze i dostępnejsze niż dla ogółu. Wchodzi tu w grę przede wszystkim s t a t y s t y k a p ł a c, otrzymywana jako efekt dochodzeń statystycznych bądź pierwotnych bądź wtórnych (statystyka ubezpieczeń społecznych). Jest to gałąź zbyt obszerna, abyśmy ją tu mogli należycie omówić; wystarczy zaznaczyć, iż dla zagadnienia podziału dochodów znaczenie ma nietyle statystyka stawek płac, co rzeczywistych zarobków. W połączeniu ze statystyką podatkową statystyka ta może być użyta celem dokładniejszego oświetlenia podziału pewnej części dochodów, a mianowicie dochodów pracowników najemnych oraz dochodów z dolnego krańca krzywej dochodów. W braku danych podatkowych statystyka płac, o ile nie posiadamy jakichś innych choćby szacunkowych danych o podziale innych grup dochodów, nie pozwala na wytworzenie sobie żadnego wyobrażenia o podziale dochodów jako całości.

Tam, gdzie brak jest zupełnie danych statystycznych o podziale dochodów, próbuje się wnioskować o nim na podstawie różnych symptomatów. Leroy-Beaulieu szacuje dochody mieszkańców Paryża według wysokości komornego (531 i nast.), Foville (cyt. u Leroy-Beaulieu, 536) według klasy pogrzebów (pompes funèbres), Pareto ocenia podział dochodów mieszkańców Peru w XVIII wieku na zasadzie cen, płaconych przez nich za odbitki pewnej bulli papieskiej, które każdy miał zakupywać stosownie do swoich możliwości finansowych.

METODY STATYSTYCZNE

§ 4. Przystępując do omówienia metod statystycznych, stosowanych przy badaniu podziału dochodów, musimy najpierw ustalić m a s ę s t a t y s t y c z n ą, jednostkę i cechę (por. Winkler, 381 i nast.). Masę będą w naszym wypadku tworzyć wszyscy posiadacze dochodów na danym terytorjum i w danym okresie czasu. Może istnieć kwestja, czy powinny tu być zaliczone

osoby prawne. Jesteśmy zdania, że nie powinny, ponieważ wysokość dochodów np. spółek akcyjnych, — gdy nie wiemy, jakie jest przeznaczenie i dalszy podział tych dochodów, — nic nam nie mówi o stosunkach panujących w społeczeństwie pod względem podziału dochodów. Nadto część ich występuje po raz wtóry, jako dochód osób fizycznych z dywidendy. Reszta dochodów osób prawnych stanowi — w formie pośredniej, przez możliwy lecz niekonieczny wzrost kursów akcji — przyrost majątku akcjonariuszy, który w myśl podanej poniżej definicji interesuje nas dopiero o tyle, o ile zostanie zrealizowany w postaci pieniężnej. — Określona w ten sposób masa powinna być równoznaczna ze zbiorowością osób zawodowo czynnych, ustalaną przez spisy ludności.

Jednostka statystyczna to posiadacz dochodu lub też — co jest zupełnie równoznaczne — dochód indywidualny. Oczywiście chodzi tu o dochód całkowity bez różnicy źródła pochodzenia. Pod tym względem statystyki podatkowe często grzeszą, przedstawiając w oddzielnych tablicach np. dochód z pracy i dochód z majątku, jakkolwiek byłyby one pobierane przez tę samą osobę. Jednostką statystyczną może też być rodzina lub gospodarstwo domowe.

Cechą statystyczną, poddawaną przez nas badaniu, jest wysokość dochodu indywidualnego, przez który rozumiemy sumę dochodu pieniężnego netto i wartości pieniężnej dóbr i usług, spożytych przez danego osobnika, a płynących z jego gospodarstwa produkcyjnego lub innych zasobów kapitałowych. Definicja ta, jak i szereg innych poczynionych przez nas założeń, zgadza się z Macaulay'em (391 i nast.).

Rezultatem podziału omówionej masy statystycznej według powyższej cechy jest szereg rodzielczy. O konstrukcji takiego szeregu mówiliśmy już powyżej przy dyskusowaniu podatku dochodowego, jako źródła danych statystycznych. Na tem miejscu zaznaczymy tylko, iż rozkład według cechy ilościowej (wysokości dochodu), może być skombinowany z podziałem posiadaczy dochodów według jakiejś cechy jakościowej, np. zawodu, stanu cywilnego, wieku, miejsca zamieszkania. Znaczenie podziału według zawodów zaznaczyliśmy już w § 1, tu natomiast wypada powiedzieć o kwestji podziału według stanu cywilnego (t. j. samotnych i utrzymujących rodziny) i wieku (por. np. Macaulay, 416). Doświadczenie uczy, że dochody osób młodych i samotnych stanowią bardzo poważną, niekiedy przeważającą część w najniższych klasach dochodów. Otrzymujemy w ten sposób zwiększo-

na asymetrię krzywej dochodów¹, przy porównaniu zaś dwóch szeregów, gdzie udział tych osobników jest niejednakowy, możemy dojść do fałszywych wniosków. Würzburger (Kiaer, XX, 1, 164) pisze kategorycznie: „podział dochodów według wieku i stanu cywilnego (w oryg. Haushaltstand) ich posiadaczy jest równie ważny i nieodzowny, jak np. klasyfikacja według wieku dla statystycznego badania stosunków śmiertelności”. Ammon posuwa się tak daleko, że obecności dochodów „młodzieży” proletariackiej przypisuje decydujący wpływ na powstanie asymetrii krzywej dochodów (str. 85), co jest wszakże niesłuszne. W każdym razie jednak trzeba mieć tę kwestję w pamięci, gdy się chce na podstawie statystyki dochodów oceniać zamożność ich posiadaczy (p. § 1); np. wśród utrzymujących się z pracy najmniej przeciętnie wypada mniej osób utrzymywanych na jedną zawodowo czynną.

§ 5. Przechodzimy obecnie do omówienia miar statystycznych, przeznaczonych do scharakteryzowania szeregów rozdzielczych dochodów i ułatwienia ich porównania. Pierwsze miejsce wśród tych miar zajmują przeciętne, które służą do ustalenia ogólnego porządku wielkości dochodów. Tu skolei wymienimy najpierw średnią arytmetyczną, powszechnie stosowaną przez wszystkich badaczy. Można ją wyliczyć nawet nie mając danego szeregu rozdzielczego, bo wystarczy znać ogólną sumę dochodów (obliczoną np. metodą realną) i liczbę ich posiadaczy. Jeżeli jednak obliczamy średnią arytmetyczną (czy inną liczbę charakterystyczną) z szeregu rozdzielczego, pożądanem jest posiadanie oprócz liczby osób o określonym dochodzie również sumy ich dochodów, ponieważ w obrębie każdego przedziału, zwłaszcza gdy jest on dość obszerny, obserwacje skupiają się zazwyczaj silniej przy jednej z jego granic (mianowicie przy granicy bliższej wartości modalnej), a zatem suma dochodów w obrębie jednego przedziału klasowego nie równa się liczbie obserwacji w tym przedziale, pomnożonej przez średnią arytmetyczną granic przedziału. Zaznaczyć tu trzeba, że co innego jest średnia wszystkich dochodów, a co innego średnia dochodów opodatkowanych, przewyższających podatkowe minimum egzystencji. Wzrost ich lub spadek przy zmianach ogólnego dochodu społecznego nie jest naogół proporcjonalny.

Z innych przeciętnych znajdują zastosowanie: medjana, czyli wartość środkowa, i modalna (najczęstsza). Do obliczenia wartości modalnej zreguły nie wystarczają dane statystyki podatko-

¹) Przypisy, oznaczone cyframi arabskimi, zebrane są przy końcu książki.

wej, gdyż największe skupienie dochodów leży poniżej podatkowego minimum egzystencji; szereg rozdzielnicy dochodów opodatkowanych jest „zeromodalny”. Może się również zdarzyć, iż z szeregu tego nie da się ustalić medjany ogółu dochodów, a to wtedy, gdy liczba dochodów opodatkowanych nie sięga 50% liczby ogólnej.

Średnia geometryczna rzadko jest stosowana. Wiąże się ona z rzuconą przed dwoma wiekami przez Daniela Bernouilli'ego ideą t. zw. dochodu moralnego, według której indywidualna ocena pewnej sumy dóbr jest proporcjonalna do jej logarytmu. Do idei tej powrócimy jeszcze poniżej.²

§ 6. Bardzo szeroki natomiast miewają użytek t. zw. p e r c e n t y l e. n -tym percentylem nazywamy taką wartość zmiennej (cechy ilościowej), poniżej której szereg zawiera $n\%$ obserwacji. Według tej definicji medjana jest 50-tym percentylem. Również i niektóre inne percentyle bywają wyróżniane. Np. Kiaer i Bresciani uwzględniają następujące percentyle: 50, 77, 93 i 99 (Winkler, 396). Porównyując szeregi rozdzielnicy dochodów dla różnych okresów czasu, możemy np. spostrzec, iż wyższe percentyle wzrosły silniej od niższych, z czego wnioskuje się o zwiększeniu się rozpiętości między małymi a wielkimi dochodami. Metodę percentyli bardzo zaleca też Bortkiewicz (Kiaer, XX, 1, 165), nadając jej nazwę „Methode der kongruenten Gruppen”.

Zamiast lub obok percentyli liczb dochodów możemy też obliczać percentyle sum dochodów, nazywając n -tym percentylem taką wartość zmiennej, poniżej której znajdujące się osoby posiadają łącznie $n\%$ ogólnego dochodu. Würzburger (Winkler, 396) oblicza 20, 40, 60 i 80 percentyle, czyli t. zw. kwintyle. Interpretacja tych percentyli jest taka sama, jak poprzednio opisanych.

Obliczając jeden i drugi rodzaj percentyli i zestawiając je ze sobą, dochodzimy stopniowo do pojęcia t. zw. k r z y w e j L o r e n z a. Punkty, położone na tej krzywej, określone są przez następujące współrzędne: odcięta — łączny odsetek posiadaczy dochodów, uporządkowanych według rosnącej wysokości dochodów; rzędna — suma dochodu, posiadanego przez tychże, wyrażona jako odsetek ogólnej sumy dochodów. A więc np. powiedzenie, że w Anglii przed wojną dolne 88% ludności posiadało połowę dochodu (Dalton, 4), jest równoznaczne z podaniem współrzędnych pewnego punktu na krzywej Lorenza. Krzywa ta charakteryzuje podział dochodu pod względem skupienia jego czyli koncentracji, albo też, inaczej, pod względem nierówności. Obecnie przystąpimy do omówienia tego zagadnienia, w związku z czym będzie też szczegółowo przedyskutowana krzywa Lorenza.³

§ 7. Pojęcie koncentracji dochodów (albo też innej cechy ilościowej) jest dosyć intuicyjne, a jednak trudno je zdefiniować w sposób ścisły. Nie jest to wypadek zupełnie odosobiony. Np. trudno jest podać dokładną definicję dyspersji, wszelako pojęcie to odgrywa w statystyce nadzwyczaj ważną rolę i wszyscy się zgadzają, że stopień dyspersji można zmierzyć. Jako „roboczą” definicję koncentracji (czyli nierówności; wyrażenia te uważamy za równoważne) podamy następujące określenie: koncentracją dochodów nazywamy fakt, że nie wszyscy posiadają jednakowy dochód; koncentracja jest tem większa, im większą część ogólnego dochodu posiada określona klasa najbogatszych posiadaczy dochodów. Nie pretendując do dania w ten sposób definicji, odpowiadającej wszystkim wymaganiom logiki formalnej, zauważymy, iż 1) stwierdza ona bliski związek pojęć koncentracji i dyspersji *), 2) nawiązuje do krzywej Lorenza, 3) zgadza się z definicją Bortkiewicza (190).

Jakaż jest różnica między koncentracją a dyspersją? Sądzimy, że można tu przytoczyć zdanie Fogelsona (str. 170): „gdy przy badaniu dyspersji wysuwa się na pierwszy plan zagadnienie większego lub mniejszego skupienia częstości, t. zn. liczby obserwacji (osobników) dokoła określonej wartości cechy, to przy badaniu koncentracji idzie nam o większe lub mniejsze skupienie masy **), czyli sumy wartości tej cechy”. Zasadniczo więc chodzi tu o inny punkt widzenia, mianowicie od strony dochodów, nie od strony ich posiadaczy.

W literaturze brak jest naogół definicji koncentracji dochodów (por. Gibrat, 82 i nast.), uważano widocznie, iż intuicyjność tego pojęcia czyni bliższe określanie go zbędnem. Tak oto Leroy-Beaulieu i Dalton (p. bibliogr.) w swoich bardzo obszernych dziełach specjalnie temu zagadnieniu poświęconych nie podają definicji koncentracji dochodów. Daje natomiast definicję taką Pareto (Cours, § 964), tylko, że definicja ta budzi wiele zastrzeżeń⁴.

Poprzestając na tych krótkich uwagach o pojęciu koncentracji i jej określeniu, przejdziemy obecnie do omówienia m i a r k o n c e n t r a c j i. Ponieważ świeżo została ogłoszona na ten temat w języku polskim znaczna rozmiarami i źródłowo ujęta praca S. Fogelsona, na którą już się powoływaliśmy, pozwolimy sobie ująć ten nader ważny dział wkrótkości.

*) Ze względu na ten związek nie poświęcamy oddzielnego ustępu zastosowaniu miar dyspersji przy badaniu podziału dochodów. Ta sama uwaga stosuje się do miar asymetrii (skośności).

***) W niniejszej pracy wyraz „masa” ma naogół inne znaczenie.

Zastanówmy się najpierw, jakim warunkom powinna odpowiadać dobra miara koncentracji. Zależy to oczywiście od pewnych założeń o charakterze aksjomatycznym, które wynikają z intuicyjnego ujęcia „koncentracji”. Ponieważ przejawy intuicji u różnych osób są niezawsze identyczne, nie można się dziwić, iż poszczególni autorowie robią odmienne założenia. Co do nas, wypowiemy trzy ogólne kryteria. Pierwsze z nich brzmi: proporcjonalny wzrost wszystkich dochodów nie wpływa na zmianę koncentracji^{*)}. Wynika stąd, że miary koncentracji powinny być niezależne od jednostki, w której wyrażona jest cecha ilościowa (przyznaje to i Dalton, app., 11), i od przeciętnej wartości tej ostatniej.

Drugie kryterium: wzrost wszystkich dochodów o jednakową sumę absolutną wpływa na zmniejszenie koncentracji.

Trzecie kryterium: przeniesienie części dochodu od bogatszej jednostki do uboższej powoduje zmniejszenie koncentracji (z tym wszakże zastrzeżeniem, że stosunek ich dochodów nie ulega odwróceniu). Zasadę tę nazywa Dalton (app., 5) „principle of transfers”.

W świetle tych kryteriów zbadamy poszczególne miary koncentracji. Pierwsza grupa tych miar — to poprostu miary dyspersji. Z bliskiego pokrewieństwa samych pojęć wynika też matematyczne pokrewieństwo albo nawet identyczność miar statystycznych. Fogelson pisze (str. 170): „Formalne własności funkcji, opisujących rozkład statystyczny, ustalają ścisły związek pomiędzy temi zagadnieniami: maxima i minima dyspersji i koncentracji (nierównomierności) odpowiadają sobie dokładnie, kierunki ich zmienności są również zasadniczo zgodne”. W myśl jednak pierwszego powyżej wypowiedzianego kryterium do mierzenia koncentracji nadawać się będą tylko miary dyspersji względnej, a więc współczynnik zmienności (coefficient of variation^{**)}), czyli stosunek średniego odchylenia do średniej arytmetycznej, stosunek przeciętnego odchylenia (liczonego od średniej arytmetycznej) do średniej arytmetycznej, stosunek odchylenia ćwiartkowego do średniej kwartyli (Bowley, 116). Drugie kryterium miary powyższe również spełniają, ponieważ przy niezmiennym liczniku wzrasta w nich mianownik. Trzecie kryterium spełnione jest bez zastrzeżeń tylko przez współczynnik zmienności, natomiast pozostałe miary czynią jej zadość tylko w pewnych wypadkach: stosunek przeciętnego odchylenia do średniej arytmetycznej czyli jest tylko na przeniesienie części

*) Kryterium to kwestionuje bodaj tylko Dalton (app., 11).

***) Fogelson (149) mylnie używa tu terminu „variance”, który u autorów anglosaskich oznacza kwadrat średniego odchylenia.

dochodu między osobnikami, znajdującymi się po różnych stonach średniej arytmetycznej, a stosunek odchylenia ćwiartkowego do średniej kwartyli — tylko na takie przeniesienie części dochodu, które spowoduje przeniesienie pozycji kwartyli (Dalton, app., 6—7). Oprócz klasycznych miar dyspersji można tu jeszcze wymienić średnie odchylenie logarytmów dochodów. Miara ta odpowiada wszystkim postawionym przez nas kryterjom, nadto wiąże się z ideą t. zw. dochodu moralnego Bernouilli'ego (p. § 5) ⁶.

Druga grupa miar koncentracji wykazuje łączność z krzywą Lorenza, której właściwości teraz rozpatrzemy. Pod względem kształtu jest ona zawsze wklęsła, zamykając się między dwoma położeniami granicznymi: 1) w wypadku ekwipartycji dochodów redukuje się do przekątnej kwadratu; 2) w wypadku, gdy cała suma dochodów znajduje się w ręku jednego osobnika, — ułóżsamia się z dolnym i prawym bokiem kwadratu (por. np. wykres 9). A więc im większa koncentracja, tem bardziej wklęsła jest krzywa. Jak już wyżej zaznaczyliśmy, proste stwierdzenie, iż $u\%$ posiadaczy dochodów dzierży $v\%$ ich sumy, równoznaczne jest z określeniem współrzędnych pewnego punktu na tej krzywej. Oczywiście jednak jakiś przypadkowo wybrany punkt nie charakteryzuje jeszcze dostatecznie krzywej. Kiaer-Bresciani i Würzburger wybierają właśnie takie punkty, jakie w ich rozumieniu są specjalnie charakterystyczne. Można też wybrać punkt na krzywej, gdzie styczna do niej jest równoległa do przekątnej kwadratu (przy założeniu ciągłości zmian dochodów i odpowiadającej im liczby dochodobiorców musi istnieć jeden i tylko jeden taki punkt). Jako miarę koncentracji określmy (mierzoną równoległe do osi rzędnych) odległość między tym punktem a przekątną = ϑ . Jak łatwo wykazać, zachodzą tu pewne szczególne stosunki liczbowe. Przedewszystkiem punkt ten odpowiada średniej arytmetycznej dochodów, następnie zaś ϑ równa się połowie przeciętnego odchylenia dochodów, podzielonego przez ich średnią arytmetyczną (Fogelson, 168; cytujemy tu wszędzie pracę Fogelsona, jako najdostępniejszą dla czytelnika polskiego). Mamy tu zatem nawiązanie do miar dyspersji.

Miarą koncentracji, opartą na kształcie całej krzywej Lorenza, jest wprowadzony do literatury przez Giniego stosunek koncentracji η , równy stosunkowi pola między krzywą a przekątną kwadratu do połowy pola kwadratu a także połowie stosunku średniej arytmetycznej wartości bezwzględnych różnic dochodów, odpowiadających wszystkim możliwym parom dochodo-

biorców, do średniej arytmetycznej dochodów *) (Fogelson, passim). Stosunek η zmienia się w granicach od 0 do 1. Drugą jego definicją jest bardzo intuicyjna, bo odpowiada średniej wszystkich możliwych porównań czynionych między dochodami. Ujemną stroną tej skądinąd doskonałej miary jest trudność wyliczenia jej liczbowych wartości w konkretnych wypadkach. Także i nie dla wszystkich teoretycznych krzywych liczebności da się łatwo określić stosunek η .

Ostatnia wreszcie grupa miar koncentracji to parametry krzywych liczebności (p. niżej). Oczywiście parametry te mają walor jako miary koncentracji tylko pod dwoma warunkami: po pierwsze, że istotnie opisują one zjawisko koncentracji, powtóre zaś, że dany typ krzywych istotnie dobrze reprezentuje dany szereg empiryczny.

Yntema (429 i nast.) przeprowadza ciekawe porównanie wartości różnych miar koncentracji**), wyliczonych dla dziesięciu krzywych majątku i siedmiu krzywych dochodów. Okazuje się, że niema mowy o zupełnej zgodności tych miar. Wielką zgodność wykazują tylko η i ϑ , dla dochodów zbliża się również do nich średnie odchylenie logarytmiczne. Parametry krzywych liczebności, szczególnie typu paretowskiego (p. §§ 9 i nast.), można sklasyfikować jako bardzo mało wartościowe miary koncentracji.

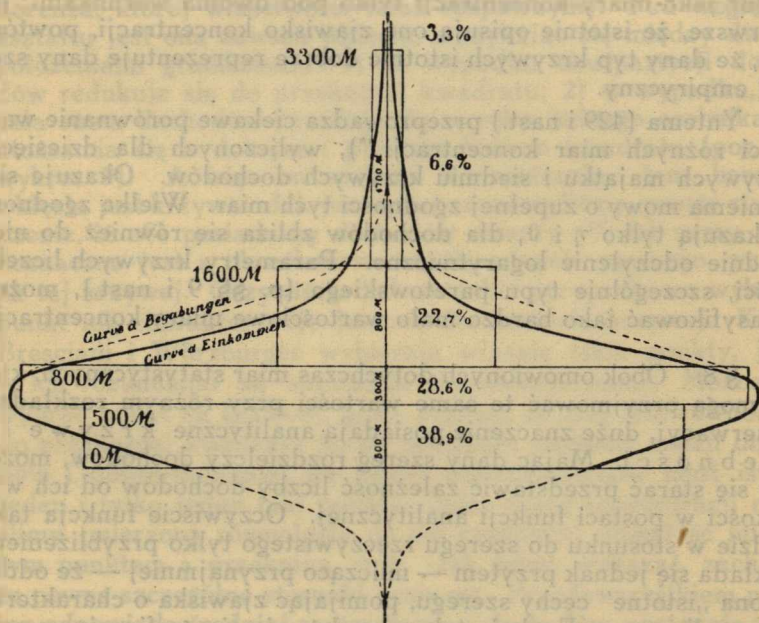
§ 8. Obok omówionych dotychczas miar statystycznych, które mogą przyjmować te same wartości przy różnym rozkładzie obserwacji, duże znaczenie posiadają analityczne *k r z y w e l i c z e b n o ś c i*. Mając dany szereg rozdzielnicy dochodów, możemy się starać przedstawić zależność liczby dochodów od ich wysokości w postaci funkcji analitycznej. Oczywiście funkcja taka będzie w stosunku do szeregu rzeczywistego tylko przybliżeniem, zakłada się jednak przytem — milcząco przynajmniej — że oddaje ona „istotne” cechy szeregu, pomijając zjawiska o charakterze przypadkowym. Funkcję taką przedstawia się graficznie na wykresie w postaci krzywej; na osi odciętych odkładamy wysokość dochodów w złotych, na osi rzędnych liczbę ich posiadaczy.

*) Gibrat (86) zauważa, że zamiast średniej wartości bezwzględnych określonych w tekście różnic możnaby brać średnią ich kwadratów, która równa się podwojonemu kwadratowi średniego odchylenia. Tak oto znowu zeszlibyśmy na grunt miar dyspersji. Por. też Bortkiewicz, 207.

**) Omówione przez nas miary koncentracji nie wyczerpują listy miar, przez różnych badaczy proponowanych. P. Bortkiewicz (284 i nast.), Fogelson (191), Yntema (passim). Specjalnie też przy porównywaniu zmian rozkładu dochodów w czasie używano metod dość skomplikowanych (Winkler, 396).

Charakterystyczną cechą szeregów rozdzielczych dochodów jest ich asymetria. Stąd też krzywa normalna (De Moivre-Laplace-Gaussa), jakkolwiek Quetelet już w pierwszej połowie XIX wieku począł ją stosować do zjawisk społecznych, nie nadawała się tutaj. Pewne próby czynił wprawdzie Otto Ammon; oczywiście nie mogły one być uwieńczone powodzeniem. Ammon niejako sam siebie oszukiwał, ograniczając się do porównania

Wykr. 1. KRZYWA NORMALNA W UJĘCIU AMONNA



Słupki odpowiadają faktycznemu szeregowi rozdzielczemu dochodów w Saksonji w r. 1890. Krzywa ciągła przedstawia wyrównaną przez Ammona krzywą liczebności (wyrównanie to nastąpiło w sposób nieco naciągany, gdyż faktyczne maximum liczebności znajduje się w przedziale 300—500 mk., a zostało zniwelowane dopiero przez połączenie tego przedziału z klasą 0—300 mk.), krzywa przerywana — krzywą uzdolnień (normalną). Na wykresie zmienna niezależna (wysokość dochodu indywidualnego) odłożona jest na osi rzędnych a nie odciętych, co wiąże się z rozpowszechnionym w końcu XIX w. ujmowaniem rozkładu dochodów jako „piramidy”. Ten sposób przedstawienia graficznego przetrwał aż do ostatnich czasów (Amoroso), w dalszych jednak wykresach będziemy już stosowali przyjęte obecnie metody graficzne.

Reprodukowane ze str. 83 u Ammona.

krzywej podziału dochodów z krzywą normalną w pobliżu wartości modalnej (str. 83), gdzie różnice są mniej rażące, a traktując per non sunt dochody nieco dalej leżące, które odgrywają bardzo poważną rolę. Praca Ammona ma znaczenie tylko dokumentu historycznego. O jego naiwnym sposobie rozumowania świadczy np. takie wnioskowanie: ponieważ stwierdzono (walor tego stwierdzenia jest zresztą nadzwyczaj wątpliwy), iż krzywa podziału dochodów zbliżona jest do krzywej podziału zdolności według Galtona, przeto można uznać za regułę, że wyższym zdolnościom odpowiadają wyższe dochody (str. 86). W ten sam sposób możnaby też „udowodnić”, że wyższemu wzrostowi u ludzi odpowiadają większe zdolności.

§ 9. Nierównie więcej poruszenia w opinii naukowej wzbudziła forma krzywej liczebności, zaproponowana przez *Vilfreda Pareta*. Jeszcze przed kilku laty pisano o krzywej Pareta jako o klasycznym przykładzie udatnego zastosowania matematyki do statystyki gospodarczej (*Winkler*, 395). Ze względu na duże znaczenie, jakie krzywa Pareta posiada w rozwoju obchodzącego nas działu statystyki gospodarczej, poświęcimy nieco więcej miejsca jej omówieniu i krytyce.

Pareto (*Cours*, § 958) podaje trzy wzory na swoje prawo. Najogólniejszy z nich przedstawia się jak następuje:

$$\lg N_x = \lg A - \alpha \lg(a + x) - \beta x. \quad (1)$$

Przyjmując najpierw β a potem a równe zeru, otrzymuje kolejno następujące zależności:

$$\lg N_x = \lg A - \alpha \lg(a + x) \quad (2)$$

$$\text{oraz } \lg N_x = \lg A - \alpha \lg x. \quad (3)$$

Ostatni wzór jest najszerzej znany. x oznacza w powyższych równaniach wysokość dochodu, N_x liczbę osób o dochodzie $\geq x$. α , A , a i β są to parametry do określenia w drodze interpolacji. Logarytmy przyjmuje się w zasadzie naturalne, co zresztą nie ma istotnego znaczenia. Przedstawiając x i N_x w skali logarytmicznej, otrzymujemy na wykresie prostą (dla wz. 3). Jak pisze Pareto, stała β tylko w jednym wypadku (*Oldenburg*) pośród zbadanych przez niego miała wartość różniącą się od zera. Stała a , przeciwnie, miewa wartości dosyć znaczne w szeregach rozdzielczych dochodów fundowanych lub niefundowanych, branż oddzielnie, natomiast zbliża się do zera w całości dochodów. Parametr α ma największe znaczenie

ze wszystkich, gdyż uważany jest za miarę nierówności podziału dochodów. Szata matematyczna, w którą przybrane są wzory (1)—(3), odbiega od zwykle będącej w użyciu; wobec tego dodamy jeszcze wzór na liczebność dochodów w przedziale od x do $x + dx$.

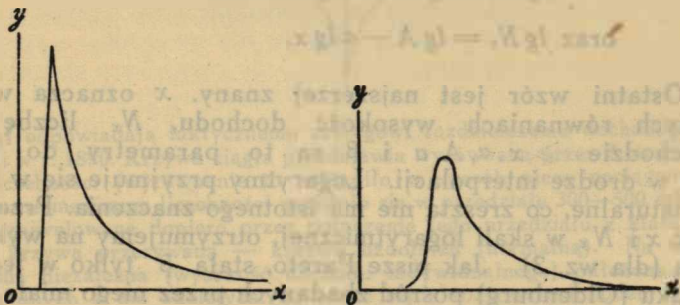
$$y = \frac{A}{(x+a)^{\alpha}} e^{-\beta x} \left(\frac{a}{x+a} + \beta \right) \quad (1')$$

Analogiczne wzory (2') i (3') można otrzymać z łatwością⁶.

Jak widać z równania (1'), prawo Pareta daje krzywą liczebności stale malejącą przy wzrastającym x ; $y \rightarrow \infty$, gdy $x \rightarrow -a$. Wobec tego $-a$ nie może być uważane za minimum egzystencji, które określa się inaczej⁷. Graficznie krzywą liczebności według Pareta przedstawia załączony wykres. W przebiegu tej krzywej najbardziej uderzającą rzeczą jest fakt, iż najniższym dochodom odpowiadają największe liczebności, gdy tymczasem już zdrowy rozsądek bez uciekania się do danych statystycznych pozwala wyrazić przekonanie, że osobniki o bezwzględnie najniższych dochodach muszą się trafiać dosyć rzadko. W drugim swoim głównym dziele (Manuel) Pareto dochodzi jakgdyby do tego samego przekonania. Nie zmienia wprawdzie wzoru swojej funkcji, ale zato rysuje jej wykres zupełnie inaczej niż w „Cours”, dowodząc, że krzywa ulega od strony dochodów dennych spłaszczeniu, gdyż poniżej pewnego minimum ludzie zwyczajnie nie mogą egzystować. Porównywa to z efektem egzaminu, gdzie profesor trzyma się zasady niestawiania not niedostatecznych.

Pareto otrzymał funkcję swoją na drodze empirycznej, nie opierając się na żadnych przesłankach teoretycznych, dlatego też

Wykr. 2. KRZYWA PARETA



Wykres lewy — skopjowany z fig. 51 „Cours” (z zamianą osi współrzędnych), wykres prawy — z fig. 56 „Manuel”. Zaleca się zwrócić uwagę, jak zmienił się — w ujęciu Pareta — kształt krzywej dochodów na przestrzeni kilkunastu lat. Zresztą i lewy wykres nie odpowiada ściśle wzorowi (3').

otrzymanie dobrych wyników w zastosowaniach praktycznych było dlań rzeczą decydującą. Istotnie wyniki takie Pareto osiągnął *); jeśli nawet dziś nie byłyby zadowalające, to jednak okazały się o niebo lepsze niż rezultaty prób Ammona przedstawienia podziału dochodów zapomocą krzywej normalnej. Pareto pracę Ammona znał i w wielu miejscach wyczuwa się ton wyraźnie polemiczny, choć nazwisko niemieckiego autora rzadko jest wymieniane.

Pareto zwalcza ostro hipotezę, jakoby podział dochodu mógł być dziełem sił przypadkowych (jak wiadomo, hipoteza taka jest podstawą rozdziału gaussowskiego). W rozważaniach wstępnych o podziale dochodów (Cours, § 957) rozpatruje trzy możliwości co do czynników przyczynowych, działających na formę podziału dochodów. Pierwszy z nich — to natura ludzka, drugi — organizacja społeczeństwa, trzeci — to przypadek. Dalej autor wywodzi: „jeżeli znajdziemy, że podział bogactw zmienia się znacznie i w sposób nieregularny, wyciągnijmy stąd wniosek, że przypadek ma poważny udział w powstawaniu tego zjawiska”. Jeżeli podział dochodów zmienia się z organizacją (ustrojem) gospodarczą — to jej przypiszemy wpływ przeważny. Jeżeli zaś zmiany okazały się małe, to forma podziału dochodów musi być zależna od natury ludzkiej. Ponieważ w zbadanych przez Pareta przykładach, wziętych nie tylko z Europy współczesnej, ale także z miast średniowiecznych (Bazylea, Augsburg), a nawet z Peru XVIII w., szeregi rozdzielcze nieźle dają się wyrównać przy pomocy jego krzywej, wysuwa on wniosek, iż typ rozkładu przez nie reprezentowany jest przejawem śpiżowego prawa natury, a już najmniej może być wynikiem działania sił przypadkowych.

Podziwiać należy, iż pisarz wybitny, posługujący się analizą matematyczną z dużą biegłością, mógł ujawnić tak naiwny sposób rozumienia „sił przypadkowych”, które definiuje jako „ensemble des causes inconnues, agissant tantôt dans un sens tantôt dans un autre” (§ 957). Z powyższego kontekstu można chyba wnioskować, że autorowi chodziło o „przypadek” w sensie teorii prawdopodobieństwa, ten zaś „przypadek” ma to do siebie, że utworzone pod jego wpływem szeregi posiadają właśnie największą stabilność co do formy rozdziału (por. Macaulay, 348).

Nie poprzestając na tym „dowodzie”, Pareto podaje jeszcze drugi, czysto matematyczny, który ma wykazać, iż kształt krzywej liczebności według Pareta różni się zasadniczo od krzywej błę-

*) Wyniki obliczeń Pareta trudno skontrolować, bo najczęściej są podane same tylko liczby surowe albo same tylko wartości parametrów A , α ; α i β .

dów. Jednakże i tu mamy do czynienia z nieporozumieniem, gdyż autor stosuje pewne niedopuszczalne uproszczenia⁹.

§ 10. Drugim zasadniczym punktem w analizie krzywych podziału dochodów u Pareta jest kwestja nierówności podziału. W ujęciu Pareta nierówność wzrasta, gdy dyspersja maleje, jest to zatem ujęcie odmienne od przeważnie spotykanego (p. § 8). Definicja (Cours, § 964) jest następująca: „gdy liczba osób, mających dochód poniżej x , maleje w stosunku do liczby osób, mających dochód większy od x , powiemy, iż nierówność dochodów zmniejsza się”. Z dalszej treści można wywnioskować, że chodzi autorowi o zmniejszenie się powyżej omówionego stosunku dla x dowolnego, jakkolwiek przyznaje on, iż w pewnych wypadkach może zająć spadek nierówności dla pewnych x , a wzrostu dla innych. Istotną cechą tej definicji wydaje się uzależnienie jej od absolutnych wartości x . Pomijając już kwestję zmian siły nabywczej pieniądza, możemy sobie doskonale wyobrazić proporcjonalny wzrost wszystkich dochodów; wtedy według przytoczonej definicji nierówność spadnie. W ten sposób definicja Pareta zgadzałaby się z ujęciem Daltona (app., 11), który w takich wypadkach również dopatruje się zmniejszenia nierówności. Parametry funkcji Pareta mają następujący związek ze zmianami nierówności: przy α rosnącym nierówność wzrasta, przy α rosnącym nierówność maleje. α nie posiada wpływu na nierówność, zaś wpływu β autor nie rozpatruje. Przy jednakowo skierowanych zmianach α i α nierówność dla pewnych x wzrośnie, dla innych zmaleje. Przy malejącym α krzywa liczebności spada wolniej, a zatem część powierzchni pod krzywą, znajdująca się na lewo od dowolnej określonej rzędnej, staje się mniejsza; co w myśl definicji oznacza zmniejszenie nierówności. To samo zjawisko zachodzi przy wzroście wartości α , gdyż wówczas cała krzywa zostaje przesunięta wprawo.

Z kwestją nierówności związane jest pewne twierdzenie, które Pareto uważał za nadzwyczaj ważne (§ 965). Przytoczymy je w brzmieniu oryginalnym: „Les effets suivants: 1° une augmentation du revenu minimum, 2° une diminution de l'inégalité des revenus, ne peuvent se produire, soit isolement, soit cumulativement, que si le total des revenus croît plus vite que la population”^{*)}. Twierdzenie to nie jest całkowicie prawdziwe. Zwiększenie się minimum egzystencji może się odbyć doskonale na koszt właści-

^{*)} Skutki następujące: 1) zwiększenie się dochodu minimalnego, 2) zmniejszenie się nierówności (podziału) dochodów, mogą nastąpić łącznie czy oddzielnie tylko wówczas, gdy ogólna suma dochodów wzrasta szybciej niż ludność, a więc gdy średnia arytmetyczna dochodów rośnie.

cieli wyższych dochodów przy niezmienionej ogólnej przeciętnej; żeby to pojąć, wystarczy zwykły zdrowy rozsądek, co zaś do matematycznych dowodzeń Pareta, to na innym miejscu ¹⁰ postaramy się wykazać ich błędność. Nie można natomiast kwestionować drugiej części twierdzenia: ogólny spadek nierówności (w myśl definicji Pareta) oznacza, iż dla dowolnego x liczba dochodów $\geq x$ stosunkowo się powiększyła, dla czego warunkiem koniecznym (acz niedostatecznym) jest wzrost średniej arytmetycznej ogółu dochodów. Zamiast całego twierdzenia możnaby postawić inne, bezwzględnie prawdziwe: gdy średnia arytmetyczna dochodów wzrasta, musi nastąpić przynajmniej jedno z dwu zjawisk: wzrost minimum egzystencji lub też spadek nierówności dla wszystkich lub niektórych x . Pareto wykazuje na przykładzie, iż wzrost nierówności może zająć w podobnych przypadkach dopiero dla x stosunkowo dużych. Przy innej natomiast definicji nierówności twierdzenie Pareta okazałoby się mogło niesłusznem. Jeśli wolno tu uczynić pewne przypuszczenie co do motywów myślowych, które nakłoniły Pareta do formułowania podobnego twierdzenia, to powiemy, iż prawdopodobnie chodziło mu o przeciwstawienie się twierdzeniom marksowskim o stałym wzroście nierówności podziału dochodów. Marxowi zresztą chodziło o podział między klasy społeczne, jednakże podział ten i podział według wysokości dochodów częściowo są równoznaczne (p. § 1 niniejszej pracy). Na innym miejscu (Cours, § 967) podaje Pareto dowód, iż przeprowadzenie równego podziału wszystkich dochodów przyniosłoby bardzo niewielką korzyść jednostkom z niższych przedziałów klasowych. Dowodzenia takie były pod koniec XIX wieku bardzo modne (por. Leroy-Beaulieu).

§ 11. Jak już poprzednio zaznaczyliśmy, Pareto otrzymał swe funkcje w sposób czysto empiryczny i nie silił się znaleźć dla nich uzasadnienia teoretycznego. Następcy jego starali się zapełnić tę lukę. Winkler (386) podaje jako „uzasadnienie”, iż prawo Pareta odpowiada zmniejszająca się „Siebungstrengte”, czyli siła przeszkód napotykanych przy przechodzeniu z niższej do wyższej klasy dochodu. Oczywiście nie jest to żadne „dedukcyjne” uzasadnienie, tylko opisowe ujęcie własności omawianej funkcji (por. też v. d. Wijk, Gemiddeldenwet, 571 i 572).

Znacznie ciekawsza jest próba Cantelli'ego. Wyznacza on schemat probabilistyczny, z którego można wyprowadzić prawo Pareta. Schemat ten jest bardzo ogólny ¹¹ i pozwala na otrzymanie najrozmaitszych funkcji liczebności pod warunkiem poczynienia odpowiednich założeń. Dla prawa Pareta (wzór 3) założenie to sprowadza się do przyjęcia, że średnia geometryczna dla danej zbiorowości jest określona i stała, dla wzoru (2) należy tu wsta-

wić średnią geometryczną $(x+a)$, gdzie a jest pewną stałą. Dla ogólnego wzoru (1) omawiany schemat nie daje tak prostych rezultatów.

Parafrazą prawa Pareta jest wzór podany przez Gini'ego

$$N = \frac{X^c}{K}, \quad (4)$$

gdzie N jest liczbą osób posiadających dochód $\geq x$, X — sumą dochodów tych N osób, c i K — stałe. Stałe te dają się wyrazić jako funkcje stałych paretowskich: $c = \frac{\alpha}{\alpha - 1}$, $K = \frac{\alpha - 1}{A \alpha}$ (dla wzoru 3).

Żeby już skończyć z naśladowcami i komentatorami Pareta*), wymienimy jeszcze pracę v. d. Wijka „De gemiddeldenwet”. Z prawa Pareta (wzór 3) i oczywiście Gini'ego (Wijk bodajże nie zdaje sobie sprawy z ich równoważności) wynika, iż stosunek średniej arytmetycznej dochodów $\geq x$ do samej wartości x jest stały (i równy $\frac{\alpha}{\alpha - 1}$). V. d. Wijk nadaje temu zjawisku nazwę „prawa

średniej” (gemiddeldenwet) i próbuje, bez większego powodzenia, udowodnić je na przykładach. Własnością autora jest oryginalna koncepcja, że wszyscy (lub prawie wszyscy) ludzie powinni się czuć jednakowo biedni, ponieważ każdy ma tendencję porównywania swej sytuacji z przeciętną sytuacją bogatszych od siebie.

Fréchet proponuje poddawać analizie omawiany stosunek; o ile nie jest on stały, można go wyrazić przy pomocy jakiejś funkcji niezbyt skomplikowanej (gdyż zmienność jego jest niewielka), a stąd przejść do funkcji liczebności.

§ 12. Zamykając ten przegląd systemu paretowskiego, można stwierdzić, iż stanowił on duży postęp w porównaniu do poprzedzających go prób stosowania krzywej normalnej, a tembardziej do niestosowania wogóle żadnych analitycznych krzywych liczebności; mimo to jednak pozostawiał on sporo do życzenia pod pewnymi względami, a mianowicie pod względem braku podstaw apriorycznych i co do nienaturalnego przedstawienia dochodów dennych (p. np. Vinci, 367); zresztą i znane ze statyki podatkowej szeregi reprezentowane były przez krzywe Pareta w sposób niezupełnie zadowalający. Te niedostatki systemu paretowskiego

*) Autor pracy niniejszej nie pretenduje do wyczerpującego ujęcia historii analitycznych krzywych podziału dochodów. Chodzi tylko o przedstawienie głównych alternatyw.

spowodowały dążenie ku zastąpieniu go inną rodziną krzywych. W szczególności mógł tu wchodzić w rachubę uogólniony system krzywych liczebności, wprowadzony do literatury naukowej przez Pearsona w tym samym mniej więcej czasie, w którym ukazał się „Cours” Pareta, bo w r. 1895 (Rietz, 50). Pearson jednak i plejada jego współpracowników zajmowali się głównie zastosowaniem metod statystycznych do nauk przyrodniczych, statystycy zaś gospodarczy nie zorientowali się w możliwościach, jakie przedstawia system Pearsona w zakresie analitycznego przedstawienia krzywych liczebności dochodów. I dziś jeszcze zastosowania tego systemu są tutaj stosunkowo bardzo rzadkie. Wyjątek stanowi oczywiście krzywa typu XI, będąca równoznaczną z krzywą Pareta (3) *). Inne typy krzywych, wyraźnie nadające się do analitycznego przedstawienia krzywych dochodów, to typy III i V, których równania są następujące (Rietz, 54 i nast.):

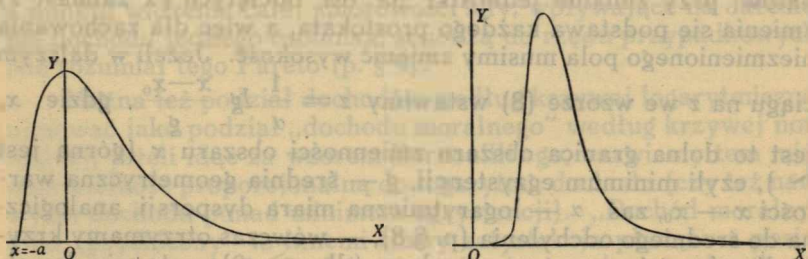
$$\text{typ III: } y = y_0 e^{-\gamma x} \cdot \left(1 + \frac{x}{a}\right)^{\gamma a} \quad (5)$$

$$\text{typ V: } y = y_0 x^{-p} \cdot e^{-\frac{\gamma}{a} x} \quad (6)$$

Typ III stosowany był przez Marcha (cyt. u Gibrata, 266). Typ V proponowany przez Vinciego (368).

Inne typy krzywych, a w szczególności typ VI, mogłyby również znaleźć zastosowanie w omawianej przez nas dziedzinie, jednakowoż nic nam niewiadomo o praktycznych próbach w tym kierunku. Ogólnie krzywe pearsonowskie mają dużą przewagę nad paretowskimi w każdym z tych punktów, które wymieniliś-

Wykr. 3. KRZYWE PEARSONA



Wykres lewy — krzywa typu III, wykres prawy — krzywa typu V.
Reprodukowane ze str. 54 i 55 u Rietza.

*) Rzecz szczególna, w znanej sobie literaturze nie napotkaliśmy na stwierdzenie tej identyczności.

my powyżej jako słabe strony tych ostatnich, natomiast wymagają obliczenia momentów aż do trzeciego, co niezawsze daje się uskuteczyć, a zreguły naraża na dość duże błędy¹².

§ 13. Na zakończenie niniejszego rozdziału omówimy krzywą liczebności t. zw. logarytmiczną, którą będziemy praktycznie stosowali w cz. II niniejszej pracy. Krzywa ta jest produktem pewnego przekształcenia (t. zw. translacji), dokonanego na krzywej normalnej. Zwykłą krzywą normalną oblicza się ze wzoru:

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (7)$$

lub też

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \quad (8)$$

gdzie $z = \frac{x-m}{\sigma}$; m — średnia arytmetyczna x , σ — średnie odchylenie x .

Krzywa (8) jest asymetryczna względem rzędnej poprowadzonej w punkcie $x = m$ i wyraża liczebność od z do $z + dz$. Gdy chodzi nam o liczebność od x do $x + dx$, musimy wyrażenie (8)

pomnożyć przez $\frac{dz}{dx}$. Możemy sobie bowiem wyobrazić, że pole

pod krzywą liczebności składa się z wielkiej ilości wąskich prostokątów; przy zmianie jednostki na osi odciętych (x zamiast z) zmienia się podstawa każdego prostokąta, a więc dla zachowania niezmiennego pola musimy zmienić wysokość. Jeżeli w dalszym

ciągu na z we wzorze (8) wstawimy $z = \frac{1}{\alpha} \lg \frac{x-x_0}{g}$, gdzie x_0

jest to dolna granica obszaru zmienności obszaru x (górną jest ∞), czyli minimum egzystencji, g — średnia geometryczna wartości $x - x_0$, zaś α — logarytmiczna miara dyspersji, analogiczna do średniego odchylenia (p. § 8), — wówczas otrzymamy krzywą liczebności asymetryczną wlewo (dla $g > 0$) w stopniu dowolnym, jednakże zawsze posiadającą określone maximum w przedziale $x_0 < x < \infty$. Krzywą tę będziemy nazywali krótko „krzywą logarytmiczną”¹³. Wzór jej w układzie współrzędnych x, y jest następujący:

$$y = \frac{1}{\alpha \sqrt{2\pi} (x-x_0)} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\lg [(x-x_0)/g]}{\alpha} \right)^2} \quad (9)$$

Całkowitą liczebność zbiorowości przyjmuje się = 1.

Omawianą funkcję można otrzymać z różnych założeń teoretycznych. Najbliższe przedmiotowi naszych badań wydaje się rozumowanie Gibrata *) (62 i nast.), który konstruuje schemat jak-gdyby gry losowej, gdzie wygrane i straty nie są niezależne od wyniku ciągnień poprzedzających (w tym wypadku dostalibyśmy krzywą normalną), lecz są proporcjonalne do sumy już posiadanej przez gracza lub też do nadwyżki posiadanej przezeń ponad pewne minimum¹⁴ (dla wypadku gdy $x_0 > 0$). Życie gospodarcze możnaby sobie w myśl tej hipotezy przedstawić jako rodzaj loterii, gdzie zysk lub strata osobnika jest kwestją przypadku, ale wysokość zysku lub straty określona jest w proporcji do już posiadanego w danym momencie dochodu (lub majątku). Oczywiście „przypadek” pojęty jest tutaj w sensie właściwym teorii prawdopodobieństwa, t. j. jako zespół sił niedostatecznie znanych, działających w zmiennym kierunku i mogących wywierać wpływ na wielkość zmiennej dla jednej obserwacji, ale równoważących się w przeciętnej. Tak np. jeżeli twierdzimy, że wyniki gry w orła i reszkę są dziełem przypadku, nie chcemy przez to powiedzieć, iż rezultat każdego oddzielnego rzutu wymyka się spod działania praw fizyki; ogół rzutów atoli rozłożony jest według schematu zjawisk t. zw. przypadkowych. Podobnie i w podziale dochodów przytoczone powyżej rozumowanie nie oznacza, iżby dochody każdego poszczególnego dochodobiorcy nie były zależne od jego zdolności, kapitału i t. d., a tylko od zbiegu okoliczności; dopiero z punktu widzenia całej zbiorowości siły, wpływające na określenie dochodu jednego osobnika, schodzą do rzędu przypadkowych. Nie rozumiał tego Pareto (p. § 9).

Można też podział dochodów według krzywej logarytmicznej ujmować jako podział „dochodu moralnego” według krzywej normalnej, jeżeli idąc za wzorem Bernouilliego, nazwiemy tem miarą wielkość proporcjonalną do logarytmu dochodu (czy też nadwyżki dochodu ponad minimum egzystencji). „Dochód moralny” albo „psychiczny” to innemi słowy satysfakcja płynąca z posiadania pewnego dochodu, lub, używając jeszcze innego określenia, użyteczność całkowita dóbr, które można za ten dochód nabyć (włączając tu i dobra przyszłe czyli sumy zaoszczędzone). Przy-

*) Wzorowane zresztą na Kapteynie.

jęcie takiej zależności między dochodem pieniężnym a jego użytecznością całkowitą, jak w hipotezie Bernouilli'ego, doprowadza do wniosków zgodnych z otrzymanymi na innej drodze twierdzeniami teorii ekonomji. Napiszmy $z = a \lg x$, to wtedy użyteczność

krańcowa $u = \frac{dz}{dx} = \frac{a}{x}$. Wiemy też, że popyt na pewne dobro

jest proporcjonalny do jego użyteczności krańcowej, a więc krzywa popytu na wszystkie dobra łącznie będzie miała wzór $p = \frac{b}{x}$

równaniu temu odpowiada, jak wiadomo, elastyczność popytu $= 1$, co jest właśnie zgodne z postulatami ekonomji teoretycznej (por. Pigou, 263). Wprowadzenie stałej x_0 równoznaczne byłoby twierdzeniu, że równa jedności jest elastyczność popytu na nadwyżkę dóbr ponad minimum egzystencji.¹⁵

§ 14. Jakkolwiek krzywa logarytmiczna znana jest w statystyce już od roku 1879 (Galton i Mac Allister) i była dość szeroko stosowana i dyskutowana (np. Yuan, str. 73, podaje 34 pozycje bibliografji, zastrzegając się, że niema mowy o jej kompletnem ujęciu), to jednak do szeregów rozdzielczych dochodu użyto jej po raz pierwszy dopiero przed niewielu laty, przyczem na szerszą skalę pionierami byli prawie równocześnie i zupełnie niezależnie jeden od drugiego A. Gibrat (Francja) i v. d. Wijk (Holandia). Każdy z nich zbadał po kilkadziesiąt szeregów statystycznych dochodów i majątków*), wykazując, iż krzywa logarytmiczna bardzo dobrze wyrównywa szeregi empiryczne, o wiele lepiej od krzywych paretowskich. A zatem krzywa logarytmiczna wychodzi zwycięsko z tych prób, których nie wytrzymuje system Pareta: daje się wyprowadzić w sposób rozumowy, liczebność nie dąży do niekończoności, wreszcie lepiej „pasuje” do szeregów empirycznych. Z systemem pearsonowskim porównanie jest nieco utrudnione. Kształt krzywych — logarytmicznej i pearsonowskich typów III, V i VI — jest dosyć podobny; typy pearsonowskie dają się również wyprowadzić w sposób aprioryczny (choć bardziej formalny niż krzywa logarytmiczna¹⁶); wreszcie porównań z zakresu zastosowań praktycznych brak, bo krzywe Pearsona, jak już pisaliśmy, prawie nie były stosowane do szeregów rozdzielczych dochodów. Trzeba też zaznaczyć, że param-

*) Gibrat ponadto zbadał dużo innych szeregów związanych ze statystyką społeczną, jak np. miast sklasyfikowanych wg. liczby mieszkańców, przedsiębiorstw wg. liczby robotników, rodzin wg. liczby dzieci, otrzymując wszędzie zadowalającą zgodność krzywej logarytmicznej z empiryczną.

try krzywych Pearsona nie mają przeważnie tego sprecyzowanego znaczenia co parametry krzywej logarytmicznej.

Poza powyższymi zaletami teoretycznymi i zdolnością dopasowania się do szeregów empirycznych posiada jeszcze krzywa logarytmiczna szereg zalet praktycznych. Tak oto wyliczenie jej parametrów jest dość łatwe i możliwe nawet przy znajomości tylko części szeregu rozdzielczego (statystyka podatkowa). Proste wzory pozwalają na obliczenie tych miar statystycznych, które nie są dane wprost przez wielkości parametrów, a więc wartości modalnej, średniej arytmetycznej, średniego odchylenia i innych dowolnych momentów lub ich funkcji. Ponadto krzywa logarytmiczna ma pewną ciekawą własność: mianowicie szereg rozdzielczy sum dochodów *) przedstawia taką samą krzywą jak szereg dochodów, tylko że przesunięty wprawo o α **). Dzięki temu łatwo jest obliczyć sumę dochodów lub ich średnią w dowolnym przedziale, a w szczególności skonstatować, kiedy średnia dochodów powyżej pewnej granicy (np. podatkowego minimum egzystencji) rośnie szybciej, a kiedy wolniej niż ogólna średnia, przy założeniu proporcjonalnego wzrostu wszystkich dochodów (p. § 5).

Nietrudno też jest, opierając się na dopiero co wymienionej własności krzywej logarytmicznej, skonstruować krzywą Lorenza, przyczem α okazuje się dobrą miarą koncentracji dochodów przewyższających minimum egzystencji: im α większe, tem bardziej odsunięte są od siebie krzywe liczebności dochodów i sum dochodów, tem więcej krzywa Lorenza odchyła się od prostej ekwipartycji, tem większa istnieje koncentracja dochodów. Związek x_0 ze stopniem koncentracji jest oczywiście odwrotny: im wyższe minimum egzystencji, tem większa część ogólnej sumy dochodów podlega ekwipartycji i tem mniejsza koncentracja ogółu dochodów. g nie ma żadnej łączności z kwestją koncentracji, gdyż określa tylko typ wielkościowy szeregu; można je też rozumieć jako „absolutną miarę” dochodów (v. d. Wijk, B. 118 i nast.).

Omówione powyżej dodatnie strony krzywej logarytmicznej skłoniły nas do zastosowania jej w cz. II niniejszej pracy, poświęconej zbadaniu podziału dochodów w Polsce; nie uważamy wprawdzie, na wzór Gibrata, funkcji (9) za rodzaj „kamienia fi-

*) Za jednostkę statystyczną przyjmujemy tu złotówkę dochodu, za cechę — przynależność do dochodu o określonej wysokości. Sumę ogólną dochodów zakładamy = 1.

***) Własność powyższa spełniona jest całkiem dokładnie w wypadku gdy $x_0 = 0$, w innych wypadkach w przybliżeniu.

lozoficznego" dla statystyków, jednak okazuje się ona nieocenionym narzędziem pracy.

Kończąc omówienie analitycznych krzywych liczebności, chcemy zauważyć, że brak jest naogół materiału statystycznego do oceny zachowania się krzywych tych w przedziale dochodów dennych; formułujemy przeważnie tylko mniej lub więcej logiczne postulaty. Dokładna nawet statystyka płac jeszcze luki tej nie zapełni, przynajmniej w Polsce, bo i dochody fundowane do przedziału tego sięgają.

Można też mieć poważne wątpliwości, czy zbiorowość indywidualnych dochodów jest w istocie swojej jednorodną, czy też niejednorodną (homo- czy też heterogeniczną). Gdyby zachodził ten ostatni wypadek (jak to przyjmuje np. badacz amerykańskiego dochodu społecznego, Macaulay — str. 393), to stosowanie niezbyt skomplikowanych analitycznych krzywych liczebności, do jakich zaliczają się ostatecznie wszystkie przez nas omówione, połączone byłoby z wielkiem ryzykiem, o ile rozciągnięte byłoby na całą zbiorowość osób zawodowo czynnych w danym kraju, a zwłaszcza o ile byłoby przytem oparte na danych dotyczących tylko pewnej części szeregu rozdziałczego, nosząc w ten sposób charakter poniekąd ekstrapolacji. Ograniczając bezpośrednie stosowanie analitycznych krzywych liczebności do mas statystycznych względnie jednorodnych, narażamy się na błąd znacznie mniejszy.

CZEŚĆ II

§ 15. Przedmiotem niniejszej części jest zastosowanie metod i zasad, wyłożonych w Części I, do zbadania podziału dochodów w Polsce w r. 1929. Pragniemy na tym miejscu zaznaczyć, że ograniczamy się do zbadania podziału samodzielnych dochodów, wyrażonych w złotych, a nie podejmujemy się określać podziału ludności Polski według stopnia zamożności. Dochód pieniędzy jest wprawdzie najważniejszym czynnikiem kształtującym poziom zamożności w pewnym kraju i w danym roku, jednakże i inne okoliczności nie dadzą się pominąć. Okoliczności te to przede wszystkim zmienna siła nabywcza pieniądza w różnych okolicach kraju i w różnych porach roku (dochody np. robotników nie są równomiernie rozłożone na przestrzeni roku) i zmienna liczba osób pozostających na utrzymaniu posiadacza dochodu. Istnieje naogół dodatnia współzależność między poziomem dochodów a poziomem cen, można więc przyjąć, że z tego względu koncentracja zamożności jest mniejsza niż koncentracja samodzielnych dochodów¹⁷. Nie znając jednak stopnia tej współzależności, możemy na podstawie danych empirycznych analizować tylko podział dochodów.

Do celów niniejszego dochodzenia podzielimy dochody na dwie wielkie grupy: dochody fundowane i dochody niefundowane, czyli dochody z płac. Do dochodów fundowanych zaliczamy wszelkie dochody otrzymywane przez osoby gospodarczo samodzielne, t. j. nie zatrudnione stale w cudzym zakładzie pracy. Oprócz kapitalistów i przedsiębiorców sensu stricto należą tu przedstawiciele wolnych zawodów, rzemieślnicy, drobni kupcy i drobni rolnicy, a więc osoby, których dochody płyną w znacznej albo nawet przeważającej części nie z kapitału lub renty gruntowej, ale z własnej pracy. Zaliczymy tu nawet takich „przedsiębiorców”, jak samodzielni trażarze albo praczki. Wyjaśnienie

pojęcia dochodów niefundowanych jest jeszcze prostsze: obejmuje ono dochody z pracy najemnej, obecnej lub przeszłej, a więc obok właściwych płac także i emerytury. Istnieje pewna liczba osób pobierających równocześnie dochody fundowane i niefundowane. Ze względu na zasięg istniejących materiałów statystycznych musimy zrezygnować z wydzielenia tej interesującej grupy.

Jak już zaznaczyliśmy w Części I (§ 4), nie ujmujemy swem badaniem dochodów osób prawnych z przyczyn, które tamże są wyłączone.

DOCHODY FUNDOWANE

§ 16. O podziale dochodów fundowanych posiadamy informacje głównie z podatku dochodowego (dział I); sumę tych dochodów możemy nadto wziąć z szacunków Landaua i Kaleckiego. Rozpatrzmy przedewszystkiem polski podatek dochodowy jako źródło danych statystycznych.

Konstrukcja podatku dochodowego od dochodów fundowanych. Podatek określony jest przez ustawę o państwowym podatku dochodowym (Dziennik Ustaw R. P. Nr. 58 z dnia 13 czerwca 1925 r., poz. 411). Podatek obejmuje dochody osób fizycznych, spadków wakujących i osób prawnych z tem, że podatnicy, mający swe miejsce zamieszkania (siedzibę) przez cały rok na obszarze Polski, płacą podatek od całego dochodu, gdziekolwiek byłby on osiągnięty, inni natomiast — tylko od dochodu osiągniętego na obszarze Polski (art. 1). Pod tym względem więc ustawa zapewnia nadkompletne ujęcie dochodu^{*)}. Jako podatkowe minimum egzystencji przyjmuje się 1500 złotych (art. 2). Co do przedmiotowej klasyfikacji dochodów — ustawa wylicza w art. 3 sześć różnych źródeł, dodając w p. 7 wszelkie inne źródła dochodu. Zwolnienia (art. 5) osób fizycznych są pod kątem całości dochodu społecznego bez znaczenia, gdyż obejmują osoby eksterytorjalne, pensje weteranów powstań i kawalerów orderów, wreszcie żołd szeregowych wojska. Z osób prawnych zwolnione są: państwo i związki samorządowe, instytucje kulturalne i filantropijne, a pod pewnymi warunkami także kółka rolnicze i spółdzielnie. Wobec tych wyłączeń zbiorowość opodatkowanych osób prawnych ogranicza się do spółek akcyjnych i spółek z ograniczoną odpowiedzialnością, bo dochód spółek firmowych i firmowo-komandytowych podlega opodatkowaniu jako dochód spółników (art. 12).

^{*)} Art. 4 zawiera normy pozwalające w pewnych warunkach uniknąć do podwójnego opodatkowania w skali międzynarodowej.

Wyciąg z *Dziennika Ustaw R. P. Nr. 58, poz. 411, r. 1925.*

USTAWA O PAŃSTWOWYM PODATKU DOCHODOWYM.

Dział I.

Art. 6. Za dochód uważa się sumę wszystkich przychodów w pieniądzach lub wartościach pieniężnych, otrzymanych z poszczególnych źródeł, wymienionych w art. 3, po strąceniu kosztów osiągnięcia, zachowania i zabezpieczenia tych przychodów, łącznie z corocznym prawidłowym odpisaniem na zużycie budynków, maszyn i wszelkiego rodzaju martwego inwentarza, oraz po potrąceniu strat częściowych lub całkowitych w przedmiotach, podlegających zużyciu i służących do osiągnięcia dochodu, o ile odpisań na zużycie oraz strat nie uwzględniono już w kosztach wyżej wymienionych.

Do kosztów osiągnięcia przychodów zalicza się koszty wyżywienia członków rodziny podatnika stale pracujących w jego gospodarstwie rolnem lub leśnem, albo w jego przedsiębiorstwie handlowem lub przemysłowem.

W razie, gdy okaże się wątpliwość co do wysokości odpisań za zużycie, w niniejszym artykule wymienionych, należy odpowiednie sumy ustalić przez znawców (biegłych).

Art. 7. Nie uważa się za dochód, podlegający opodatkowaniu: 1) nadzwyczajnych przychodów w postaci spadków, legatów, darowizn, posagów, kapitałów wypłaconych za ubezpieczenie życia, o ile te przychody nie stanowią periodycznych wpływów; 2) wpływów wskutek częściowego lub całkowitego spieniężenia majątków; 3) zysków, wynikających ze sprzedaży przedmiotów majątkowych, o ile sprzedaż nie nastąpiła w wykonywaniu przedsiębiorstwa zarobkowego lub interesu spekulacyjnego; 4) wygranych loteryjnych i losowych; 5) wpłat z tytułu umarzania wierzytelności i 6) wogóle takich przychodów, które stanowią zwiększenie lub zwrot majątku, lecz nie stanowią dochodu.

Art. 8. Z przychodów, osiągniętych z poszczególnych źródeł, nie mogą być potrącone:

- 1) wydatki na powiększenie lub ulepszenie źródła dochodu;
- 2) wydatki na umorzenie długów, kapitałów, włożonych w przedsiębiorstwo przez uczestników, i na pokrycie strat za lata ubiegłe;
- 3) wydatki na prowadzenie gospodarstwa domowego podatnika i na utrzymanie członków jego rodziny;
- 4) procenty od własnego kapitału, włożonego w gospodarstwo lub przedsiębiorstwo podatnika;
- 5) wydatki na osiągnięcie dochodu ze źródeł zagranicą położonych, a na mocy tej ustawy nie podlegających opodatkowaniu;
- 6) inne wydatki i straty, nie związane z osiągnięciem dochodu.

Art. 9. Jeżeli przy obliczaniu dochodu z różnych źródeł, wskazanych w art. 3, okaże się w jednym przewyżka wpływów nad wydatkami, a w drugim straty, to w celu ustalenia wysokości dochodu oblicza się oddzielnie sumę strat i tę ostatnią potrąca się z pierwszej.

Art. 10. Od ogólnego dochodu należy odliczyć:

- 1) odsetki od długów;
- 2) wartość pieniężną rent i trwałych ciężarów, opartych na tytułach prawnych;
- 3) obowiązujące podatnika na mocy prawa lub umowy opłaty za siebie i za członków jego rodziny do kas zapomogowych, emerytalnych, chorych, ubezpieczeń od nieszczęśliwych wypadków i pogrzebowych, o ile te opłaty łącznie nie przekraczają 300 zł. rocznie za każdą ubezpieczoną osobę;

4) premje wpłacane przez podatnika od ubezpieczeń na wypadek śmierci lub na dożycie, o ile nie przekraczają: a) na rachunek samego podatnika 300 zł. rocznie, b) na rachunek zaś podatnika i członków rodziny, będących na jego utrzymaniu, łącznie 600 zł. rocznie;

5) bezpośrednie podatki państwowe i samorządowe, przymusowe lub ustawowe świadczenia pieniężne oraz bezpłatne świadczenia przymusowe innego rodzaju na cele publiczne, z wyjątkiem państwowego podatku dochodowego, podatku specjalnego od tantjem, tudzież nadwyczejnej daniny państwowej (ustawa z dn. 16. XII. 1921 r. Dz. U. R. P. z 1922 r. Nr. 1, poz. 1) i podatku od wzbogacenia się, które ujawniło się przez nabycie nieruchomości i przez spłatę długów hipotecznych (ustawa z dn. 31. III. 1922 r. Dz. U. R. P. Nr. 30, poz. 238) oraz daniny lasowej (ustawa z dn. 6. VII. 1923. Dz. U. R. P. Nr. 87, poz. 676) i podatku majątkowego (ustawa z dn. 11/VIII. 1923 r. Dz. U. R. P. Nr. 94, poz. 746);

6) w spółdzielniach, działających na zasadzie ustawy z dn. 29. X. 1920 r. (Dz. U. R. P. Nr. 111, poz. 733), które należą do związków rewizyjnych, wymienionych w art. 66 i 70 tejże ustawy, posiadających na podstawie art. 68 ustawy prawa rewizji — sumy nadwyżek bilansowych (zyski bilansowe), pochodzące z obrotów z członkami, o ile spółdzielnie te faktycznie i statutowo działają wśród swych członków, lub jeżeli rozszerzają wprawdzie działalność swoją i na osoby, nie będące członkami, ale przelewają przypadające na nieczłonków nadpłaty i zwroty w całości do funduszy, niepodlegających podług statutu podziałowi między członków.

Wszystkie powyżej wymienione odliczenia mogą być dokonane o tyle, o ile wydatki na nie faktycznie poniesione zostały. Wydatki wspomniane w ustępach 1 i 2 niniejszego artykułu, odlicza się tylko o tyle, o ile ciążą na źródłach dochodu, podlegającego podatkowi i pozostają w związku gospodarczym z temi źródłami.

Procenty i perjodyczne świadczenia podatnika na korzyść członków rodziny mogą być uwzględnione tylko pod warunkiem, jeżeli otrzymujący te procenty lub świadczenia członek rodziny jest opodatkowany odrębnie podatkiem dochodowym.

Pojęcie dochodu w rozumowaniu ustawy określają art. 6—10. Przynajmniej je powyżej w całości, zauważymy tylko, że myślą ich przewodnią jest oddzielenie transakcyj majątkowych od dochodu. Sposób ustalania dochodu z poszczególnych źródeł określają art. 15—22. Zasługuje tu na uwagę przepis, że dochód gospodarstw rolnych poniżej 15 ha przyjmuje się nie większy na 1 ha niż wartość 4 q. żyta. Ogólnie jednak definicja dochodu odpowiada naszym celom.

Stopę podatku określa art. 23. Podatek jest progresywny i obejmuje 73 stopnie od 1500 do 200000 złotych, przyczem dla każdego stopnia podatek określa się w liczbie absolutnej. Powyżej 200 tysięcy złotych podatek wynosi 25%, jednakże dla dochodów osób fizycznych i spadków wakujących zachodzi dalsza progresja: ponad 2 miliony złotych podatek wynosi 40% dochodu, co jest stawką maksymalną. Stawki podatku mają nadto ciekawą własność matematyczną: jeżeli oznaczymy dochód przez x , a podatek przez p , otrzymujemy następującą przybliżoną zależność:

$$p = 0,018 \cdot x^{8/2} \quad (10)$$

Z zależności tej będziemy w dalszym ciągu niejednokrotnie korzystali. Jeżeli badać rzecz ściślej, to stawki podatku (odnosząc je za każdym razem do środka danego stopnia podatkowego) można wyrazić zapomocą dwunastu odcinków prostych i parabol 2 stopnia.

Art. 26—29 ustawy zawierają specjalne przepisy o zwyczajach i zniżkach podatkowych, uzasadnione zapewne społecznie, ale utrudniające w dużym stopniu korzystanie ze statystyki podatkowej. Mianowicie stopa podatkowa dla osób samotnych zostaje podwyższona o 20% dla osób samotnych¹⁸, osiągających dochód ponad 3600 złotych, a obniżona o dwa stopnie na każdego utrzymywanego członka rodziny poza pierwszym — dla osób o dochodzie poniżej 7200 złotych. Ponadto ze względu na „nadzwyczajne okoliczności, istotnie osłabiające siłę podatkową płatników” o dochodzie nie wyżej 12000 złotych, podatek może być obniżony najwyżej o trzy stopnie.

Zasadniczo podatek określa się na zasadzie zeznań podatników (art. 50), jednakże lwia ich część jest od składania zeznań zwolniona, a dochód określony przez komisje szacunkowe. W praktyce określenie komisyjne dotyczy wszystkich podatników nie prowadzących prawidłowych ksiąg handlowych. Komisje szacunkowe opierają się tu przeważnie na t. zw. przeciętnych normach dochodowości, wobec czego łączność oszacowanego przez komisje dochodu (i wymierzonego podatku) z indywidualną sytuacją płatnika znacznie się rozluźnia. Ubocznym wyrazem komisyjnego szacowania dochodu jest tendencja do określania go w liczbach zaokrąglonych, jak to w dalszym ciągu zobaczymy.

§ 17. Dane statystyki podatkowej. Dane statystyczne oparte na podatku dochodowym za r. 1929 zawarte są w pracy W. Bernharda (p. bibliogr.). Najbardziej interesująca nas tabl. 8 obejmuje następujące rubryki: stopień dochodu według skali art. 23 i odpowiadającą mu wysokość dochodu, liczbę płatników i sumę wymierzonego im podatku — oddzielnie dla: a) osób fizycznych i spadków wakujących, b) osób prawnych. Z tego widzimy już, że nie uda się nam w dalszem opracowaniu wydzielić spadków wakujących, co byłoby pożądané. Ponieważ spadki najczęściej dzielone są między kilku spadkobierców, przeto przez traktowanie każdego z nich w całości powstaje pewna tendencja ku zwiększeniu koncentracji dochodów. Przypuszczalnie jednak w ogólnej masie pozycja ta nie odgrywa poważniejszej roli. Ważniejszą jest rzeczą niepodawanie sumy dochodów objętych poszczególnymi przedziałami. Specjalne znaczenie ma to dla naj-

wyższego, otwartego przedziału (ponad 200 tys. zł.). O rozmiarach dochodów tych, jak je nazywamy — szczytowych, wnioskować możemy tylko z sumy opłaconego podatku.

Wgląd w pozycje, znajdujące się w poszczególnych rubrykach, pozwala nam snuć dalsze wnioski. Pierwszym z nich jest stwierdzenie daleko posuniętej tendencji do zaokrąglania wysokości dochodu. Ma to wpływ na niezbędne w dalszym opracowaniu łączenie przedziałów w większe klasy. Wypada postępować tu w ten sposób, żeby liczebności zwiększone skutkiem zaokrąglenia znalazły się pośrodku utworzonych klas. W tablicy I oznaczamy gwiazdką te liczebności, które uznajemy za zwiększone skutkiem zaokrąglenia wysokości dochodu.

Jeżeli teraz zanalizujemy sumę podatku wymierzonego w każdym stopniu, przekonamy się, że naogół odbiega ona od iloczynu stawki podatkowej przez liczbę podatników. Wynika to z przepisów o zwyżkach i zniżkach podatkowych. Dla dochodów

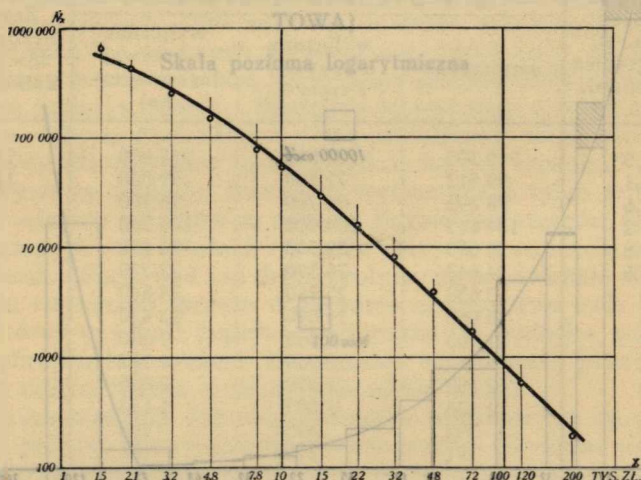
TABL. I. WYMIAR PODATKU OD DOCHODÓW FUNDOWANYCH OSÓB FIZYCZNYCH I SPADKÓW WAKUJĄCYCH
(Bernhard, tabl. 8, str. 910)

Dolna granica przedziału w tys. złotych	Liczba płatników	Dolna granica przedziału w tys. złotych	Liczba płatników	Dolna granica przedziału w tys. złotych	Liczba płatników	Dolna granica przedziału w tys. złotych	Liczba płatników
1.5	29 979	4.8	*16 023	20.0	2 422	76.0	170
1.55	32 991	5.2	9 702	22.0	2 202	80.0	228
1.6	26 914	5.6	*14 144	24.0	1 743	88.0	182
1.7	*39 061	6.0	9 685	26.0	1 365	96.0	159
1.8	25 105	6.6	*10 922	28.0	1 243	104.0	111
1.9	*41 378	7.2	9 623	30.0	950	112.0	92
2.0	23 967	7.8	8 730	32.0	800	120.0	63
2.1	23 016	8.4	8 272	34.0	770	128.0	67
2.2	*43 469	9.2	7 641	36.0	602	136.0	55
2.4	33 028	10.0	5 871	38.0	606	144.0	52
2.6	24 201	11.0	*6 433	40.0	866	152.0	30
2.8	*34 993	12.0	4 007	44.0	670	160.0	35
3.0	19 198	13.0	3 631	48.0	609	168.0	23
3.2	15 467	14.0	3 696	52.0	431	176.0	22
3.4	*23 064	15.0	2 563	56.0	395	184.0	23
3.6	13 422	16.0	2 069	60.0	300	192.0	22
3.8	*18 289	17.0	*2 300	64.0	238	200.0	191
4.0	17 038	18.0	1 545	68.0	219		
4.4	*17 337	19.0	2 161	72.0	184		
						Razem:	649 075

do 7200 złotych mają zastosowanie ulgi ze względu na stan rodzinny, a do 12000 — ze względu na „wyjątkowe okoliczności”, i suma podatku jest niższa od pomienionego iloczynu. Dla dochodów natomiast powyżej 12000 zł. żadne ulgi zastosowania nie mają, przeciwnie zaś, część podatników opłaca podatek zwiększony o 20%, jako osoby nieutrzymujące rodziny^{*)}. To znowu powoduje zwiększenie sumy podatku. Tabl. 8 Bernharda jest szeregiem rozdzielczym osób, którym wymierzono podatek dochodowy, i znikają z niej osoby, z uwagi na stan rodzinny lub „nadzwyczajne okoliczności” zupełnie zwolnione od podatku dochodowego. Skutkiem tego ogólna suma dochodów ustalonych dla wymiaru podatku od dochodów fundowanych, podana w tabl. 7 Bernharda jako równa 3909 milj. zł., nie jest identyczna z sumą, jakąbyśmy otrzymali na podstawie szeregu rozdzielczego tabl. 8 tegoż autora (łącznie z dochodami osób prawnych).

§ 18. Analiza statystyczna danych podatkowych. Jako pierwszy krok, niejako próbny, możemy

Wykr. 4. DOCHODY FUNDOWANE OPODATKOWANE
Skala podwójnie logarytmiczna



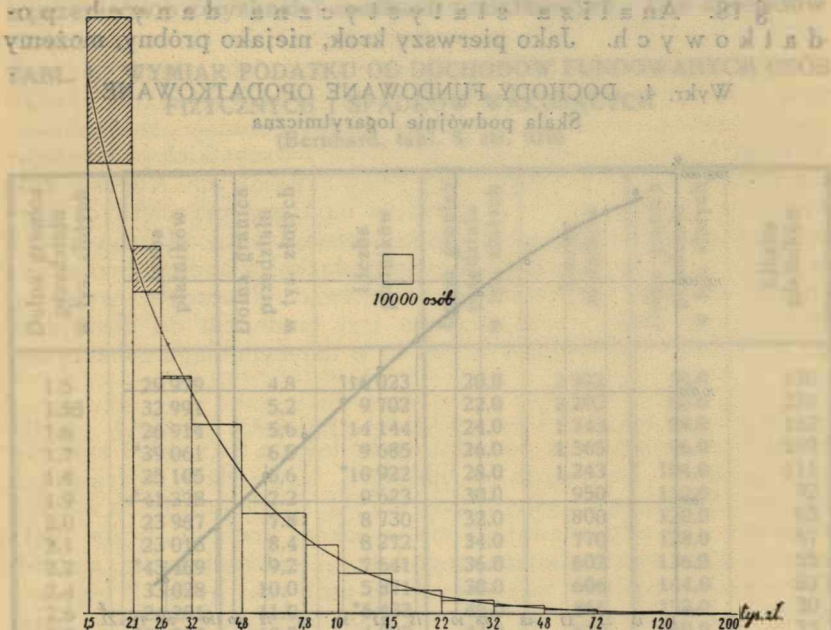
Punkty na wykresie odpowiadają następującym współrzędnym: odcięta — wysokość rocznego dochodu w tys. zł., rzędna — liczba podatników o dochodzie niemniejszym od określonego przez odpowiednią wartość rzędnej. Krzywa wg. równania: $\lg Nx = 6,9407 - 1,996 \lg(x + 2,5)$.

^{*)} Wprawdzie zwyżka ta dotyczy wszystkich podatników o dochodzie powyżej 3600 zł., ale nie ujawnia się w tablicy dla dochodów < 12000 złotych, bo jest pokryta przez zniżki z innych tytułów.

zbadać kształt krzywej dochodów opodatkowanych tak jak się ona przedstawia w stanie surowym. Przekonamy się najpierw, czy odpowiada ona choć w przybliżeniu wzorom Pareta. Rzut oka na wykres 4 okazuje, że w każdym razie nie może tu mieć zastosowania najprostszy wzór (3). Nieco lepsze wyniki daje już wzór (2), jednakże i tam odchylenia liczebności wyliczonych ze wzoru od zaobserwowanych są bardzo znaczne. Wobec tego probujemy zastosować krzywą logarymiczną. Aby móc to uczynić, musimy wprawdzie ustalić N czyli ogólną liczbę samodzielnych posiadaczy dochodów fundowanych, zarówno podlegających jak i niepodlegających podatkowi. Liczbę tę ustalamy na 4250 tys. osób¹⁹.

Wykr. 5. DOCHODY FUNDOWANE OPODATKOWANE

Skala pozioma logarymiczna



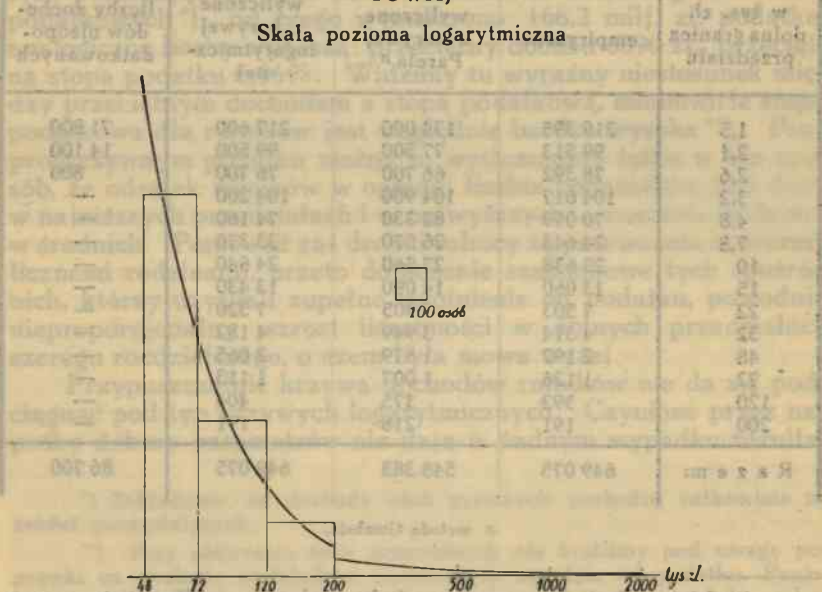
Powierzchnia białej części słupków jest proporcjonalna do liczby podatników, których dochód (ustalony dla celów wymiaru podatku) znajduje się w granicach oznaczonych na osi odciętych; powierzchnia zakreślanej części słupków — do oszacowanej liczby podatników o danym dochodzie, którzy zostali zupełnie zwolnieni od podatku spowodu stanu rodzinnego lub też „nadzwyczajnych okoliczności”. Krzywa jest odcinkiem krzywej logarymicznej.

gają żadnym zniżkom ani zwyczajom podatkowym), a dla szczytowych dochodów osób prawnych na zasadzie kwoty wymienionego podatku, ustalamy łączną sumę na 579 milj. zł.²⁰

Następnie wyłania się kwestja dochodów szczytowych (przewyższających 200 tys. zł.). Co do rozkładu ich nie mamy bezpośrednio żadnych informacji, znamy tylko sumę wymierzonego podatku oraz przypuszczamy, że podlegają one w zasadzie również prawu krzywej logarytmicznej, jakkolwiek może z innymi parametrami. Parametry $x_0 = 0$, $\alpha = 1,315$ i $g = 1,4$ zł. dają zadoParametry: $x_0 = 440$ zł., $\alpha = 0,787$, $g = 165$ zł. dają zupełnie zadowolające rezultaty, jednakże nie poprzestajemy na nich, ponieważ, jak ustaliliśmy wyżej, szereg rozdzielnicy dochodów w dolnej swej części nie odpowiada zbiorowości dochodów ustalonych dla wymiaru podatku lecz zbiorowości dochodów opodatkowanych, a zatem szereg ten nie jest jednolity.

W tym celu postaramy się wprowadzić na drodze szacunku pewne poprawki, które uzgodnią sumę dochodów z szeregiem rozdzielnicy z sumą ogólną dochodów, ustalonych do wymiaru po-

Wykr. 6. DOCHODY FUNDOWANE OPODATKOWANE (CZĘŚĆ SZCZYTOWA)



Przedłużenie wykr. 5 — skala powierzchni 100 razy większa.

datku. Przedewszystkiem musimy potrącić dochód osób prawnych. Na zasadzie szeregu rozdzielczego (dochody te nie podlegała zgodność wyliczonej na ich podstawie kwoty podatku z wymierzoną faktycznie²¹. Ustalona na tej samej podstawie suma dochodów szczytowych wynosi 110 milj. zł. *)

Po potrąceniu zatem tej ostatniej pozycji i dochodów osób prawnych otrzymujemy sumę dochodów ustalonych do podatku dochodowego w granicach od 1,5 do 200 tys. zł. równą 3220 milj. zł., natomiast suma wyliczona z szeregu rozdzielczego wynosi 3055 milj. złotych. Różnica 165 milj. zł. musi wynikać z niezamieszczenia w szeregu rozdzielczym tych osób, które zostały zupełnie zwolnione od podatku (głównie ze względu na stan rodzinny). Drogą dość skomplikowanego szacunku²² otrzymujemy, że w granicach 1500—3200 zł. „znikło” z szeregu rozdzielczego około 87 tys. podatników. Poprawiony z uwagi na to szereg daje już teraz sumę dochodów, jak należy, 3220 milj. zł., ale

TABL. II. DOCHODY FUNDOWANE OPODATKOWANE

Dochody w tys. zł. dolna granica przedziału	L i c z e b n o ś c i			Szacunek liczby docho- dów nieopoda- tkowanych
	empiryczne	wyliczone z krzywej Pareta ^a	wyliczone z krzywej logarytmicz- nej	
1,5	219 395	134 000	217 600	71 800
2,1	99 513	77 500	99 500	14 100
2,6	78 392	66 700	76 700	800
3,2	104 617	104 900	104 200	—
4,8	70 099	82 330	74 160	—
7,8	24 643	26 570	23 370	—
10	23 638	27 560	24 840	—
15	13 060	14 090	13 430	—
22	7 503	7 305	7 320	—
32	4 314	3 949	4 182	—
48	2 192	1 879	2 065	—
72	1 126	1 007	1 113	—
120	392	375	404	—
200	191	218	191	—
R a z e m:	649 075	548 383	649 075	86 700

^a metodą Gumbela.

*) Gdyby dochody szczytowe były rozłożone według tego samego „prawa” co dochody wyszczególnione w szeregu rozdzielczym, suma ich wynosiłaby tylko 64 milj. zł.

traci na regularności: dolne grupy dochodów są liczniejsze niżby to wynikało z krzywej logarytmicznej (p. wykres 5 i tabl. II). Jak się przekonamy, pozostaje to w łączności ze szczególnym kształtem krzywej dochodów rolników.

§ 19. W obszernym dziale dochodów fundowanych możemy wyróżnić od razu dwie grupy, mianowicie dochody rolników i dochody wszystkich pozostałych. Statystyka podatkowa nie daje dla nich oddzielnych szeregów rozdzielczych, w tablicach 1, 3 i 7 Berharda znajdujemy tylko wymiar podatku, liczbę płatników i sumę dochodów ustaloną dla celów podatku dla oddzielnych źródeł dochodu. Klasyfikacja jest dla naszych celów dostatecznie szczegółowa. Jako liczbę rolników-płatników podatku dochodowego przyjmujemy liczebność płatników posiadających dochody z nieruchomości gruntowej: 256 488 osób. Jako ich łączny dochód bierzemy sumę dochodów z nieruchomości gruntowej, nadzwyczajnego wyrębu lasu i budynków wiejskich — razem 941,1 milj. zł. Wreszcie kwota podatku od dochodu z tych źródeł daje ogółem 58,6 milj. zł. A zatem przeciętny dochód rolnika opodatkowanego wynosił 3640 zł., przeciętny podatek wymierzony 6,23%. Dla wszystkich pozostałych podatników w liczbie okrągłej 392,6 tys., posiadających 2389 milj. zł. dochodu ustalonego do celów podatkowych^{*)}, od czego wymierzono 166,2 milj. zł. podatku, analogiczne liczby wynoszą: przeciętny dochód 6090 zł., przeciętna stopa podatku 6,96%. Widzimy tu wyraźny niestosunek między przeciętnym dochodem a stopą podatkową, mianowicie stopa podatkowa dla rolników jest względnie bardzo wysoka^{**)}. Przy progresywnym podatku można to wytłumaczyć tylko w ten sposób, że odsetek rolników w ogólnej liczbie podatników jest duży w najniższych przedziałach i w najwyższych, a znacznie mniejszy w średnich. Ponieważ zaś drobni rolnicy są przeważnie obciążeni licznymi rodzinami, przeto dołączenie szacunkowe tych spośród nich, którzy uzyskali zupełne zwolnienie od podatku, powoduje nieproporcjonalny wzrost liczebności w dolnych przedziałach szeregu rozdzielczego, o czym była mowa wyżej.

Przypuszczalnie krzywa dochodów rolników nie da się podciągnąć pod typ krzywych logarytmicznych. Czynione przez nas próby doboru parametrów nie dają w żadnym wypadku rezulta-

^{*)} Zakładamy, że dochody osób prawnych pochodzą całkowicie ze źródeł pozarolniczych.

^{**)} Przy obliczeniu tych przeciętnych nie braliśmy pod uwagę poprawki na dochody podatników zwolnionych zupełnie od podatku. Ponieważ prawdopodobnie rekrutują się oni w lwiej części właśnie między rolnikami, wykazane przez nas w tekście dysproporcje uwypuklą się jeszcze bardziej.

tów zgodnych z danymi empirycznymi, t. j. liczbą dochodów opodatkowanych, sumą tych dochodów i kwotą wymierzonego podatku. W tej sytuacji spróbujemy dokonać szacunku podziału dochodów rolników zupełnie na innej podstawie, a narazie zajmujemy się dochodami nierolników.

§ 20. Zakładamy, że dochody te dadzą się przedstawić za pomocą krzywej logarytmicznej, z wyjątkiem może dochodów szczytowych. Przyjmując N ogólną liczbę posiadaczy dochodów w tym dziale za równą 1100000 osób, mamy trzy dane empiryczne, które posłużą do obliczenia parametrów krzywej logarytmicznej w takiejże ilości.

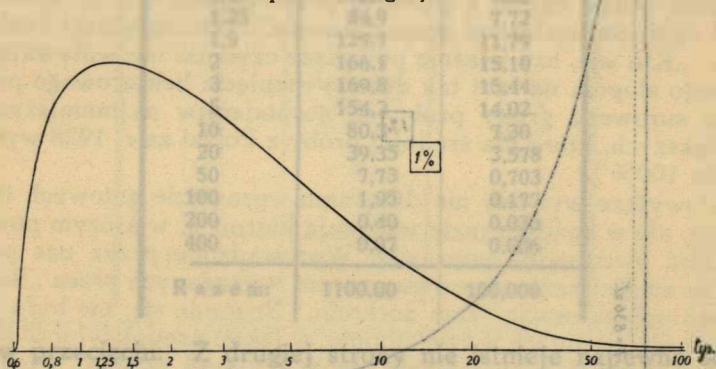
Liczba osobników opodatkowanych wynosi 392587, co stanowi 35,69% ogółu. Możemy też przyjąć, iż liczebność ta odnosi się do dochodów ≥ 1600 zł. (biorąc przeciętną ulgę podatkową jako odpowiadającą potrąceniu z dochodu 100 zł.). Suma dochodów przekraczających 1500 zł., ustalonych dla celów podatku, wynosi 2389 milj. zł. Z tego jednak potrącimy szacunkowo 31 milj. zł. na nadwyżkę dochodów szczytowych (p. § 18), pozostaje więc 2358 milj. zł. Suma podatku po uczynieniu podobnego potrącenia wyniesie 155 milj. zł. Do tych założeń dostosujemy parametry, które dają wartości $x_0 = 100$ zł., $\alpha = 0,615$, $g = 891$ zł. Niska bardzo wartość x_0 świadczyłaby, że dostosowanie parametrów odbyło się drogą nieco sztuczną. Pozostaje to w łączności z nieregularnym kształtem krzywej dochodów rolników. Ponieważ całość dochodów opodatkowanych (przynajmniej ponad 3000 zł.) ujawnia daleko posuniętą zgodność z krzywą logarytmiczną, reszta, czyli dochody nierolników, musi podlegać nieregularnościom odwrotnym.

Postaramy się teraz skonfrontować wyniki powyższego obliczenia z szacunkiem sumy dochodów fundowanych, dokonany na zupełnie innych podstawach przez Landaua i Kaleckiego. Z parametrów powyżej przytoczonych otrzymujemy średni dochód 2532 zł., co po uwzględnieniu jeszcze potrąconej poprzednio nadwyżki dochodów szczytowych daje sumę dochodów 2820 milj. zł. Obliczenia Landaua i Kaleckiego przynoszą kwotę o wiele większą, sama bowiem wartość konsumpcji omawianej tu klasy ludności wyniesie 5,8 miljrd. zł. Do tego jeszcze należy dodać wartość inwestycji netto, jednak tylko tych, które nie były podejmowane przez osoby prawne ani też nie były robione z kredytów zagranicznych, — o:az wzrost salda zadłużenia innych klas ludności, znowu tylko o tyle, o ile nie wynikało ono z zadłużenia u osób prawnych (włączając w to państwo i banki państwowe). Składniki te nie dadzą się bliżej oznaczyć; w zaokrągleniu przyjmujemy sumę dochodów fundowanych nierolników równą 6 miljardom zło-

tych. Rozbieżność tych szacunków wynika zapewne z defraudacyjnej podatkowych. Aby uzyskać zgodność między szacunkami naszymi oraz Landaua i Kaleckiego, podnosimy wartość x_0 do 600 zł. (pamiętajmy, jaki jest skład zbiorowości dochodów fundowanych, w jego świetle minimum to nie okaże się zbyt niskie), α pozostawiamy bez zmiany, gdyż można liczyć, że koncentracja dochodów

Wykr. 7. DOCHODY FUNDOWANE NIEROLNIKÓW

Skala pozioma logarytmiczna



Począwszy od niniejszego wykresu wszystkie wykresy, przedstawiające szeregi rozdzielcze i krzywe liczebności (Nr. Nr. 7, 8, 9, 11, 12, 14, 15, 16, 18, 19, 20), utrzymane są w jednakowej skali powierzchni — 16 mm² odpowiada 1% ogólnej liczby obserwacji (posiadaczy dochodów) w danej zbiorowości. Wszystkie krzywe, przedstawione na tych wykresach — o ile niema specjalnego zastrzeżenia — są odcinkami krzywych logarytmicznych o różnych parametrach.

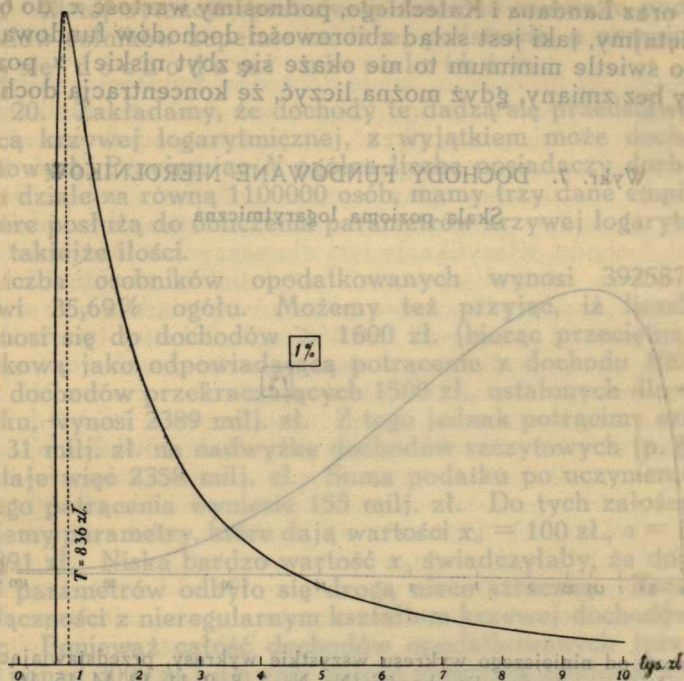
(poza najniższymi) dość dobrze jest oddana przez statystykę podatkową²⁴, wreszcie g podnosimy na tyle, żeby ogólna suma dochodów, wyliczona z parametrów równania krzywej logarytmicznej, zgodziła się z szacunkiem Landaua i Kaleckiego. Przy tem założeniu $g = 1756$ zł.

Ostateczny szacunek podziału dochodów fundowanych nierolników przedstawiamy poniżej w tabl. III i graficznie (wykresy 7 i 8).

Krzywa Lorenza (wykres 9 na str. 50) obrazuje nam stopień koncentracji dochodów fundowanych nierolników, który okazuje się dość wysoki. $\eta = 0,60$.

Wykr. 8. DOCHODY FUNDOWANE NIEROLNIKÓW

Skala arytmetyczna



Wykres niniejszy został wykonany dla porównania z wykr. 7. Jak widzimy, skala arytmetyczna uniemożliwia równoczesne przedstawienie rozkładu zarówno małych jak i wielkich dochodów.

§ 21. Szacunek dochodów rolników na podstawie obszaru gospodarstw. Jak zaznaczyliśmy w § 19, podział dochodów rolników nie da się wydedukować z danych statystyki podatkowej. Jedna krzywa logarytmiczna najwidoczniej nie jest w stanie przedstawić nieregularnego układu liczebności, o którym mowa, zaś na użycie krzywej o większej liczbie parametrów lub skombinowanie dwóch krzywych nie pozwala niedostateczna ilość danych empirycznych.

W takiej sytuacji usiłujemy oszacować podział dochodów rolników na zupełnie innych podstawach. Można śmiało założyć, że dochód rolnika jest funkcją rosnącą obszaru gospodarstwa. Rzecz prosta, nie jest to funkcja ścisła w sensie matematycznym, a tylko funkcja statystyczna (t. zw. stochastyczna), sprawdzająca

TABL. III. DOCHODY FUNDOWANE NIEROLNIKÓW

Szacunek ostateczny

Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	Liczebność	
	w tysiącach	w %
0,6	69,9	6,35
0,8	93,2	8,47
1,0	102,4	9,31
1,25	84,9	7,72
1,5	129,7	11,79
2	166,1	15,10
3	169,8	15,44
5	154,2	14,02
10	80,3	7,30
20	39,35	3,578
50	7,73	0,703
100	1,95	0,177
200	0,40	0,036
400	0,07	0,006
Razem:	1100,00	100,000

się w przecięciu. Z drugiej strony nie istnieje napewno ścisła proporcjonalność między dochodem a obszarem gospodarstwa, bo większe gospodarstwa prowadzą naogół gospodarkę bardziej ekstensywną, praca właściciela odgrywa mniejszą rolę w zestawieniu z dochodem z kapitału i renty gruntowej, obdłużenie na hektar roślinie i t. d. Wobec tego wydaje się usprawiedliwionem przyjęcie funkcji kształtu

$$x = a(s + c)^b \quad (11)$$

gdzie x oznacza dochód, s obszar gospodarstwa, a , c , b są stałymi. Przytem $c \geq 0$; $0 < b < 1$. Nierówność $b < 1$ oznacza, że mamy do czynienia ze wzrostem dochodu mniej niż proporcjonalnym do wzrostu obszaru. Nieujemna wartość c pozwala nam nadto uzyskać z funkcji (11) dla małych s jeszcze wolniej rosnący dochód.

Dane empiryczne pozwalające na oszacowanie parametrów a , c i b znaleźć można w dochodzeniach Instytutu Naukowego Gospodarstwa Wiejskiego w Puławach. Dochodzenia te wszakże posiadają pewną słabą stronę, mianowicie wolno przypuszczać, że objęta przez nie zbiorowość gospodarstw wiejskich odbiega od zbiorowości ogólnej, przewyższając ją znacznie co do dochodowości. Oczywiście nie posiadamy w tej mierze bezpośrednich

informacji, jednakże Sowiński (64) stwierdza, że zbiorowość próbna faktyczna przewyższała ogólną pod względem produktywności o 28,7%, a zbiorowość próbna „ważona strukturą agrarną” nawet o 42,9%. Tenże autor stwierdza nadto (63): „Dotychczasowy sposób tworzenia się próby nie jest bardziej sprzyjającym dla reprezentatywności prób mniejszych grup obszarowych, niż to zachodzi dla całych prób, lecz przeciwnie prawdopodobnie z natury rzeczy jest mniej sprzyjającym”. W szczególności podlegli badaniu drobni gospodarze wykazują względem większych gospodarzy nie tak znaczne różnice co do kultury, oświaty i t. p., jak to zachodzi wśród ogółu, a ponadto przewyższają ich „pracowitością i ogólnymi walorami gospodarczymi”. Dr. Sowiński konkluduje: „Kto wie, czy właśnie powyższe czynniki nie wpływają do pewnego stopnia na fakt tak dużego rozpięcia hektarowego przychodu surowego grupy próbnych gospodarstw najmniejszych i największych, które dla średniej próby z Polski za r. 1928 wynosi prawie 100%”.

Powyższe wywody nie dają nam wprawdzie gotowych liczb do ręki, ale w każdym razie wskazują kierunek, w którym powinny pójść ewentualne poprawki. Wprowadzone przez nas polegały na zmniejszeniu o pewien procent wykazanych przez „Badania nad opłacalnością” sum dochodu. Rozumie się, nie było mowy o zmniejszeniu ich w tym stopniu, w jakim produktywność zbiorowości próbnej przewyższała produktywność ogólną: wraz ze wzrostem produktywności rosła wszak i nakłady. W drodze czystego szacunku potrąciliśmy w najniższej grupie (2—3 ha) 25% dochodu, w najwyższej (30—50 ha) 5%, w innych grupach odpowiednio mniej lub więcej. Opierając się następnie na liczbach średnich z r. 1928/9 i 1929/30 ustaliliśmy wartości parametrów²⁵, które dają zależność

$$x = 0,447 (s + 0,6)^{0,7} \quad (11')$$

dla gospodarstw wielkiej własności (od 50 ha) i

$$x = 0,832 s^{0,54} \quad (11'')$$

dla gospodarstw małej własności (do 50 ha); x wyrażone jest w tysiącach złotych, s — w hektarach.

Dla małej własności oparliśmy się wprost na liczbach całkowitego dochodu (odpowiednio zmniejszonych), dla wielkiej zaś — na liczbach dochodu rolniczego, ekstrapolowanych z danych puławskich, które, jak wiadomo, odnoszą się do gospodarstw od 2 do 50 ha. Uważaliśmy bowiem, że w ogólnym dochodzie drobnych rolników tkwi wiele składników ubocznych, jak przede wszystkim dochód z pracy wykonywanej poza obrębem własnego gospodarstwa, co dla wielkich rolników nie ma zastosowania.

Najświeższej stosunkowo daty dane o podziale gospodarstw według obszaru pochodzą ze statystyki podatku gruntowego za r. 1928; przyjmujemy je bez poprawek, przytaczając w poniższej tablicy:

TABL. IV. PODZIAŁ GOSPODARSTW ROLNYCH WEDŁUG OBSZARU
Rocznik Min. Skarbu, Tom III, str. 100

Powierzchnia w ha — dolna granica przedziału	Liczba gospodarstw	Powierzchnia w tys. ha
0	3 369 236	8 090
5	1 223 840	9 482
15	182 560	4 160
60	16 070	1 352
150	8 794	2 523
500	3 539	3 251
2000	686	3 981
R a z e m	4 804 725	32 839

Jak widzimy, z punktu widzenia techniki statystycznej można tym danym zarzucić, że podziału na klasy wielkości dokonano w sposób zbyt ogólnikowy; podana jest na szczęście łączna powierzchnia gospodarstw w każdym przedziale, co pozwala łatwiej się zorientować w charakterze szeregu rozdzielczego. Jest on wysoce nieregularny, nie zbliżając się do żadnego ze znanych typów. Zapewne wynika to z faktu, że zaledwie parę pokoleń oddziela nas od czasu uwłaszczenia włościan, i automatyzm gospodarczy nie zdążył jeszcze upodobnić struktury agrarnej do otrzymanej z jakiegoś schematu probabilistycznego; nadto parcelacja działa w sposób wysoce swoisty: wielkie gospodarstwa dzielą się od razu na małe, bez tworzenia średnich jako stadium przejściowego.

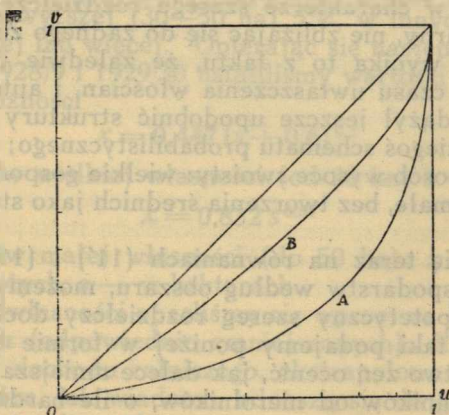
Opierając się teraz na równaniach (11') i (11'') i szeregu rozdzielczym gospodarstw według obszaru, możemy z łatwością skonstruować hipotetyczny szereg rozdzielczy dochodów rolników²⁶. Szereg taki podajemy poniżej w formie tabelarycznej i graficznej. Łatwo zeń ocenić, jak dalece mniejsza jest dyspersja dochodów rolników od nierolników, o ile bardziej jednolitą grupę stanowią rolnicy (mówiąc wciąż tylko o dochodach fundowanych). To samo oczywiście odnosi się do koncentracji dochodów (p. wykres 9). Stosunek koncentracji η wynosi zaledwie 0,25.

TABL. V. DOCHODY FUNDOWANE ROLNIKÓW
Szacunek ostateczny

Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	L ic z e b n o ś c i	
	w tysiącach	w %
0,6	8,82	0,28
1,0	147,7	4,69
1,25	429,0	13,62
1,5	1210,6	38,43
2	977,2	31,02
3	309,9	9,84
5	46,6	1,48
10	10,33	0,328
20	7,79	0,247
50	1,48	0,047
100	0,58	0,018
R a z e m	3150,00	100,000

Suma dochodów wyliczona z tego szeregu (oczywiście przedstawionego w formie bardziej szczegółowej niż w druku) wynosi 7270 milj. zł., co mieści się w ramach szacunku Landaua i Ka-

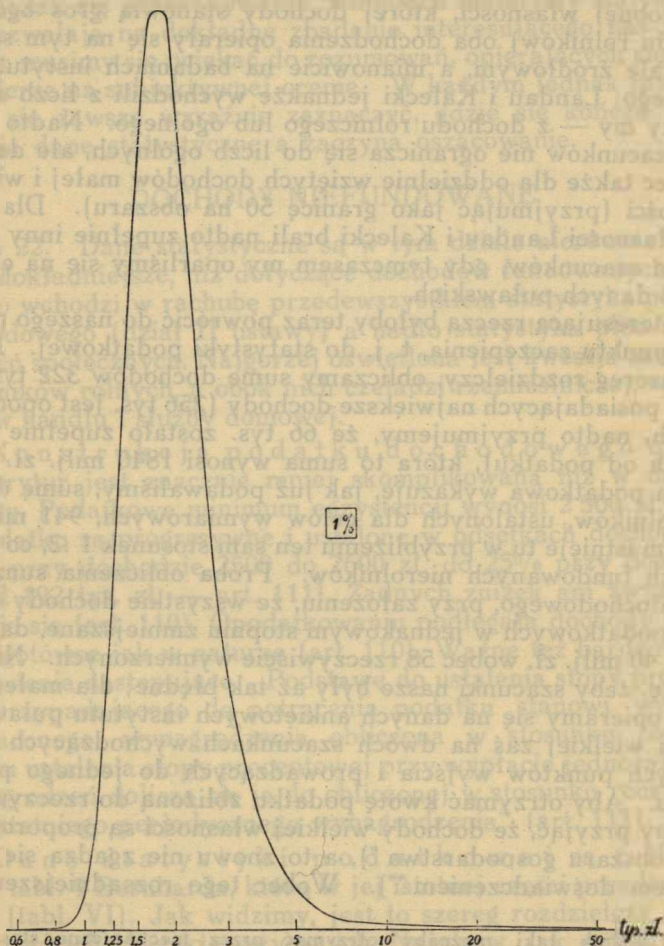
Wykr. 9. KONCENTRACJA DOCHODÓW FUNDOWANYCH
(krzywe Lorenza)



A — nierolnicy, B — rolnicy. Każdy punkt na krzywej odpowiada na pytanie: jaka część (v) ogólnej sumy dochodów danej zbiorowości jest w ręku określonej części (u) ogólnej liczby posiadaczy dochodów, uszeregowanych w kolejności rosnących dochodów.

leckiego. Zaznaczyć należy, że „naturalną“ część dochodów rolników (produkty rolne przez nich samych konsumowane) liczymy po cenach płaconych producentom, a to zgodnie z naszą myślą

Wykr. 10. DOCHODY FUNDOWANE ROLNIKÓW
Skala pozioma logarytmiczna



przewodnią otrzymania szeregu rozdzielczego dochodów przeliczonych na pieniądź. Rolnik, który waha się, czy zjeść jajko, czy je sprzedać, nie ma oczywiście na widoku miejskiej ceny detalicznej, a tylko cenę, jaką może uzyskać na najbliższym targu

lub w spółdzielni. Przeliczając też konsumpcję własną rolników po miejskich cenach detalicznych, sztucznie zmniejszalibyśmy rozpiętość między drobnymi a wielkimi rolnikami, ponieważ u tych ostatnich konsumpcja własna odgrywa stosunkowo małą rolę.

Otrzymanie liczby zgodnej z szacunkami Landaua i Kaleckiego jest o tyle rzeczą spodziewaną, że zasadniczo (przynajmniej dla drobnej własności, której dochody stanowią gros ogólnego dochodu rolników) oba dochodzenia opierały się na tym samym materiale źródłowym, a mianowicie na badaniach instytutu puławskiego; Landau i Kalecki jednakże wychodzili z liczb spożycia, gdy my — z dochodu rolniczego lub ogólnego. Nadto zgodność szacunków nie ogranicza się do liczb ogólnych, ale daje się dostrzec także dla oddzielnie wziętych dochodów małej i wielkiej własności (przyjmując jako granicę 50 ha obszaru). Dla wielkiej własności Landau i Kalecki brali nadto zupełnie inny punkt wyjścia szacunków, gdy tymczasem my oparliśmy się na ekstrapolacji danych puławskich.

Interesującą rzeczą byłoby teraz powrócić do naszego pierwszego punktu zaczepienia, t. j. do statystyki podatkowej. Mając dany szereg rozdzielczy, obliczamy sumę dochodów 322 tys. rolników, posiadających największe dochody (256 tys. jest opodatkowanych, nadto przyjmujemy, że 66 tys. zostało zupełnie zwolnionych od podatku), która to suma wynosi 1840 milj. zł. Statystyka podatkowa wykazuje, jak już podawaliśmy, sumę dochodów rolników, ustalonych dla celów wymiarowych, 941 milj. zł. A zatem istnieje tu w przybliżeniu ten sam stosunek 1 : 2, co w dochodach fundowanych nierolników. Próba obliczenia sumy podatku dochodowego, przy założeniu, że wszystkie dochody są dla celów podatkowych w jednakowym stopniu zmniejszane, daje za ledwie 40 milj. zł. wobec 58 rzeczywiście wymierzonych. Nie wydaje się, żeby szacunki nasze były aż tak błędne; dla małej własności opieramy się na danych ankietowych instytutu puławskiego, dla wielkiej zaś na dwóch szacunkach wychodzących z odmiennych punktów wyjścia i prowadzących do jednego prawie wyniku. Aby otrzymać kwotę podatku zbliżoną do rzeczywistej, trzebaby przyjąć, że dochody wielkiej własności są proporcjonalne do obszaru gospodarstwa^{*)}, a to znowu nie zgadza się z codziennem doświadczeniem^{**}). Wobec tego rozsądniejszym bę-

*) Wynik taki możnaby otrzymać przez mechaniczne stosowanie t. zw. przeciętnych norm dochodowości (p. § 16), obliczonych na jeden hektar gruntu.

**) Oprócz mniejszego nakładu pracy ludzkiej na hektar, a więc większej ekstensywności uprawy działa tu jeszcze ten czynnik, iż wielka własność obejmuje stosunkowo więcej lasów, nieużytków i t. p., a nadto mieści się w znacznej mierze na terenie gospodarczo zacofanych województw wschodnich.

dzie zapewne przyjąć, że opodatkowanie dużych posiadłości rośnie silniej niżby to wynikało z samej struktury podatku dochodowego (większy nacisk fiskalny). Podobne założenie zrobiliśmy, dostosowując dane podatkowe dla nierolników do szacunku Landaua i Kaleckiego²⁴ (przez silniejsze podniesienie x_0 niż g).

Na tem kończymy szacunek podziału dochodów fundowanych. Jak się przekonujemy, istniejące materiały statystyczne nie pozwalają na dokładne zbadanie interesującego nas zagadnienia; musimy się uciekać do rozumowań, opierających się w dużej mierze na subiektywnej ocenie. W każdym jednak razie staramy się zawsze wyraźnie zaznaczyć, gdzie się kończą bezpośrednio dane statystyczne a zaczyna oszacowanie.

DOCHODY NIEFUNDOWANE

§ 22. Dane statystyczne są w tym dziale nierównie bogatsze i dokładniejsze, niż dotyczące dochodów fundowanych. Jako źródło wchodzi w rachubę przedewszystkiem statystyka podatku dochodowego (dział II ustawy) a nadto statystyka płac i ubezpieczeń społecznych. Najgorzej oświetlona jest kwestja zarobków robotników rolnych, a obok nich czeladzi rzemieślniczej, robotników w handlu i służby domowej.

Konstrukcja podatku dochodowego od płac i emerytur jest znacznie mniej skomplikowana niż w dziale I ustawy. Podatkowe minimum egzystencji wynosi 2 500 zł. Stawki podatku są progresywne i ustalone w odsetkach dochodu (od 1,5% przy dochodzie 2500 do 2600 zł. do 25% przy dochodzie ponad 192 tys. zł. — art. 111). Żadnych zniżek ani zwryżek nie stosuje się (art. 110). Opodatkowaniu podlegają dochody zarówno w gotówce jak w naturze (art. 110). Ważne też bardzo są postanowienia następujące: „Podstawę do ustalenia stopy procentowej przypadającego do potrącenia podatku stanowi wysokość wypłaconego wynagrodzenia obliczona w stosunku rocznym. W celu ustalenia stopy procentowej przy wypłacie jednorazowych wynagrodzeń dolicza się je do obliczonej w stosunku rocznej sumy ostatniego perjodycznego wynagrodzenia“ (art. 111).

Dane statystyki podatkowej za r. 1929 zawiera tabl. 9 Bernharda, którą w jej istotnej części przedrukujemy (tabl. VI). Jak widzimy, jest to szereg rozdzielczy o pewnych cechach charakterystycznych. Najpierw, jak w tabl. I, rzucają się w oczy lokalne maxima liczebności przy pewnych okrągłych sumach dochodu. Prawdopodobnie mamy tu jednak do czynienia z faktycznymi zaokrągleniami, zachodzącymi w umowach o pracę. Bardzo wiele dochodów grupuje się np. około wysoko-

ści 300 zł. na miesiąc: widocznie jest tendencją pracodawców i pracowników zawierać umowy raczej na taką sumę okrągłą, a nie np. na 290 lub 310 zł. miesięcznie. Przy łączeniu przedziałów jednak lepiej jest (np. dla obliczenia przeciętnych) umieszczać takie maxima pośrodku utworzonych klas.

Obok liczby podatników dla każdego stopnia podatkowego podana jest kwota pobranego podatku (wymiar zbiega się tu prawie dokładnie z poborem). Iloraz tej kwoty przez liczbę podatników znowu nie zgadza się z przeciętną stawką podatkową, jaką można na zasadzie ustawy określić. Wynika to z przytoczonych powyżej postanowień art. 111, jak również z techniki zestawienia omawianej tablicy. Podatek, opłacony przez pewnego pracownika, nie jest funkcją jedynie wysokości jego całkowitego zarobku. Tylko w wypadku, jeżeli zarobek pracownika przez cały rok był równomierny, opłacony podatek jest iloczynem sumy zarobku przez odpowiednią stawkę procentową podatku i figuruje w zestawieniach statystycznych przy tym samym stopniu dochodowym, co pracownik jako posiadacz dochodu. Jeżeli nato-

TABL. VI. WYMIAR PODATKU OD DOCHODÓW NIEFUNDOWANYCH
(Bernhard, tabl. 9, str. 911)

Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	Liczba płatników	Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	Liczba płatników	Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	Liczba płatników	Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	Liczba płatników
2.5	45 088	6.4	10 848	22.0	*1 000	76.0	12
2.6	33 478	6.8	*10 391	24.0	460	80.0	35
2.7	28 667	7.2	7 039	26.0	340	88.0	29
2.8	27 369	7.6	6 442	28.0	314	96.0	15
2.9	*30 933	8.0	8 160	30.0	255	104.0	13
3.0	24 720	8.8	7 092	32.0	189	112.0	9
3.1	23 329	9.6	4 691	34.0	*266	120.0	16
3.2	33 878	10.4	3 740	36.0	126	128.0	22
3.4	*36 347	11.2	*3 995	38.0	132	136.0	8
3.6	27 487	12.0	2 604	40.0	156	144.0	7
3.8	26 712	13.0	2 153	44.0	152	152.0	5
4.0	*27 325	14.0	*2 263	48.0	*97	160.0	7
4.2	22 056	15.0	1 555	52.0	90	168.0	2
4.4	*36 342	16.0	1 317	56.0	70	176.0	1
4.8	24 971	17.0	*1 827	60.0	44	184.0	—
5.2	20 524	18.0	589	64.0	47	192.0	12
5.6	18 415	19.0	*589	68.0	31		
6.0	13 006	20.0	853	72.0	31		
						Razem:	580 788

miast pracownik otrzymał w ciągu roku jednorazowe wynagrodzenie, to zapłaci w sumie podatek niższy, dochód jego będzie wykazany we właściwym (t. zn. odpowiadającym łącznemu zarobkowi rocznemu) stopniu, ale kwota pobranego podatku częściowo tylko trafi do właściwego stopnia, część jej zaś figurować będzie w stopniu niższym, odpowiadającym zarobkowi zwykłemu, bez doliczenia jednorazowego dodatku.

Inaczej rzecz się przedstawia, gdy pracownik tylko przez część roku jest zatrudniony (albo też przez resztę roku pobiera wynagrodzenie niższe od podatkowego minimum egzystencji). Wówczas figuruje on w zbyt wysokim stopniu dochodu, natomiast kwota pobranego odeń podatku będzie — jak i w poprzednio opisanym wypadku — niższa od wyliczonej na zasadzie art. 111.

Tabl. 9 Bernharda przedstawia stan podatników na dzień 31.XII.1929 r., natomiast kwoty podatku z całego roku 1929 (str. 909). Ponieważ koniec roku kalendarzowego jest zwyczajową porą wypłacania dodatkowych wynagrodzeń, wolno przypuszczać, że zaliczenie pracowników zatrudnionych stale do odpowiednich stopni dochodu nastąpiło w sposób dość dobry, to jest w przybliżeniu zgodnie z rzeczywistą sumą dochodu rocznego. Jeżeli natomiast chodzi o pracowników niestałych, to możliwe są dwa rodzaje błędów: z jednej strony zaliczenie do zbyt wysokiego stopnia pracowników, którzy przez resztę roku pobierali wynagrodzenie niższe (albo wogóle byli bezrobotni), z drugiej zaś błędy przeciwne czyli zaliczenie do stopnia zbyt niskiego lub niewidocznie wogóle w statystyce podatkowej. W braku wiadomości o rozmiarach tych błędów musimy przyjąć, że wzajemnie się one znoszą, i akceptować dane podatki od dochodów niefundowanych bez dalszych poprawek. Musimy też zrezygnować z poprawienia błędów, wynikających stąd, że kto pobiera wynagrodzenie od pracodawców na terenie różnych urzędów skarbowych lub też posiada obok dochodu z pracy jeszcze dochód fundowany — figuruje w statystyce podatkowej jako dwie lub więcej osób.

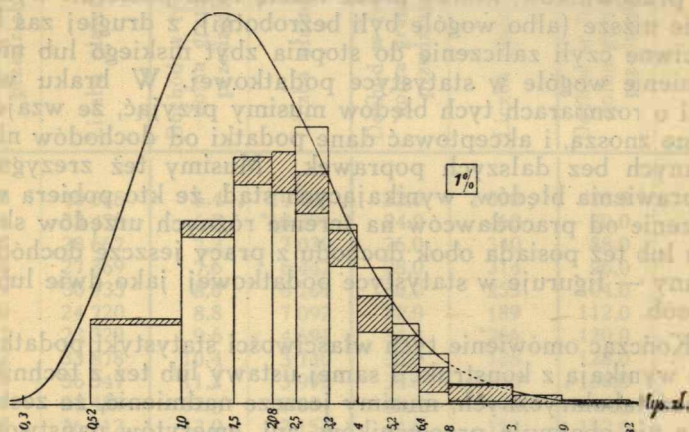
Kończąc omówienie tych właściwości statystyki podatkowej, jakie wynikają z konstrukcji samej ustawy lub też z techniki zestawień tabelarycznych, musimy jeszcze nadmienić, że zestawienia te nie obejmują pracowników ani emerytów państwowych, jakkolwiek od uposażeń ich podatek dochodowy w r. 1929 był potrącany.

§ 23. Szereg rozdzielnicy opodatkowanych dochodów niefundowanych nie poddaje się przedstawieniu analitycznemu zapomocą jednej krzywej logarytmicznej. Wąt-

pimy też, aby jaka inna formuła mogła dać radykalnie lepsze wyniki. Pomijając już wpływ zaokrąglenia wysokości płac, który można osłabić drogą odpowiedniego doboru granic przedziałów klasowych, otrzymujemy około 10 tys. zł. rocznego dochodu pewnego rodzaju nieciągłość²⁷, mianowicie liczebności raptownie maleją a zato rozciągają się na większej przestrzeni. Wskutek tego empiryczny szereg rozdzielczy można nieźle aproksymować dwoma odcinkami krzywych logarytmicznych o różnych parametrach, a mianowicie: do 8 tys. zł. $x_0 = 398$ zł., $\alpha = 0,394$, $g = 1205$ zł., od 13 tys. zł. $x_0 = 5710$ zł., $\alpha = 0,776$, $g = 91$ zł. Przedział od 8 do 13 tys. zł. ma charakter przejściowy. N — przyjmujemy tutaj równe 2150 tys. osób²⁸. Jakie są przyczyny tej nieciągłości, którą możnaby też określić jako tendencję do niestosunkowo wysokich zarobków u pewnego (górnego) odsetka pracowników najemnych, niesposób rozstrzygnąć na łamach niniejszej skromnej rozmiarami pracy. Pragniemy tylko zaznaczyć, że podobne zjawiska można zaobserwować w bardzo różnych dziedzinach życia społecznego Polski.

Omawialiśmy już (§§ 19 i 21) specyficzny kształt krzywej dochodów rolników; w najbliższych paragrafach zapoznamy się

Wykr. 11. DOCHODY NIEFUNDOWANE
Skala pozioma logarytmiczna



Dla dochodów powyżej 2500 zł. wykres przedstawia statystykę podatku dochodowego (całkowita wysokość słupków), wyrównaną zapomocą dwóch odcinków krzywych logarytmicznych. Dolna biała część słupków na całym wykresie odpowiada liczbie robotników przemysłowych (por. wyk. 12), zakreskowana — liczbie ubezpieczonych w Z. U. P. U. (por. wyk. 14). Poniżej 2500 zł. ogólna krzywa liczebności jest ekstrapolowana z częściową zmianą translacji²⁹.

z krzywą dochodów pracowników umysłowych, która, podobnie jak krzywa opodatkowanych dochodów niefundowanych, rozkłada się na dwa co najmniej odcinki krzywych logarytmicznych. To samo można powiedzieć o płacach robotników w różnych gałęziach przemysłu, a nawet o szeregu rozdzielczym miast według liczby mieszkańców (na podstawie rękopiśmiennych obliczeń autora).

Kwestja dochodów szczytowych w danym razie nie odgrywa roli, bo osób o dochodzie powyżej 192 tys. zł. jest ogółem zaledwie 12. Inaczej, jeżeli chodzi o dochody denne. Liczebność ich stanowi 63% ogółu; szacowanie ich sumy i rozkładu drogą ekstrapolacji (por. tabl. IX i wyk. 11) jest oczywiście nieco ryzykowne, na szczęście możemy wyniki kontrolować drogą porównywania ze statystyką płac i ubezpieczeń społecznych, o czym niżej.

Suma dochodów niefundowanych, obliczona na zasadzie szeregu podatkowego z ekstrapolacją wdół, zgadza się dobrze z szacunkiem Landaua i Kaleckiego, wynosząc 4814 milj. zł.

§ 24. Zarobki robotników przemysłowych. Statystyka zarobków, prowadzona odniedawna przez Główny Urząd Statystyczny, nie sięga wstecz do r. 1929. Opierając się

TABL. VII. PODZIAŁ ROBOTNIKÓW PRZEMYSŁOWYCH WEDŁUG ZAROBKÓW TYGODNIOWYCH

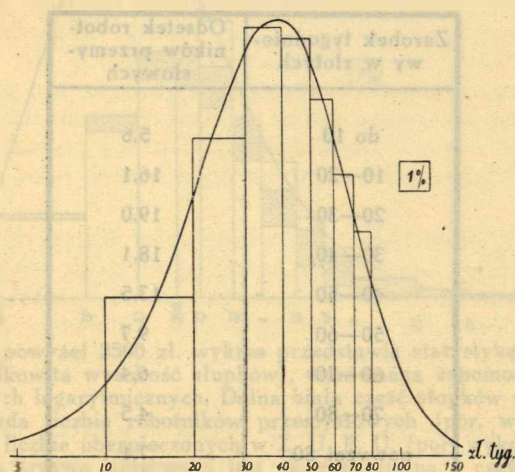
(Landau, B. 31)

Zarobek tygodniowy w złotych	Odsetek robotników przemysłowych
do 10	5,6
10—20	16,1
20—30	19,0
30—40	18,1
40—50	13,5
50—60	9,7
60—70	6,4
70—80	4,5
powyżej 80	7,1

na danych za r. 1932 i na wskaźnikach stawek płac, L. Landau obliczył szereg rozdzielczy tygodniowych zarobków robotników w r. 1929 (B. tabl. 3, str. 31), który poniżej przytaczamy (tabl. VII). Szereg ten daje się dobrze przedstawić zapomocą krzywej logarytmicznej o parametrach $\alpha = 0,195$, $g = 48,5$ zł., $x_0 = -13,75$ zł. Liczebność robotników przemysłowych można ustalić w następujący sposób: suma wypłat wynosi według Landaua (C) 2250 milj. zł.; przeciętny roczny zarobek według podanego szeregu 2080 zł., a zatem liczebność robotników określimy w zaokrągleniu na 1100 tys.

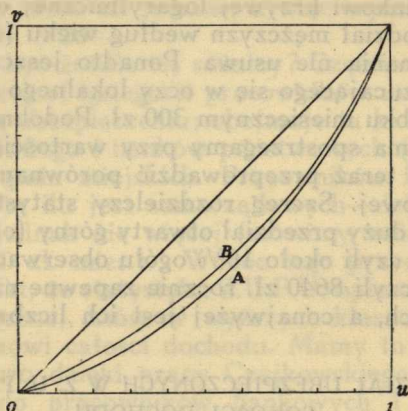
Wartość ujemna x_0 związana jest z dużą liczebnością robotników w najniższym przedziale, a ta ze swej strony wyływa ze znacznego udziału w ogólnym szeregu rozmaitego rodzaju półpłatnych praktykantów i robotników młodocianych. Oczywiście w statystyce zarobków nie figurują tacy „robotnicy”, którzy dopłacają pracodawcy (choć może w rzeczywistości zachodzą wypadki uiszczania opłat za naukę, to jednak należą one raczej do rzemiosła niż przemysłu), zatem ujemną wartość parametru trzeba traktować jako wynikającą z kształtu znanego nam odcinka krzywej; w okolicy zarobków zerowych krzywa liczebności silniej zdąża do osi odciętych, niżby to wynikało z wyliczonych jej parametrów. Zresztą nawet według tych parametrów liczebność dochodów ujemnych wynosiłaby zaledwie 0,25% ogółu.

Wykr. 12. ZAROBKI ROBOTNIKÓW PRZEMYSŁOWYCH
Skala pozioma logarytmiczna



Niewykluczone, że coś podobnego zachodzi i dla dochodów szczytowych (ponad 80 zł. tygodniowo), w każdym jednak razie robotnicy przemysłowi są grupą o dość znacznej dyspersji i koncentracji dochodów. $\eta = 0,32$.

Wykr. 13. KONCENTRACJA ZAROBKÓW ROBOTNICZYCH
(krzywe Lorenza)



A — robotnicy przemysłowi, B — robotnicy rolni.

§ 25. Zarobki pracowników umysłowych. Źródłem danych statystycznych są tutaj zestawienia Zakładów Ubezpieczeń Prac. Umysł., przytoczone w tabl. VIII. Szereg ten, jak już nadmienialiśmy, nie daje się przedstawić zapomocą jednego odcinka krzywej logarytmicznej o stałych parametrach, natomiast rozpada się na dwie części^{*)}. Do zarobków powyżej 300 zł. miesięcznie możemy dostosować krzywą o parametrach $x_0 = 0$, $\alpha = 0,347$, $g = 249$ zł., a do zarobków poniżej tej granicy $x_0 = -48,6$ zł., $\alpha = 0,222$, $g = 310$ zł. Krzywa liczebności zarobków pracowników umysłowych łączy zatem w sobie pewne cechy charakterystyczne szeregów dochodów nefundowanych opodatkowanych i zarobków robotniczych. Z pierwszym szeregiem ma wspólne „załamanie się” (czyli nieciągłość) przy pewnej wartości dochodu, powyżej której liczebności stają się odrazu znacznie mniejsze ale zato bardziej rozrzucone, z drugim zaś — ujemne minimum egzystencji (dla dolnego odcinka). Dzięki da-

^{*)} Możliwy też jest rozkład na 3 części, i to z większym przybliżeniem do rzeczywistości. Ostatecznie jednak podział na dwie części wystarcza.

leko idącemu rozczłonkowaniu danych podstawowych można było przeprowadzić pewne badania, dotyczące zachowania się szeregów rozdzielczych w poszczególnych klasach ubezpieczonych w Z.U.P.U. Okazuje się np., że szereg dochodów ubezpieczonych mężczyzn nie wykazuje ujemnego x_0 , tylko szereg dochodów kobiet, natomiast oba te szeregi ujawniają w pewnym punkcie załamanie, rozpadając się na dwie części, z których każda odpowiada odcinkowi krzywej logarytmicznej o innych parametrach. Nawet podział mężczyzn według wieku (do lat 26 i powyżej) tego załamania nie usuwa. Ponadto jeszcze trzeba zaznaczyć istnienie rzucającego się w oczy lokalnego maximum liczebności przy zarobku miesięcznym 300 zł. Podobne, acz słabiej zaznaczone, maxima spostrzegamy przy wartościach 150 i 600 zł.

Spróbujmy teraz przeprowadzić porównanie z danymi statystyki podatkowej. Szereg rozdzielczy statystyki Z. U. P. U. posiada bardzo duży przedział otwarty górny (od 720 zł.): należy doń 25207 osób czyli około 10% ogółu obserwacji! Powyżej 720 zł. miesięcznie czyli 8640 zł. rocznie zapewne niema już pracowników fizycznych, a conajwyżej jest ich liczba zupełnie zniko-

TABL. VIII. PODZIAŁ UBEZPIECZONYCH W Z. U. P. U. WEDŁUG WYSOKOŚCI DOCHODU

V Rocznik Ubezpieczeń Społecznych, str. 239

Dochód miesięczny w złotych dolna gran. przedziału			Liczba ubezpieczo- nych	%%	Szacowany odsetek pra- cowników państwo- wych
pensja za- sadnicza	szacowany odsetek wy- nagrodzeń dodatkowych	szacowany dochód ogólny			
0	—	0	15 930	5,80	—
90	3	92,7	13 913	5,07	—
120	4	124,8	16 394	5,97	—
150	5	157,5	27 798	10,13	13
180	6	190,8	32 974	12,01	20
220	7	235	29 261	10,66	17
260	8	281	17 012	6,19	13
300	9	327	31 400	11,45	11
360	11	400	19 488	7,09	9
420	13	475	13 235	4,82	7
480	15	552	14 522	5,29	5
560	16	650	9 792	3,56	3
640	17	749	7 584	2,77	2
720	18	850	25 207	9,19	1,5
Razem			274 510	100,00	

ma *). Można też przyjąć, że przy tej wysokości płac jest już między ubezpieczonymi w Z. U. P. U. bardzo niewiele urzędników państwowych (ubezpieczeniu podlegają tylko urzędnicy nietatowi).

Szukamy teraz, jakiej wysokości opodatowanego dochodu odpowiada liczba podatników, wynosząca 25,2 tys. Z tabl. V otrzymujemy wartość bardzo zbliżoną, bo 25478 dla dochodów, przekraczających 10400 zł. rocznie, a więc wyższych niż w statystyce Z. U. P. U. o 20%.

Jakież może być źródło tej różnicy? Częściowo tłumaczy się ona istnieniem pewnej kategorii pracowników umysłowych, którzy nie podlegają ubezpieczeniu; obejmuje ta kategoria pracowników Banku Polskiego i banków państwowych (prócz Rolnego) oraz niektórych gmin miejskich. Pracowników bankowych jest tu koło 2000 osób; ilu jest samorządowych—dokładnie niewiadomo, zapewne jednak nie więcej (mówimy wciąż o zarabiających powyżej 720 zł. mies.). Wobec tego przyczyna musi być inna, a jest nią fakt, że statystyka Z.U.P.U. opiera się na normalnej pensji miesięcznej, która w wyższych klasach zarobkowych napewno nie stanowi całości dochodu. Mamy tu zresztą bezpośrednie świadectwo dzięki pracy Czajkowskiego i Otrębskiego, odnoszącej się do pracowników bankowych i ubezpieczeniowych **). W klasie od 700 do 799 zł. miesięcznie stała pensja stanowiła tylko 80% całkowitego zarobku, jeżeli zaś wziąć pod uwagę, że banki naogół przodują pod względem udzielania dodatkowych wynagrodzeń, to dojdziemy do wniosku, że różnica pomiędzy statystyką Z. U. P. U. a danymi podatkowymi jest całkowicie wytłumaczona. Dane Czajkowskiego i Otrębskiego dają nam jeszcze inną wskazówkę: wynika z nich mianowicie, że odsetek dodatkowych wynagrodzeń w stosunku do zasadniczego wzrostu wraz z wysokością zasadniczej pensji i to od 3 do 50%. Z tego możemy wnosić, iż faktyczna dyspersja (i koncentracja) dochodów pracowników umysłowych jest większa, niż to wykazuje statystyka Z. U. P. U. Spróbujemy ująć to liczbowo w ten sposób, że każdą granicę przedziału klasowego podniesiemy o pewien odsetek, ustalony na zasadzie danych Czajkowskiego i Otrębskiego przy założeniu, że dodatkowe wynagrodzenia dla ogółu pracowników umysłowych w r. 1929 były o jedną trzecią

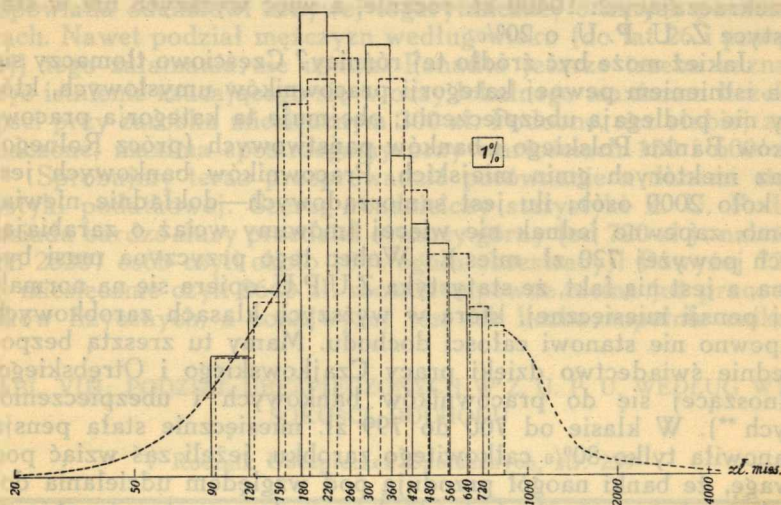
*) Wprawdzie z ekstrapolacji tablicy VII otrzymujemy liczbę ok. 2000 robotników powyżej 8640 zł., jednak nie wiemy, czy w rzeczywistości liczbą ta nie jest znacznie mniejsza. W każdym bądź razie sięgą ona tylko 8% liczby ubezpieczonych w Z.U.P.U. o danym zarobku.

**) Dane te opisują stan w grudniu 1930 r., prawdopodobnie jednak w wynagrodzeniach pracowników bankowych nie zaszły od 1929 r. wówczas jeszcze duże zmiany.

mniejsze, niż dla pracowników bankowych i ubezpieczeniowych o tej samej wysokości uposażenia zasadniczego w grudniu 1930 roku. Wyniki przeliczenia są zawarte w tabl. VIII.

Wykr. 14. ZAROBKI UBEZPIECZONYCH W Z. U. P. U.

Skala pozioma logarymiczna



Słupki nakreślone linią ciągłą odpowiadają liczebnościom w przedziałach klasowych, podanych w Roczniku Ubezpieczeń Społecznych, — linią przerywaną — w przedziałach, których granice szacunkowe przesunięto w górę ze względu na przypuszczalne wynagrodzenia dodatkowe. Krzywe liczebności odnoszą się do przedziałów poprawionych, przyczem krzywa dochodów szczytowych częściowo oparta jest na danych podatku dochodowego, a częściowo (poniżej 1083 zł.) wyrównana graficznie.

§ 26. Udział robotników przemysłowych i pracowników umysłowych w zbiorowości dochodów, podlegających opodatkowaniu. Płace robotników przemysłowych wchodzi bez reszty do zbiorowości dochodów niefundowanych, podlegających opodatkowaniu, jeżeli zbiorowością tą obejmujemy nie tylko dochody rzeczywiście opodatkowane, ale także dochody niefundowane niższe od podatkowego minimum egzystencji, o ile pozatem odpowiadają one definicji podatkowej²⁸.

Nieco inaczej przedstawia się sprawa z pracownikami umysłowymi. Pewna część ubezpieczonych w Z. U. P. U. to pracow-

nicy państwowi kontraktowi, których musimy szacunkowo wyeliminować. W tabl. VIII podajemy również przypuszczalny odsetek pracowników państwowych wśród ogółu ubezpieczonych.

TABL. IX. DOCHODY NIEFUNDOWANE

(prócz pracowników i emerytów państwowych oraz robotników rolnych)

Dochód— dolna granica przedziału			Liczebności			
tys. zł. rocznie	złotych tygodnio- wo	złotych miesięcz- nie	Robotni- cy prze- mysłowi	Z.U.P.U. po szac. potrące- niu prac. państw.	Dane podatku do- chodowego (z ekstra- polacją)	
					w tysiącach	w %
0	0	0	61.6	2.0	71.0	3.30
0.52	10	43.3	177.1	11.6	496.6	23.10
1.04	20	86.7	209.0	19.1	483.3	22.48
1.56	30	130.0	199.1	25.5	325.5	15.14
2.08	40	173.3	121.0	23.5	192.9	8.97
2.5	48.1	208.3	146.3	32.5	213.6	9.93
3.2	61.5	266.7	95.7	25.0	124.4	5.79
4.0	77.0	333.3	58.6	29.5	110.7	5.15
5.2	100.0	416.7	20.4	23.7	51.9	2.41
6.4	123.1	533.3	8.2	17.2	34.7	1.617
8.0	153.9	666.7	3.0		30.3	1.409
13	.	.	—		9.7	1.860
19	.	.	—		3.81	0.178
32	.	.	—	40.1	1.12	0.052
52	.	.	—		0.36	0.016
88	.	.	—		0.15	0.007
Razem			1 100.0	249.7	2 150.0	100,00

Skorygowane w ten sposób dane Z. U. P. U. i szereg rozdzielnicy robotników przemysłowych nie wyczerpują jeszcze łącznie zbiorowości dochodów, podlegających podatkowi dochodowemu. Pozostają jako reszta grupy dość liczne, a więc zwolnieni od ubezpieczenia pracownicy umysłowi (w niektórych bankach i samorządach), wszyscy emeryci niepaństwowi, „robotnicy drobnomieszczanstwa” czyli czeladź rzemieślnicza i pracownicy fizyczni w handlu, robotnicy w komunikacji poza kolejami państwowymi, służba domowa i biurowa. W tabl. IX podajemy szacunek udziału robotników przemysłowych i pracowników umysłowych w ogóle podlegających opodatkowaniu dochodów niefundowanych. Ponieważ granice przedziałów klasowych w oddzielnych szeregach nie były ze sobą zgodne, trzeba było ucie-

kać się do ekstrapolacji i interpolacji. Wszczególności przy ekstrapolacji w dół szeregu dochodów opodatkowanych wypadło wprowadzić pewne poprawki²⁹ do parametrów, wyliczonych z przedziału 2,5—8 tys. zł. (§ 23), ponieważ figurująca w nich dolna granica obszaru zmienności dochodów 398 złotych nie zgadzała się z danymi statystyki płac; w każdym razie pozwalają one mniemać, że szereg rozdzielnicy płac rozpoczyna się bardzo blisko zera. Jak się okazuje z tej tablicy i wykresu 11, dane statystyki podatkowej są niesprzeczne z danymi z innych źródeł.

§ 27. Obecnie przejdziemy do omówienia tych dochodów niefundowanych, które nie są ujawnione w statystyce podatkowej, ani też nie można liczyć, żeby dały się oszacować drogą ekstrapolacji danych podatkowych. Przedewszystkiem wchodzi tu w rachubę pracownicy państwowi, włącznie z nauczycielami, wojskowymi zawodowymi i pracownikami przedsiębiorstw państwowych. Oszacowanie szeregu rozdzielnego ich dochodów, który podajemy w tabl. X, było rzeczą bardzo żmud-

TABL. X. SZACUNEK PODZIAŁU PRACOWNIKÓW I EMERYTÓW PAŃSTWOWYCH WEDŁUG WYSOKOŚCI DOCHODU

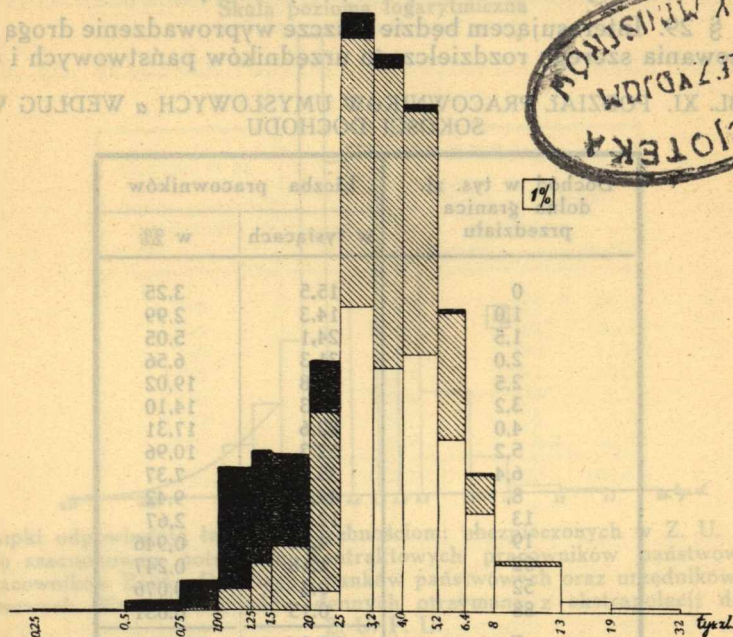
Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	L i c z e b n o ś c i					
	pracownicy państwowi				emeryci państwowi	
	urzęd.	niżsi f.	o g ó ł e m		w tysiącach	w %
	w tysiącach		w %			
0,25	—	—	—	—	0,8	0,92
0,5	—	—	—	—	3,3	3,81
0,75	—	0,4	0,4	0,09	6,4	7,38
1,00	—	4,1	4,1	0,90	23,4	26,99
1,25	—	6,2	6,2	1,35	13,9	16,03
1,5	—	14,3	14,3	3,12	20,7	23,87
2,0	3,5	30,9	34,4	7,49	8,8	10,15
2,5	58,3	51,5	109,8	23,92	4,8	5,54
3,2	42,1	51,8	93,9	20,46	2,5	2,88
4,0	52,5	48,8	101,3	22,06	1,3	1,50
5,2	27,7	20,2	47,9	10,44	0,5	0,58
6,4	17,0	6,7	23,7	5,15	0,3	0,35
8	17,7	1,5	19,2	4,18	—	—
13	3,1	—	3,1	0,671	—	—
19	0,71	—	0,71	0,156	—	—
32	0,06	—	0,06	0,013	—	—
Razem	232,7	236,4	459,1	100,00	86,7	100,00

ną. Aby nie przeciążać tekstu opisem stosowanych metod szacunku, odsyłamy czytelnika do przypisu ³⁰.

Otrzymane szeregi znowu ujawniają istnienie punktów nieciągłości, przypadających w okolicy 3,2 tys. zł. Zastanawiająca na pierwszy rzut oka jest mała różnica między przeciętnym dochodem urzędników a niższych funkcjonariuszy, wynosząca tylko 36⁰/_o. Tłumaczy się to tem, że przy jednakowym stopniu służbowym niżsi funkcjonariusze przeciętnie pobierają (według stanu z r. 1929) wyższe uposażenie od urzędników skutkiem większych dodatków rodzinnych, za wysługę lat i t. p., nadto zaś zbiorowość niższych funkcjonariuszy, jak ją tu ujmujemy, zawiera przeciętnie grupy stosunkowo dobrze płatne, jak policjantów, podoficerów, kolejarzy, wśród urzędników zaś dużą wagę posiadają nisko uposażeni nauczyciele i skarbowcy.

Wykr. 15. UPOSAŻENIA PRACOWNIKÓW I EMERYTÓW PAŃSTWOWYCH

Skala pozioma logarymiczna



Biała część słupków — urzędnicy, zakreskowana — funkcjonariusze niżsi, czarna — emeryci. Odsetki obliczone w stosunku do łącznej liczebności pracowników i emerytów państwowych.

Uposażenia urzędnicze ujawniają natomiast większą dyspersję i koncentrację od uposażeń niższych funkcjonariuszów. Wynika to między innymi z dużej roli, jaką dla tych ostatnich odgrywiają dodatki mieszkaniowe, rodzinne i za wysługę lat (t. zw. szczeblowanie) mało lub wcale niezależne od zajmowanego stopnia służbowego.

§ 28. Co do natury swej zbliżone są do uposażeń pracowników państwowych wypłacane przez państwo emerytury³¹. O ich rozkładzie brak wszelkich informacji, gdyż dane są (w preliminarzu budżetowym) tylko liczby ogólne pobierających te dochody oraz przeciętny wymiar emerytur. W braku innych danych przyjmujemy, że rozkład emerytur jest analogiczny do rozkładu dochodów pracowników państwowych a w szczególności: rozkład emerytur administracji państwowej i wojska (cz. 18 budżetu, dz. 1, §§ 1 i 2) do rozkładu uposażeń urzędników, a rozkład emerytur pracowników kolejowych (cz. 11 budżetu przedsiębiorstw państwowych, dz. 2 rozdz. 10 § 1 i dz. 2 rozdz. 11 § 9) do rozkładu uposażeń funkcjonariuszy niższych.

§ 29. Interesującym będzie jeszcze wyprowadzenie drogą zesumowania szeregu rozdzielczego urzędników państwowych i da-

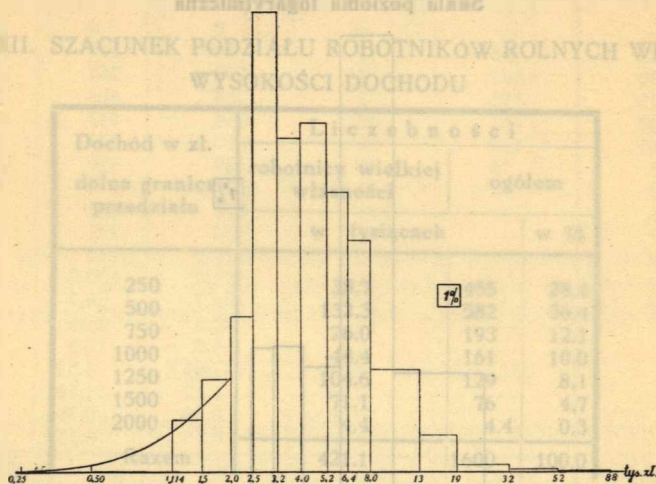
TABL. XI. PODZIAŁ PRACOWNIKÓW UMYSŁOWYCH^a WEDŁUG WYSOKOŚCI DOCHODU

Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	Liczba pracowników	
	w tysiącach	w %
0	15.5	3,25
1,0	14,3	2,99
1,5	24,1	5,05
2,0	31,3	6,56
2,5	90,8	19,02
3,2	67,3	14,10
4,0	82,6	17,31
5,2	52,3	10,96
6,4	35,2	7,37
8,	44,9	9,42
13	12,75	2,67
19	4,52	0,946
32	1,18	0,247
52	0,3	0,076
88	0,15	0,031
Razem	477,3	100,000

a) Oprócz pracowników samorządów miejskich, posiadających własne statuty emerytalne.

nych Z.U.P.U. łącznego szeregu pracowników umysłowych. Spośród ubezpieczonych w Z. U. P. U. należy przedtem potrącić szacunkowo kontraktowych pracowników państwowych. Nadto należałoby dołączyć tych pracowników umysłowych — poza pracownikami państwowymi — którzy nie są ubezpieczeni w Z. U. P. U., a mianowicie pracowników banków państwowych (łącznie z Bankiem Polskim a bez Państwowego Banku Rolnego) i urzędników niektórych samorządów miejskich. Co się tyczy pierwszej grupy — możemy skorzystać z danych Czajkowskiego i Otrębskiego, co zaś do drugiej, musimy zrezygnować z jej objęcia, nie rozporządzając żadnymi danymi. Przymuszalnie jednak nasz szereg rozdzielczy, podany poniżej w tabl. XI, obejmuje ok. 95% ogółu pracowników umysłowych. Liczebności ponad 13 tys. zł. wzięte są wprost ze statystyki podatku dochodowego, potrącono jedynie w klasie 13—19 tys. zł. 30 osób, jako przypuszczalną liczbę urzędników samorządowych.

Wykr. 16. DOCHODY PRACOWNIKÓW UMYSŁOWYCH
Skala pozioma logarymiczna



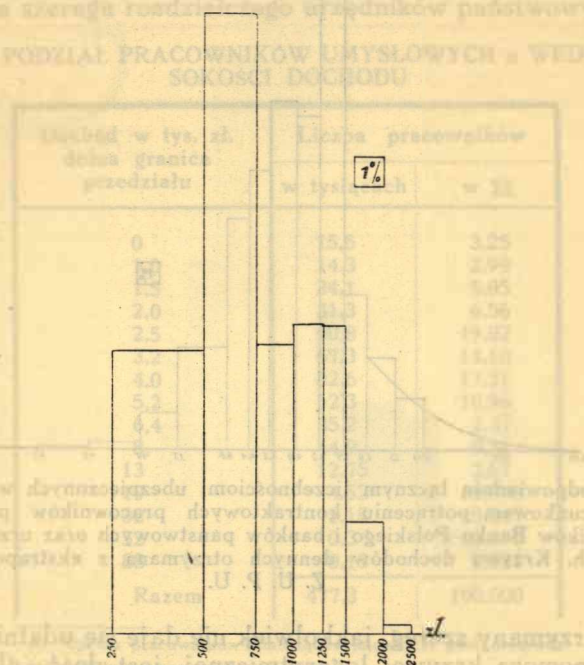
Słupki odpowiadają łącznym liczebnościom: ubezpieczonych w Z. U. P. U. (po szacunkowym potrąceniu kontraktowych pracowników państwowych), pracowników Banku Polskiego i banków państwowych oraz urzędników państwowych. Krzywa dochodów dennych otrzymana z ekstrapolacji danych Z. U. P. U.

Otrzymany szereg, jakkolwiek nie daje się udatnie przedstawić zapomocą krzywej logarytmicznej, jest dość „gładki” i re-

gularny, jeżeli pominąć nagły wzrost liczebności powyżej 2500 zł., wywołany dołączeniem urzędników państwowych. Rzucą się w oczy duża dyspersja obserwacji. Pracownicy umysłowi są najmniej jednolitą grupą wśród pracowników najemnych. Istotnie, zalicza się tu zarówno kierowników wielkich przedsiębiorstw, jak i ekspedjentki sklepowe, których zarobki nie byłyby wysokie nawet w skali płac robotniczych, Krzywa Lorentza dla pracowników umysłowych podana jest na wyk. 18; $\eta = 0,36$.

§ 30. Ostatnią grupą, której podział pozostaje nam do oszacowania, są robotnicy rolni. W teorii możnaby myśleć o przeprowadzeniu tego szacunku drogą ekstrapolacji danych podatkowych, jednak nie ryzykowaliśmy takiego kroku, ponieważ brak dostatecznych dowodów na to, aby zatrudnieni w rolnictwie stanowili homogeniczną zbiorowość łącznie z zatrudnionymi w innych gałęziach produkcji. Podatek dochodowy obciąża ok. 25% osób, utrzymujących się z pracy najemnej poza rolnictwem, na-

Wykr. 17. DOCHODY ROBOTNIKÓW ROLNYCH
Skala pozioma logarytmiczna



tomiast tylko 1,5% w rolnictwie. To samo już dostatecznie potwierdza naszą tezę o niemożności zastosowania tu ekstrapolacji.

Dokładniejsze dane o płacach robotników rolnych dotyczą tylko zatrudnionych w wielkiej własności ziemskiej i opracowane zostały przez R. Gerlicza. Podają one rozkład tych płac według wysokości tylko o tyle, o ile nierówność płac wynika z zatrudnienia na różnych obszarach kraju (według województw) i na różnych stanowiskach w zawodzie (ordynariusze, posyłki i in.). Przyjęliśmy więc, że ponadto, to jest dla określonego stanowiska i w danym województwie, istnieją jeszcze wahania od średniej w dół i w górę o 20%, wywołane np. wahaniami stawek umów zbiorowych dla poszczególnych powiatów, zmiennym lokalnym poziomem cen ziemiopłodów, wchodzących w skład wynagrodzenia robotników, zmienną wartością innych jego niegotówkowych składników. W ten sposób otrzymaliśmy szereg rozdzielnicy płac robotników rolnych wielkiej własności (poza sezonowymi), który okazał się wybitnie dwumodalny; jedno maximum liczebności grupuje się koło wysokich stosunkowo płac ordynariuszy i rzemieślników, drugie — koło bardzo niskich płac posyłek.

TABL. XII. SZACUNEK PODZIAŁU ROBOTNIKÓW ROLNYCH WEDŁUG WYSOKOŚCI DOCHODU

Dochód w zł. dolna granica przedziału	L i c z e b n o ś c i		
	robotnicy wielkiej własności	ogółem	
	w tysiącach	w %%	
250	38.7	455	28.4
500	132.3	582	36.4
750	26.0	193	12.1
1000	44.4	161	10.0
1250	104.6	129	8.1
1500	71.1	76	4.7
2000	4.4	4.4	0.3
Razem	421.1	1600	100.0

Przy zastosowaniu różnych szacunków³² i dodatkowych założeń przenosimy rozkład płac robotników wielkiej własności na płace robotników małej własności i „sezonowców”, biorąc tu pod uwagę oszacowaną przez Landaua (praca C) różnicę przeciętnego poziomu płac oraz możliwość dochodu pobocznego, pochodzącego z posiadanego kawałka gruntu. Otrzymany w rezultacie szereg podaje tabl. XII. Szereg ten jest już znacznie wy-

gładzony. Koncentracja dochodów jest mała, gdyż $\eta = 0,27$, ale jednak większa niż dla rolników samodzielnych (por. wyk. 9 i 13).

Zdajemy sobie sprawę z niewątpliwych słabych stron przeprowadzonych szacunków, jednakże wobec zupełnego braku materiałów statystycznych przyjęta przez nas droga wydaje się jedyna. Istniało oczywiście wyjście, mianowicie przeprowadzenie ad hoc ankiety, lecz ze zrozumiałych względów nie było dla nas dostępne.

§ 31. Tabl. XIII. podaje zestawienie ogólne dochodów niefundowanych. Podział ich częściowo jest oparty na kryterjach techniczno - statystycznych. Najliczniejsza

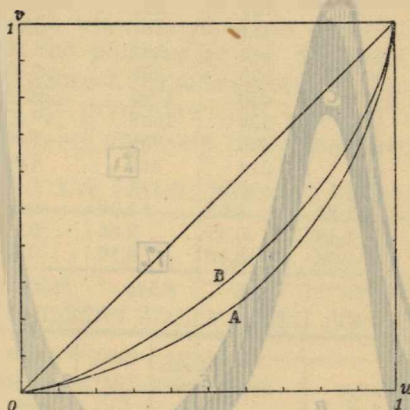
TABL. XIII. DOCHODY NIEFUNDOWANE

Dochód w tys. zł. dolna granica przedziału	L i c z e b n o ś c i				w %
	robotnicy rolni	pracownicy i emeryci państwowi	podatek do- chodowy z ekstrapolac.	Ogółem	
	w	t	y	s	
0	—	—	0	0	0,00
0,25	455	1	59	515	12,00
0,50	582	3	202	787	18,32
0,75	193	7	264	464	10,80
1,00	161	28	254	443	10,31
1,25	129	20	223	372	8,66
1,5	76	35	339	450	10,47
2,0	4	43	228	275	6,40
2,5	—	114	214	328	7,64
3,2	—	97	124	221	5,14
4,0	—	102	111	213	4,96
5,2	—	48,4	51,9	100,3	2,34
6,4	—	24,0	34,7	58,7	1,37
8	—	19,2	30,3	49,5	1,15
13	—	3,1	9,7	12,8	0,297
19	—	0,71	3,81	4,52	0,105
32	—	0,06	1,12	1,18	0,027
52	—	0,00	0,36	0,36	0,008
88	—	0,00	0,15	0,15	0,003
Razem	1600	546	2150	4296	100,000

grupa, mianowicie oszacowana na podstawie statystyki podatkowej, rozciąga się na całym obszarze zmienności szeregu. Robotnicy rolni grupują się przy niskich wartościach dochodu, pracownicy i emeryci państwowi — przy średnich. Zauważmy jednak, że wymieniona na początku grupa nie jest jednolita co do swego składu społecznego; z tego względu przy ocenie stopnia

koncentracji dochodów należy raczej przeprowadzić porównanie dla następujących grup: pracownicy umysłowi, robotnicy przemysłowi i robotnicy rolni, które to grupy wymieniamy w porządku malejącym koncentracji dochodów. Dochody niefundowane jako całość wykazują większą koncentrację niż którakolwiek z części składowych: $\eta = 0,47$, co tłumaczy się sposobem rozmieszczenia grup względem siebie. Zaznaczyć wypada, że powyższy podział nie jest kompletny, pozostawiając nauboczu je-

Wykr. 18. KONCENTRACJA DOCHODÓW NIEFUNDOWANYCH
(krzywe Lorenza)



A — ogółem, B — pracownicy umysłowi.

szcze takie grupy, jak służba domowa, „robotnicy drobnomieszczactwa” i t. d. Co do tych grup oddzielnie wziętych nie mamy wszakże żadnych informacji, jak rozkładają się ich dochody.

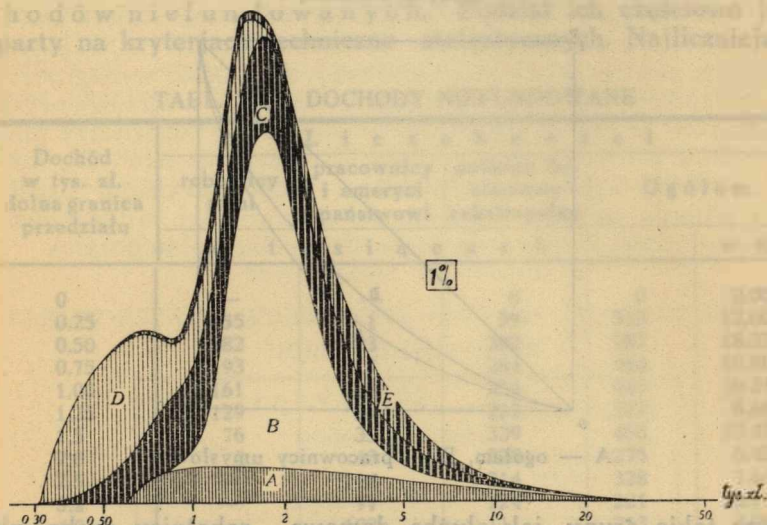
ZESTAWIENIE WYNIKÓW

§ 32. Ostateczny rezultat szacunków przedstawiony jest w tabl. XIV — XVI oraz wykr. 19, 20 i 21. Przypomnijmy jeszcze, na jakich zasadach oparliśmy szacunki w poszczególnych grupach. Dla dochodów fundowanych nierolników i dla opodatkowanych dochodów niefundowanych opieramy się na statystyce podatku dochodowego, stosując przytem ekstrapolację według logarytmicznej krzywej liczebności (ew. z pewnemi małemi poprawkami). Dochody fundowane rolników szacujemy na zasadzie rozkładu gospodarstw rolnych według ich obszaru. Szacunek rozkładu płac robotników rolnych wprowadzony jest z naj-

słabszych może przesłanek, mianowicie z danych Gerlicza, które dopiero drogą pewnych opartych raczej na intuicji niż na materiale statystycznym przekształceń dają się przedstawić w postaci szeregu rozdzielczego. Wreszcie szereg płac pracowników państwowych oszacowaliśmy, wychodząc z danych preliminarza budżetowego.

Wykr. 19. ROZKŁAD DOCHODÓW W POLSCE WEDŁUG
ICH WYSOKOŚCI

Skala pozioma logarytmiczna

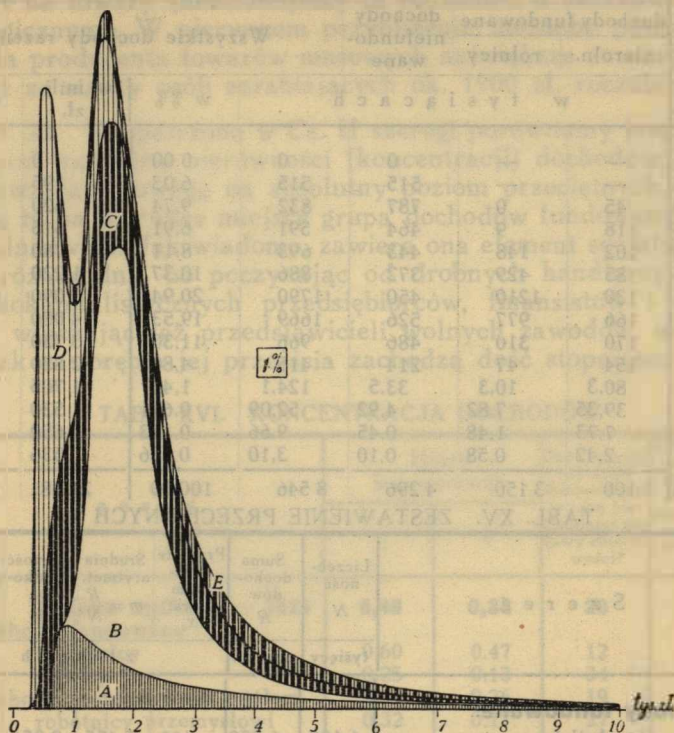


A — dochody fundowane nierolników, B — dochody fundowane rolników,
C — dochody niefundowane opodatkowane (wraz z ekstrapolacją), D — robotnicy rolni, E — pracownicy i emeryci państwowi.

Szereg ogólny, otrzymany przez dodanie liczebności w poszczególnych przedziałach, jest dość regularny powyżej, powiedzmy, 750 zł. W przedziale 500—750 zł. istnieje lokalne maximum liczebności, spowodowane skupieniem się tutaj proletariatu wiejskiego, będącego klasą ludności o najniższych dochodach. Właściwa wartość modalna daje się oszacować na 1590 zł., wartość środkowa na 1690 zł., średnia arytmetyczna na 2500 zł. Wszystkie te liczby charakterystyczne, przypomnijmy raz jeszcze, odnoszą się do wyrażonego w pieniądzu dochodu na jednego posiadacza dochodu. Mała różnica między wartością środkową a modalną tłumaczy się silnym zagęszczeniem obserwacji

Wykr. 20. ROZKŁAD DOCHODÓW W POLSCE WEDŁUG ICH WYSOKOŚCI

Skala arytmetyczna



Objaśnienie znaków — p. wykr. 19.

w pobliżu 1500 zł. (głównie dochody drobnych samodzielnych rolników). Można by też wprowadzić jeszcze jedną liczbę charakterystyczną, mianowicie wartość dochodu, odpowiadającą „typowej złotówce” dochodu. Możemy bowiem utworzyć szereg rozdzielczy, w którym zmienną będzie wysokość indywidualnego dochodu, a liczebnościami — sumy dochodów w przedziałach. Szereg ten, jak wiadomo, służy do wyznaczania krzywej Lorenza; można też dlań określać wszelkie liczby charakterystyczne. Wartość środkowa tegoż wynosi 3120 zł., co oznacza, że połowa sumy dochodów przypada na dochody powyżej tej kwoty. Wartość modalna zaś, czyli wartość odpowiadająca „typowej złotówce”

TABL. XIV. WSZYSTKIE DOCHODY
Szacunek ostateczny

Dochód w tys. zł. dolna gran. przedziału	L ic z e b n o ś c i				Suma dochodów		
	dochody fundowane		dochody niefundo- wane	Wszystkie dochody razem	w %	w milj. zł.	w %
	nieroln.	rolnicy					
	w t y s i ą c a c h				w %		
0	—	—	0	0	0.00	0	0.00
0,25	—	—	515	515	6.03	195	0.91
0,50	45	0	787	832	9.74	520	2.43
0,75	118	9	464	591	6.91	515	2.41
1,00	102	148	443	693	8.11	780	3.65
1,25	85	429	372	886	10.37	1 220	5.71
1,5	130	1210	450	1790	20.94	3 090	14.45
2	166	977	526	1669	19.53	4 080	19.08
3	170	310	486	966	11.30	3 730	17.45
5	154	47	214	415	4.86	2 830	13.24
10	80,3	10,3	33,5	124,1	1,45	1 705	7,97
20	39,35	7,82	4,92	52,09	0,611	1 530	7,16
50	7,73	1,48	0,45	9,66	0,113	650	3,04
100	2,42	0,58	0,10	3,10	0,036	536	2,50
Razem	1 100	3 150	4 296	8 546	100,00	21 381	100,00

TABL. XV. ZESTAWIENIE PRZECIĘTNYCH

S z e r e g	Liczeb- ność	Suma docho- dów	Przyjęte mini- mum egzyst. x_0	Średnia arytmet. $m = \frac{R}{N}$	Wartość średnio- wa M	Wartość modalna T
	N	R				
	tysięcy	milj. zł.	z ł o t y c h			
Dochody fundowane:						
nierolników	1 100	6 000	600	5 455	2 356	836
rolników	3 150	7 270	600	2 133	1 910	1 700
Dochody niefundowane:						
objęcie podatkiem dochod.	2 150	4 814	0	2 239	1 592	1 000
robotnicy przemysłowi	1 100	2 288	0	2 080	1 805	1 350
" rolni	1 600	1 192	250	745	630	473
pracownicy umysłowi	477	2 425	0	5 080	3 940	2 840
" i emer. państw.	546	2 105	320	3 850	3 360	3 100
w tem: urzędnicy	223	1 102	2 000	4 949	4 130	3 100
funkcj. niżsi	236	858	900	3 626	3 350	3 100
emeryci	87	145	320	1 670	1 410	1 160
O g ó ł e m	4 296	8 111	0	1 888	1 215	611
Wszystkie dochody	8 546	21 381	0	2 502	1 690	1 590

Uwaga: Wartości liczbowe w powyższej tablicy są naogół podane z większą dokładnością, niż na to pozwalają dane oryginalne; chodziło o uniknięcie dodatkowych błędów, jakie mogą powstać z zaokrąglenia. Wartości T obliczone z krzywych liczebności, interpolowane lub też szacowane. Ogólna suma dochodu społecznego jest niższa od szacunku Landau i Kaleckiego spowodu 1) przeliczenia „naturalnego” spożycia wsi po cenach płaconych producentom. 2) pominięcia nierozdzielonego dochodu osób prawnych (wraz ze związkami publicznymi).

dochodu społecznego, równa się 1900 zł. Liczby te są interesujące o tyle, że złotówkom dochodu społecznego, przypadającego na dochody o różnej wysokości, odpowiada różny jakościowy popyt na towary (abstrahujemy tu od różnic o charakterze socjologicznym). W pierwszym przybliżeniu możnaby powiedzieć, że dla producenta towarów masowych największe znaczenie ma popyt ze strony osób zarabiających ok. 1900 zł. rocznie.

§ 33. Rozpatrzone w Cz. II szeregi porównamy jeszcze teraz pod względem nierówności (koncentracji) dochodów, mniejszą zwracając uwagę na absolutny poziom przeciętnych. Wybija się tu na pierwsze miejsce grupa dochodów fundowanych poza rolnictwem. Jak wiadomo, zawiera ona element socjalnie bardzo różnorodny, bo poczynając od drobnych handlarzy aż do wielkokapitalistycznych przedsiębiorców, finansistów i rentjerów, włączając też przedstawicieli wolnych zawodów, mimo to jednak w obrębie jej przejścia zachodzą dość stopniowo. Skut-

TABL. XVI. KONCENTRACJA DOCHODÓW

S z e r e g	Miary koncentracji		Jaki % ogólnej sumy dochodu jest w ręku biedniejszej połowy zbiorowości?	Jaki % ogólnej liczby posiadaczy dochodów ma w swych ręku połowę dochodu?
	η	ϑ		
Polska ogółem — 1929	0,48	0,34	20	18
Dochody fundowane				
nierolnicy	0,60	0,47	12	10
rolnicy	0,25	0,13	34	32
Dochody niefundowane ogółem	0,47	0,26	19	19
robotnicy przemysłowi	0,32	0,17	27	28
" rolni	0,27	0,14	30	30
pracownicy umysłowi	0,36	0,19	26	24
Austria 1911 (Savorgnan)	0,47*	.	.	.
Norwegia 1906 Bortkiewicz	0,46*	0,34	18	22
W. Brytania 1903	0,57*	0,45	8	16
Prusy 1907	0,47*	.	.	.
1914	0,51*	0,37	.	.
1918	0,52*	0,39	.	.
1919	0,52*	0,38	.	.
Włochy 1929 (Orlandi):				
przemysł i handel (samodz.)	0,52*	0,36	17	12
wolne zawody	0,49*	0,35	18	16

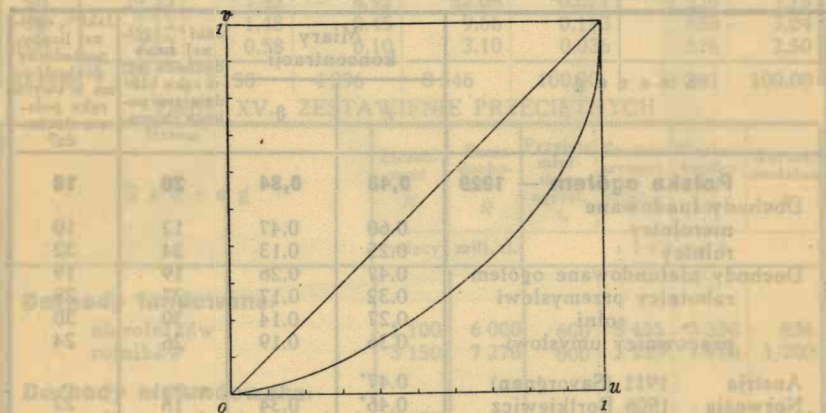
*] Liczby wg. zacytowanych źródeł, pozostałe — obliczone graficznie.

kiem tej wielkiej rozpiętości między dochodami różnych członków tej grupy posiada ona najwyższą w naszym opracowaniu wartość $\eta = 0,60$.

Wies jest znacznie bardziej jednorodna od miasta, gdyż grupa dochodów fundowanych rolników daje η tylko 0,25. Wynika to z wielkiego zmasowania drobnych rolników w niezbyt obszernym przedziale w zależności od powierzchni posiadanego gruntu. Nadto fakt, że dochód nie rośnie proporcjonalnie do wielkości gospodarstwa, powoduje dalsze zmniejszenie nierówności dochodów rolników.

Dochody niefundowane (czyli z pracy najemnej) jako całość dają nierówność mniej więcej średnią między rolnikami i nierolnikami w dochodach fundowanych, przyczem na pierwszym miejscu stoją pracownicy umysłowi. Duży wpływ ma tu istnienie grupy dość wysokich zarobków (powyżej 10 000 zł.), gdzie liczebności maleją stosunkowo powoli. Dalej idą robotnicy przemysłowi, na końcu robotnicy rolni. I tu wies daje najbardziej jednolite zbiorowości.

Wykr. 21. KONCENTRACJA DOCHODÓW W POLSCE
(krzywa Lorenza)



Jako całość przedstawiają dochody zawodowo czynnych mieszkańców Polski szereg o znacznej dyspersji i nierówności. Wartość $\eta = 0,48$ jest nieco wyższa niż w przedwojennej Austrii, która przecież miała dość zbliżoną do naszej strukturę gospodarczą, a także od η wyliczonego z danych pruskich dla roku 1907. Tylko Wielka Brytania wykazuje zdecydowanie większy stopień nierówności. Czemu przypisać tak wysoki stopień nierówności podziału dochodów w Polsce, która nie jest przecież krajem typowo kapitalistycznym? Zapewne wynika on z socjalnej struktury kraju, a w szczególności z istnienia dużej ilości

mało zarabiającego drobnomieszczaństwa, przeciwstawionego (niezbyt licznej zresztą) burżuazji o charakterze kapitalistycznym, i wielkiej masy proletariatu wiejskiego o bardzo niskim (nawet w porównaniu do proletariatu miejskiego) poziomie dochodów, jak również z silnej koncentracji dochodów drobnych rolników około ich wartości środkowej, znacznie niższej od ogólnej przeciętnej.

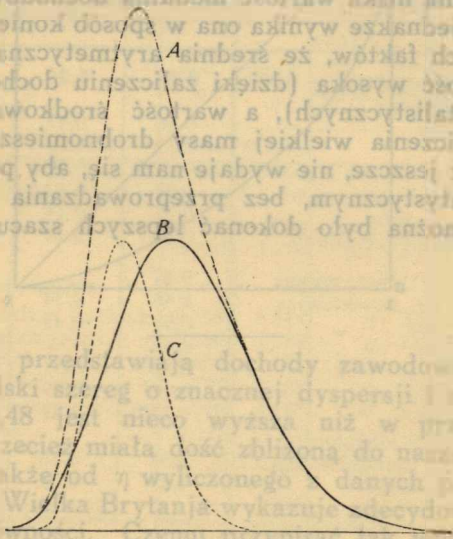
Jako całość szereg rozdzielnicy dochodów nie przedstawia zbiorowości jednolitej, z tego też powodu wątpimy, aby zastosowanie innej krzywej analitycznej (jak logarytmiczna) mogło dać wyniki zasadniczo lepsze. Dla tego też powodu trudno porównywać nasze wyniki z szacunkami zagranicznymi, opierającymi się brania wyłącznie na danych podatku dochodowego, czyli na pewnym tylko odcinku krzywej liczebności.

Na zakończenie chcielibyśmy jeszcze powiedzieć parę słów o przypuszczalnej wartości przeprowadzanych przez nas szacunków. Niejedno z założeń, na których się one opierają, polega bardziej na intuicji niż na materiale dowodowym, mimo to jednak większość wniosków, które wyprowadzamy, otrzymanoby — w ogólnych zarysach — także i przy zastosowaniu metod odmiennych w szczegółach od naszych. Tak np. może się wydawać podejrzaną niską wartość modalną dochodów fundowanych nierolników, jednakże wynika ona w sposób konieczny już z tych 2-ch niezbitych faktów, że średnia arytmetyczna dochodów tej grupy jest dość wysoka (dzięki zaliczeniu dochodów przedsiębiorców kapitalistycznych), a wartość środkowa dosyć niska (wskutek zaliczenia wielkiej masy drobnomieszczaństwa). Powtórzmy raz jeszcze, nie wydaje nam się, aby przy istniejącym materiale statystycznym, bez przeprowadzania nowych badań na gruncie, można było dokonać lepszych szacunków podziału dochodu ³³.

PRZYPISY

¹ Można to udowodnić zapomocą wykresu (p. niżej). Krzywa powstała ze zsumowania dwóch krzywych łagodnie asymetrycznych może mieć większą asymetrię niż każda z części składowych, o ile krzywe te zajmują względem siebie pewne określone położenie. Ta sama uwaga dotyczy dyspersji i koncentracji (p. § 7). Przeważnie jest regułą, że krzywe liczebności dla poszczególnych części składowych dochodu społecznego (np. dochód rolników) ujawniają mniejszą dyspersję i koncentrację niż krzywa ogólna.

Wykr. 22. ASYMETRJA KRZYWYCH LICZEBNOŚCI



$$A = B + C$$

² Bernouilli mówił właściwie o „nadziei moralnej” (w zestawieniu z nadzieją matematyczną) w grach losowych, co później zapewne przeniesio-

na na dochody wogóle. Bernouilli pisał o tem w rozprawie p. t. „Specimen theoriae novae de mensura sortis” — „Commentarii Academiae Petropolitanae” tom V za lata 1730/31. Powyższe informacje zawdzięczam uprzejmości prof. Samuela Dicksteina.

³ Każdemu punktowi na krzywej Lorenza odpowiadają współrzędne u_i, v_i , przyczem

$$u_i = \int_{x_0}^{x_i} y dx, \quad v_i = \int_{x_0}^{x_i} xy dx$$

gdzie x oznacza określoną wysokość dochodu, x_0 minimum egzystencji y — liczebność posiadaczy dochodów; ogólną ich liczebność, jak i ogólną sumę dochodów przyjmujemy = 1.

⁴ Odkładając omówienie definicji Pareta do dalszego ciągu (§ 10), pragniemy na tem miejscu zaznaczyć, że pojęcie nierówności może też być rozumiane odwrotnie niż przez nas. Można nazwać nierównością zjawisko, które polega na tem, że jest dużo biednych a mało bogatych (takie właśnie ujęcie przyjął Pareto). Wówczas jednak oczywiście suma dochodów osobników bogatych stanowi mały odsetek ogólnej sumy dochodów i przez to dochodzimy do sprzeczności z definicją nierówności = koncentracji, którą przyjęliśmy w § 7. Definicję paretoowską poddaje surowej krytyce np. Bortkiewicz, 221.

⁵ W związku z tą ideą Dalton (app., 3) proponuje następującą miarę koncentracji $\frac{\lg M + C}{\lg G + C}$ gdzie M oznacza średnią arytmetyczną a G średnią geometryczną. $\lg G$ to przeciętna dochodu moralnego, osiąganego faktycznie przy istniejącym podziale dochodów pieniężnych, natomiast przy ekwipartycji przeciętna dochodu moralnego wyniosłaby oczywiście $\lg M$. C w powyższym wzorze to stała całkowania, którą Dalton niesłusznie wiąże z minimum egzystencji.

Dalton jednakże neguje, jakoby satysfakcja płynąca z dochodu była proporcjonalna do jego logarytmu, co pozostaje w związku z zaprzeczeniem przezeń drugiego kryterjum § 7. Za prawdopodobniejszą hipotezę uważa on, że jest proporcjonalna do $C - \frac{1}{x}$, gdzie C jest stałą. Stąd wyprowadza inną miarę koncentracji, a mianowicie

$$\frac{C - \frac{1}{M}}{C - \frac{1}{H}}$$

gdzie H oznacza średnią harmoniczną.

⁶ Wzór (1') otrzymujemy ze wzoru (1) przez zróżniczkowanie i zmianę znaku. Istotnie

$$\int_{x_i}^{\infty} y dx = \frac{A}{(a+x)^2} e^{-\beta x}$$

gdzie y jest określone przez wzór (1'). Inne właściwości krzywej Pareta (dla wzoru 2): suma dochodów wynoszących od h do k

$$R = \int_h^k \frac{\alpha A x}{(x+a)^{\alpha+1}} dx = \frac{\alpha h+a}{\alpha-1} N_h - \frac{\alpha k+a}{\alpha-1} N_k;$$

gdzie h oznacza minimum egzystencji a $k \rightarrow \infty$, drugi wyraz powyższej sumy $\rightarrow 0$ i R jest ogólną sumą dochodów. Średnia wszystkich dochodów

$m = \frac{\alpha}{\alpha-1} h$. Średnie odchylenie dla wszystkich dochodów nie da się na zasadzie wzorów paretońskich obliczyć, o ile $\alpha \leq 2$.

⁷ Jeżeli mamy daną (np. ze spisu ludności) liczbę posiadaczy dochodów N_h i przyjmujemy, że dla całej zbiorowości ważne jest prawo Pareta o stałych parametrach, określonych na podstawie statystyki podatku dochodowego, to możemy określić wartość $x = h$, dla której N^x osiąga wartość N_h . Pareto (§ 963) m. in. wylicza w ten sposób minimalny dochód podatnika w Saksonii i otrzymuje 335 mk. przy 300 mk. minimum egzystencji podatkowej; Pareto uznaje to za „très acceptable”, gdy w gruncie rzeczy jest to tylko wynikiem niezłego dopasowania krzywej do danych, V. d. Wijk nie zrozumiał, że stała a nie posiada znaczenia minimum egzystencji, i stale nadaje jej to miano (B. 318, B. 325).

⁸ Ammonowskiej teorii „normalnego” rozdziału zdolności przeciwstawia Pareto w „Additions” do t. II „Cours” swoją teorię podziału zdolności. Społeczeństwo ma się mianowicie dzielić na grupy o liczebności g_i i prawdopodobieństwie zdobycia w „losowaniu dochodów” jednego franka p_i .

Między temi wielkościami istnieje następujący związek: $g_i = \frac{A\alpha}{\mu^\alpha} \cdot \frac{1}{p_i^{\alpha+1}}$.

Symbole mają tu to samo znaczenie, co w przyp. 9. V. d. Wijk nazywa tę teorię podziału zdolności „Vernunftspiel”.

W „Manuel” Pareto przychyła się już do mniemania, że podział zdolności może odpowiadać krzywej normalnej, ale podział dochodów niekiedy nie musi być zależny wprost od zdolności.

⁹ Dowodzenie Pareta (§ 962) jest następujące: mamy μ „rzutów”, gdzie prawdopodobieństwo powodzenia (otrzymania dochodu 1 franka) jest p . W każdej próbie z μ rzutów mamy m powodzeń i $n = \mu - m$ niepowodzeń. Średnia liczba powodzeń $m' = p\mu$. Pisząc $m = m' + t$, $n = n' - t$, otrzymujemy prawdopodobieństwo odchylenia t od przeciętnej ilczyby powodzeń proporcjonalne do

$$P_t = \left(\frac{m'}{m'+t} \right)^{m'+t+1/2} \left(\frac{n'}{n'-t} \right)^{n'-t+1/2}$$

W tem miejscu Pareto czyni niedopuszczalne uproszczenie i zakłada, że drugi człon w powyższym iloczynie pozostaje w przybliżeniu stały w pobliżu wartości modalnej. Wprawdzie iloraz $\frac{n'}{n'-t}$ jest mniej czuły na zmia-

ny t niż $\frac{m'}{m'+t}$, ale też jest podniesiony do znacznie wyższej potęgi. Zakładając teraz dochód $x = m$, otrzymuje Pareto, iż liczebność dochodów zmienia się proporcjonalnie do $\left(\frac{m'}{x}\right)^{\alpha+1/2}$ (wzór 4), gdy tymczasem w rzeczywistości do $(x+a)^{-(\alpha-1)}$ (wzór 5, § 962, „cours”). Wniosek ten jest błędny, gdyż P_t możemy wyrazić w następującej postaci:

$$P_t = \left(1 - \frac{t}{m}\right)^{\alpha+1/2} \left(1 + \frac{t}{n}\right)^{\alpha+1/2},$$

co przy dużym μ równe jest w przybliżeniu

$$e^{-t} e^{t'} \sqrt{\frac{m'}{x} \cdot \frac{n'}{\mu-x}},$$

a zatem zmienność P_t jest tego samego rzędu co we wzorze Pareta.

¹⁰ Oznaczmy przez P ogólną liczbę ludności równą N_i ; przez m — średni dochód. Według przytoczonych w przypisie ⁶ wzorów

$$m = \frac{R}{P} = \frac{\alpha h + a}{\alpha - 1}; \quad dm = \frac{\alpha}{\alpha - 1} dh + \frac{1}{\alpha - 1} da - \frac{h + a}{(\alpha - 1)^2} d\alpha.$$

Oczywiście ze wzoru tego wynika, iż może zająć taka sytuacja, iż np. $dh > 0$ przy $dm < 0$ wskutek równoczesnych zmian a i α , a więc może wzrosnąć minimum egzystencji przy spadku przeciętnego dochodu, pod warunkiem zmiany kształtu krzywej.

W związku z kwestją nierówności można jeszcze wspomnieć o błędzie korektorskim, jaki zakradł się w § 964 „Cours” do definicji, którą przytaczamy na początku § 10. Wydrukowano mianowicie „gdy liczba osób, mających dochód poniżej x , wzrasta”, stwarzając tą drogą sprzeczność z dalszym tekstem. Błąd ten sprostował Pareto dopiero po latach na łamach „Manuel”. Wynikły stąd liczne nieporozumienia (C. rat, V. d. Wijk).

¹¹ Rozumowanie Cantellego opiera się na pewnych analogiach do fizyki molekularnej; autor powołuje się na Castelnovo, Calcolo della probabilità, pp. 276 — 277, 285—289. Wychodzimy z szeregu odpowiadającego zmiennej nieciągłej, przyjmującej wartości x_1, x_2, \dots, x_n . Spośród N osobników zbiorowości wartości x_i zmiennej odpowiada a_i obserwacji, przyczem oczywiście

$$\sum_1^n a_i = N, \quad (A)$$

Nadto wprowadzamy warunek

$$\sum_1^n a_i f(x_i) = H, \quad (B)$$

gdzie $f(x)$ jest określoną funkcją x , zaś H jest wielkością stałą. Można też udowodnić, że najprawdopodobniejszym rozkładem liczebności w szeregu, odpowiadającym warunkom (A) i (B), jest następujący: $a_i = ae^{-bf(x_i)}$, gdzie a i b są to stałe. Twierdzenie to można rozciągnąć na wypadek zmiennej ciągłej, jak również na wypadek większej liczby typu (B). Oznaczając wówczas, jak zwykle, liczebność przez y , mamy $y = ke^{-b_1 f_1(x) - b_2 f_2(x) - \dots}$, gdzie k, b_1, b_2, \dots są stałymi, zaś f_1, f_2, \dots oznaczają pewne określone funkcje.

Nietrudno teraz zobaczyć, jakim warunkom odpowiadają wzory Pareta (2') i (3'). Dla wzoru (2') $f(x) = c \lg(x+a) + C$. Dla funkcji

$$y = \frac{B}{(x+a)^{\alpha+1}} e^{-bx} \quad (C)$$

nadto $f_1(x) = x$, tylko że funkcja (C) nie jest identyczna z paretowską funkcją (1'). Cantelli rzeczywiście nie robi takiego przypuszczenia, natomiast Vinci (str. 366) wyraźnie te dwie funkcje utożsamia. Dla wzoru (1')

Pareta należałoby wprowadzić jeszcze $f_2 = \lg\left(x+a+\frac{\alpha}{\beta}\right)$. Vinci określa też warunki dla typu V Pearsona (p. tekst § 12).

Ogólnie można metodą Cantellego każdą funkcję liczebności zdefiniować jako najprawdopodobniejszą przy pewnych założeniach, chodzi tylko o to, by te założenia miały dla nas jakieś konkretne znaczenie. Np. funkcję Laplace'a otrzymuje się przy założeniu stałego średniego odchylenia.

¹² Z systemem Pearsona wiąże się funkcja, zaproponowana w r. 1925 przez włoskiego statystyka i matematyka Amoroso, o następującym wzorze:

$$y = ce^{-\gamma(x-h)^{1/s}} (x-h)^{\frac{p-s}{s}} \quad (D)$$

Poszczególne stałe mają czynić zadość poniższemu warunkom: $c, h, \gamma, p > 0$; $p+s > 0$; $s \neq 0$; jeżeli potęgowanie może dać wartość ujemną lub dodatnią, wybieramy dodatnią. Amoroso wymienia następujące liczby charakterystyczne, wyrażone zapomocą parametrów równania (D):

$$\text{Średnia arytmetyczna } m = h + \frac{\Gamma(p+s)}{\gamma^s \Gamma(p)}$$

$$\text{Wartość modalna } T = h + \left(\frac{p-s}{\gamma}\right)^s$$

$$\text{Miara asymetrii } q = 1 - 2\Delta \quad \text{gdzie}$$

$$\Delta = (p-s) \sqrt[3]{\frac{\Gamma(p)}{\Gamma(p+s)}}$$

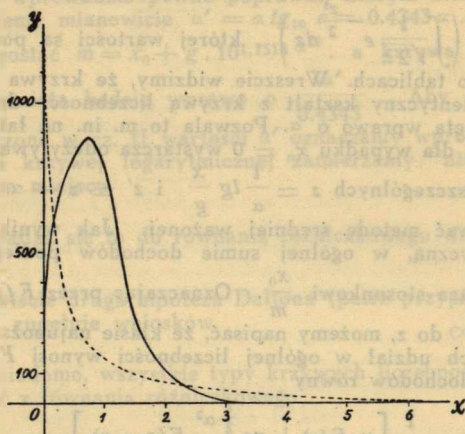
im q mniejsze, tem większa asymetria.

Stosunek koncentracji $\eta = \pm \frac{m-h}{m} \left[1 - 2H(p,s) \right]$ gdzie

$$H(p,s) = \frac{1}{\Gamma(p)\Gamma(p+s)} \int_0^{\infty} e^{-x} x^{p-1} dx \int_0^x e^{-t} t^{p+s-1} dt$$

Funkcja (D) zależnie od wartości parametrów może dawać krzywe różnego kształtu, asymetryczne wlewo, zarówno posiadające określoną wartość maximum, jak i dążące asymptotycznie do osi x (jak krzywa Pareta). Dla $s = \pm 1$ otrzymujemy odpowiednio postacie zbliżone (aczkolwiek nie identyczne, jak to błędnie twierdzi Amoroso, str. 125) do krzywych Pearsona typów III i V. Amoroso opracował swoją funkcję pod względem matematycznym wzorowo, nie znalazła ona jednak szerszego zastosowania, do czego zapewne przyczyniła się skomplikowana postać matematyczna i niejaka trudność liczbowego określenia parametrów poza wypadkiem $s = \pm 1$. Wartości ich ze swej strony nie oświetlają bezpośrednio żadnych ważnych właściwości krzywej.

Wykr. 23. KRZYWA AMOROSO



$n = 1000$; $h = 0$; $s = 1$.

Linia ciągła $\gamma = p = 4$

" przerywana $\gamma = p = 1/4$.

Skopjowane z zamianą osi współrzędnych.

¹³ Nietrudno jest określić liczby charakterystyczne tej krzywej. Wartość modalną określimy z równania (9), przyrównując $\frac{dy}{dx}$ do zera.

$$y' = - \frac{y}{(x - x_0)^2} \left(\frac{1}{\alpha^2} \lg \frac{x - x_0}{g} + 1 \right) = 0$$

wartość modalna $T = x_0 + g e^{-\alpha^2}$

Dowolny moment (zupelny lub niezupelny, rzędu dowolnego) dokoła punktu x_0 określimy z całki

$$m_n(x_1, x_2) = \int_{z_1}^{z_2} (x - x_0)^n \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \int_{z_1}^{z_2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{n \lg(x - x_0) - \frac{z^2}{2}} dz$$

Ponieważ $\lg(x - x_0)$ jest funkcją z , uzupełniając do kwadratu wyrażenie w wykładniku potęgowym e , otrzymujemy z łatwością

$$m_n(x_1, x_2) = g e^{\frac{n^2}{2} \alpha^2} \int_{z_1 - \alpha n}^{z_2 - \alpha n} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

Ze wzoru tego możemy wyprowadzić najważniejsze własności krzywej logarytmicznej. A więc przedewszystkiem średnia arytmetyczna równa się

$x_0 + g e^{\frac{1}{2} \alpha^2} = m$. Następnie widzimy, że wszystkie dowolne momenty możemy obliczać bez trudu na zasadzie znanej całki funkcji De Moivre —

Laplace—Gaussa $\left(\int \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \right)$, której wartości są podane w dostępnych dla każdego tablicach. Wreszcie widzimy, że krzywa liczebności sum dochodów ma identyczny kształt z krzywą liczebności dochodów, będąc wszakże przesunięta wprawo o α . Pozwala to m. in. na łatwe wyznaczenie krzywej Lorenza: dla wypadku $x_0 = 0$ wystarczy odczytywać wartości całki

Laplace'a dla poszczególnych $z = \frac{1}{\alpha} \lg \frac{x}{g}$ i $z' = z - \alpha$. Gdy $x_0 > 0$, możemy zastosować metodę średniej ważonej. Jak wynika ze wzoru na średnią arytmetyczną, w ogólnej sumie dochodów podlega ekipartycji

część odpowiadająca stosunkowi $\frac{x_0}{m}$. Oznaczając przez $F(z)$ wartość całki Laplace'a od $-\infty$ do z , możemy napisać, że klasie najuboższych posiadaczy dochodów, których udział w ogólnej liczebności wynosi $F(z)$, odpowiada udział w sumie dochodów równy

$$\frac{1}{m} \left[x_0 F(z) + g e^{\frac{1}{2} \alpha^2} F(z - \alpha) \right].$$

Tę samą metodę można też zastosować przy obliczaniu miar koncentracji. Zauważmy, że przy $x_0 = 0$ i $g = 1$ (to ostatnie możemy zawsze przyjąć) z α możemy wyprowadzić pierwszą miarę koncentracji Daltona (p. przypis 5).

Powstaje wreszcie pytanie, jak określić parametry krzywej logarytmicznej. Zasadniczo, ponieważ wzór (9) ma trzy parametry, wystarczy mieć jakież trzy dane empiryczne. Oczywiście idealny jest wypadek, gdy znane są momenty empiryczne zupełne pierwszy, drugi i trzeci. Wypadek ten oma-

wia szczegółowo i bardzo „elegancko” pod względem matematycznym Yuan (str. 47 i nast.). Niestety, w zastosowaniu do szeregów rozdzielnych dochodów musimy stwierdzić, że znane są w najlepszym wypadku tylko momenty niepełne zerowy i pierwszy (liczebność podatników i suma ich dochodów). Operowanie momentami niepełnymi jest niezmiernie mozolne, gdyż nie tworzą one układu równań, dającego się rozwiązać drogą algebraiczną, a tylko przez kolejne podstawianie. Dlatego też w praktyce wprowadzono szereg metod skróconych. Gibrat (str. 66) poleca metodę graficzną, Davies (1929, 357) i d'Addario (A. 11) metodę trzech wybranych punktów z szeregu rozdzielnego, które muszą odpowiadać warunkowi, że obliczone dla nich wartości z tworzą postęp arytmetyczny.

Co do nas, stosowaliśmy w obliczeniach zarówno metodę momentów niepełnych, która w wielu wypadkach była niezastąpiona, jak i obie metody skrócone. W teoretycznych rozważaniach abstrahuje się zazwyczaj od liczebności ogólnej, w praktyce jednak trzeba ją ustalić — naogół na podstawie innych danych niż statystyka podatkowa, — gdyż od jej wielkości zależą wartości z , które otrzymujemy z danego szeregu.

Wartości z określamy w ten sposób: obliczamy, jaka część ogólnej liczby osobników $F(z)$ pobiera dochód równy lub niższy od określonej sumy złotych (x). Następnie w tablicach całki Laplace'a szukamy, jakiemu z odpowiadają dane $F(z)$; w ten sposób dla każdego x znajdujemy odpowiednie z .

W podanych w tekście i w niniejszym przypisie wzorach założyliśmy milcząco, że wszędzie mamy do czynienia z logarytmami naturalnymi. Ponieważ w praktyce wygodniej jest rachować przy pomocy logarytmów dziesiętnych, trzeba wprowadzić pewne poprawki, którym zresztą podlega tylko α ; otrzymujemy mianowicie $\alpha' = \alpha \lg_{10} e = 0.4343 \alpha$. Wzór na średnią przybierze postać $m = x_0 + g \cdot 10^{1.1513} \alpha'^{0.2}$, a krzywa liczebności sum dochodów przesunięta będzie wprawo o $\frac{\alpha'}{0.4343}$. Aby nie komplikować symboliki, wyliczone w cz. II wartości α' oznaczamy wprost przez α .

Własności krzywej logarytmicznej zamierzamy niebawem omówić szerzej na innym miejscu.

$$^{14} \text{ Sprowadza się to do równania różniczkowego } dz = \frac{1}{\alpha} \cdot \frac{dx}{x - x_0}.$$

¹⁵ Oczywiście druga hipoteza Daltona (patrz przypis ⁵) doprowadziłaby do innych zupełnie wniosków.

¹⁶ Jak wiadomo, wszystkie typy krzywych liczebności Pearsona dają się wprowadzić z równania różniczkowego

$$\frac{dy}{dx} = \frac{(x+a)y}{c_0 + c_1 x + c_2 x^2}, \quad (\text{Rietz, 50}).$$

¹⁷ Dodatnia współzależność między wielkością rodziny a wysokością dochodu przejawia się głównie w tej formie, że osoby samotne naogół pobierają mniejsze dochody od osób obarczonych rodziną (por. przypis 1), ponieważ są przeciętnie młodsze; jest to zatem korelacja wtórna, nie mająca charakteru przyczynowego. Wśród osób wszakże obarczonych rodziną istnieje raczej odwrotna korelacja, związana z tendencją do ograniczania po-

tomstwa u jednostek zamożniejszych. Dla stwierdzenia tej korelacji niema potrzeby rozciągać obszaru badania na osoby należące do różnych klas społecznych, już np. na podstawie budżetów robotniczych (Stat. Polski, Tom XI., zesz. 1) można ją skonstatować.

Gdyby znane było w przybliżeniu równanie regresji liczby osób na utrzymaniu głowy rodziny względem wysokości dochodu, możnaby było przypuszczalnie drogą czysto rachunkową dojść do krzywej liczebności dochodów na głowę ludności.

¹⁸ Zależność (10) sprawdza się na gruncie materiału liczbowego w granicach paru procent. Odchylenia można przeważnie położyć na karb zwiększonego opodatkowania osób samotnych. W górnych przedziałach nadwyżka podatku w stosunku do określonego przez ustawę dla podatników utrzymujących przynajmniej jedną osobę prócz siebie wynosi nieraz 5⁰/₀, co odpowiada 25⁰/₀ podatników samotnych

¹⁹ Ogólną liczbę posiadaczy dochodów w poszczególnych działach gospodarstwa społecznego określa się w zasadzie na podstawie danych spisów ludności; w naszym wypadku korzystaliśmy z materiałów zebranych przez L. Landaua do jego pracy (A). Liczebności w dziale dochodów fundowanych określić można jak następuje:

	1927	1929
Rolnictwo:		
mała własność	3 020	
wielka własność.	35	
	<u>3 055</u>	3 150 tys.
Nierolnicy:		
korzystający z zysku przedsiębiorcy .	108	
wolne zawody	79	
drobnomieszczactwo	883	
	<u>1 070</u>	1 100 tys.

Wzrost liczebności w okresie 1927—1929 przyjęto na 3⁰/₀, co odpowiada odsetkowi wzrostu liczby ludności w wieku 15—59 według Szulca. W dziale dochodów niefundowanych liczebności przyjmujemy następującą (na r. 1929):

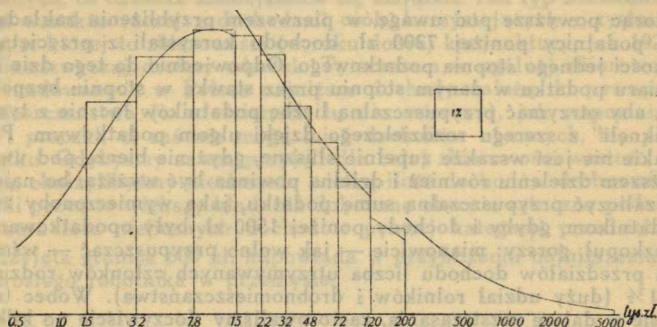
Rolnictwo:	
robotnicy małej własności . . .	1 000
„ wielkiej własności. . .	600
	<u>1 600</u> tys.
Nierolnicy:	2 700 tys.
w tem pracownicy państwowi	550 tys.

²⁰ Wprowadzie dochody osób prawnych mają dla nas w zasadzie znaczenie tylko jako odjemnik od ogólnej zbiorowości dochodów opodatkowanych, jednakże szczegółowszy ich opis może być interesujący. Liczba ogólna osób prawnych, ustawowo podległych podatkowi dochodowemu, da się okre-

ślić na 12 729, z czego 1 784 stanowią spółki akcyjne, resztę — spółki z ograniczoną odpowiedzialnością (Rocznik Statystyki R. P. r. 1930, str. 55). Krzywa liczebności nie jest regularna, daje się podzielić na cztery odcinki krzywych logarytmicznych o następujących parametrach.

Przedział (tys. zł.)	x_0 (zł.)	g (zł.)	α
1,5 — 15	— 3250	1596	1.112
15 — 120	0	1027	1.223
120 — 200	0	426	1.450
200 —	0	1730	1.121

Wykr. 24. DOCHODY OSÓB PRAWNYCH
Skala pozioma logarytmiczna



Skala pozioma zmniejszona dwa razy, skala powierzchni zwiększona $2^{1/2}$ raza w stosunku do wyk. 7 i inn.

Sumę dochodów w ramach szeregu rozdzielczego wyliczamy na zasadzie podanych liczebności, sumę dochodów szczytowych wprost przez podzielenie podanej w statystyce sumy podatku przez 0,248 (podatek nie daje przeciętnie pełnych 25%, bo rośnie on skokami, wynosząc 50 tys. zł. od 200 t. z. plus 2000 zł. od każdych pełnych 8000 zł. ponadto).

²¹ Przy szacowaniu rozkładu dochodów szczytowych mamy dwa punkty zaczepienia: stosunkową liczebność dochodów powyżej 200 tys. zł., oraz sumę wymierzonego od nich podatku. Możemy wyznaczyć zatem tylko dwa parametry krzywej logarytmicznej, przyjmując $x_0 = 0$. Równanie (10), niestety, jest tu nieprzydatne, gdyż zakres jego przybliżenia w stosunku do ustawowych stawek podatkowych nie rozciąga się poza granicę 200 tys. zł., musimy zatem dosyć żmudnie określać liczebności i sumy dochodów w poszczególnych przedziałach i obliczać należną od nich sumę podatku, próbując przy jakich wartościach g i α otrzymamy wreszcie dostateczną zgodność z danymi empirycznymi. Drugi warunek empiryczny jest zaspokojony bez reszty, bo wychodzimy z równania $z_i = \frac{1}{\alpha} \lg \frac{x_i}{g}$; z_i i x_i są tu oczywiście dane; przyjmując zatem na próbę wartość g , określamy zarazem wartość α

²² W przedziałach powyżej 7200 zł. a poniżej 12000 przeciętny wymiar podatku dochodowego mniej więcej odpowiada stawce ustawowej, gdyż równoważą się tu ulgi ze względu na „nadzwyczajne okoliczności” i zwyczki dla osób samotnych. Poniżej 7200 zł. przeciętne wymiary są już dużo niższe, przeciętnie o jeden stopień, co odpowiada uldze na 1½ utrzymywanego członka rodziny. Jeżeli jednak zejdziemy jeszcze poniżej 3000 zł., okaże się, że przeciętny wymiar podatku znowu stosunkowo rośnie. Jest to skutkiem tego, że podatnik mający np. 6300 zł. dochodu i korzystający z ulgi na 3 utrzymywane osoby, będzie wykazany w statystyce jako posiadający dochód w tej wysokości, w sumie zaś podatku wejdzie na jego rzecz kwota np. 182 zł. (podatek obniżony o 4 stopnie), zmniejszając przeciętny wymiar. W takich samych zaś warunkach podatnik o dochodzie 1750 zł. będzie wogóle zwolniony od podatku i nie będzie figurował w szeregu rozdzielczym, ani też obniżony podatek od jego dochodu nie będzie obniżał przeciętnej w danym stopniu (jednak dochód tego podatnika figuruje w ogólnej sumie dochodu w tabl. 7 Bernharda).

Biorąc powyższe pod uwagę, w pierwszym przybliżeniu zakładamy, że wszyscy podatnicy poniżej 7200 zł. dochodu korzystali z przeciętnej ulgi w wysokości jednego stopnia podatkowego. Odpowiednio do tego dzielimy sumę wymiaru podatku w danym stopniu przez stawkę w stopniu bezpośrednio niższym, aby otrzymać przypuszczalną liczbę podatników łącznie z tymi, którzy „zniknęli” z szeregu rozdzielczego dzięki ulgom podatkowym. Postępowanie takie nie jest wszakże zupełnie słuszne, gdyż nie bierze pod uwagę, że w powyższym dzieleniu również i dzielna powinna być wyższa, bo należałoby do niej zaliczyć przypuszczalną sumę podatku, jaką wymierzono by zwolnionym podatnikom, gdyby i dochody poniżej 1500 zł. były opodatkowane. Jest i drugi szkopuł, gorszy: mianowicie — jak wolno przypuszczać — wśród najniższych przedziałów dochodu liczba utrzymywanych członków rodzin przewyższa 1½ (duży udział rolników i drobniomieszczactwa). Wobec tego nie wdając się w dalsze rozstrząsania, zastosowaliśmy (oczywiście po kilku próbach) do sum wymiaru podatku następujące dzielniki: 1. stopień—23 zł., 2—25 zł., 3 — 27 zł., 4 — 29 zł., 5 — 31 zł., 6 — 35 zł., 7 — 41 zł., 8 — 47½ zł., 9 — 54 zł., 10 — 63 zł., 11 — 75 zł.

²³ Stosując wzór (10), moglibyśmy wprost określić sumę podatku dla danej liczebności odpowiadającej krzywej logarytmicznej, a to dzięki wyrażeniu na dowolny moment takiej liczebności, pomieszczonego w przypisie ¹³ Sprawę komplikują jednakże dwie okoliczności, mianowicie 1) potrzebny jest moment około zera a nie około x_0 , które niekoniecznie = 0; 2) opierając się na doświadczeniu, przyjęliśmy, iż podatek wymierzany jest przeciętnie nie od istotnej sumy ustalonego dochodu, lecz od sumy zmniejszonej o 0,1 tys. zł. Oznaczając teraz $x - x_0$ przez x' otrzymujemy zależność:

$$p = 0,018 [x' - (x_0 - 0,1)]^{3/2} \quad (10')$$

rozwijając na szereg i ograniczając się do trzech pierwszych wyrazów, dostajemy

$$p = 0,018 \left[x'^{3/2} + \frac{3}{2} x'^{1/2} (x_0 - 0,1) + \frac{3}{8} x'^{-1/2} (x_0 - 0,1)^2 \right] \quad (10'')$$

Oznaczając dalej przez N ogólną liczbę posiadaczy dochodów, przez z_0 wartość z odpowiadającą procentowi wśród nich opodatkowanych, przez $F'(z)$ wartość całki Laplace'a od z do ∞ , wreszcie przez P ogólną sumę podatku wymierzonego, dochodzimy do następującego równania:

$$P = 0.018 N \left[g^{1/2} e^{1/8 \alpha^2} F' \left(z_0 - \frac{3}{2} \alpha \right) + \frac{3}{2} (x_0 - 0.1) g^{1/2} e^{1/8 \alpha^2} F' \left(z_0 - \frac{1}{2} \alpha \right) + \frac{3}{8} (x_0 - 0.1)^2 \frac{1}{2} g^{-1/2} e^{1/8 \alpha^2} F' \left(z_0 + \frac{1}{2} \alpha \right) \right]$$

²⁴ Podnosząc x_0 silniej niż g , robimy przypuszczenie, że defraudacje podatkowe są nieco silniejsze wśród dochodów bliższych podatkowego minimum egzystencji, co wydaje się o tyle usprawiedliwione, że mogą tam zachodzić również defraudacje polegające na całkowitem uchyleniu się od wymiaru podatku, a nie tylko na ukryciu części rzeczywistego dochodu.

Niewątpliwie istnieje pewna ilość dochodów mniejszych od 600 zł. a nawet ujemnych, co oznacza zmniejszenie się majątku. Ten typ dochodów związany jest wszakże raczej z dochodami osób, korzystających z zysku przedsiębiorcy, w której to zbiorowości (w roku dobrej konjunktury, jak 1929) stanowi on nadzwyczaj drobny odsetek. Tymczasem w ogólnej zbiorowości dochodów fundowanych w Polsce najniższe dochody należą do pewnych klas drobnomieszczactwa (o włościanach tu nie mówimy), jak wspomniani już tragarze i praczki, ci zaś nie mogą mieć dochodów ujemnych, nie posiadając majątku. Gdybyśmy zatem przyjęli dla całej zbiorowości wartość x_0 bardzo niską, obniżylibyśmy niestuszenie wielką ilość dochodów drobnomieszczan i popełnili przez to większy błąd, niż dokonane obecnie sztuczne podniesienie bliskich zera lecz nielicznych dochodów pewnej kategorii przedsiębiorców.

Przyjęta granica 600 zł. odpowiada w przybliżeniu najniższemu zarobkowi dorosłego robotnika w przemyśle.

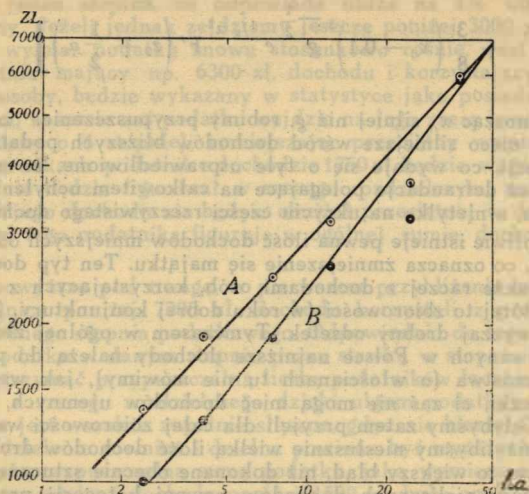
²⁵ Ustalenie parametrów w równaniach (11') i (11'') nastąpiło drogą graficzną. Przytaczamy poniżej dane instytutu puławskiego (Badania nad opłacalnością), na których się opieramy.

Wielkość gospodarstwa w ha		Dochód rolniczy w zł.			Dochód ogólny w zł.			%
		1928/29	1929/30	Srednia arytmetyczna szacunkowo zmniejszona	1928/29	1929/30	Srednia arytmetyczna szacunkowo zmniejszona	
od—do	przebiegająca	zmniejszenia						
2 — 3	2.44	1436	1215	1000	1992	2374?	1380	25
3 — 5	4.09	1821	1486	1310	2652	2144	1900	21
5 — 10	7.48	2467	2090	1890	3115	2843	2470	17
10 — 15	12.28	3410	2573	2600	4252	3020	3160	13
15 — 30	20.49	3967	3063	3200	4776	3461	3740	9
30 — 50	37.65	7437	4944	5880	7228	5349	5980	5

Uwaga. Ponieważ wartość dochodu ogólnego w grupie 2—3 ha w r. 1929/30 wydawała się podejrzana, do obliczenia średniej przyjęto wartość 1635 zł w proporcji do dochodu rolniczego.

Wykr. 25. DOCHODY ROLNIKÓW W ZALEŻNOŚCI OD OBSZARU GOSPODARSTWA

Skala podwójnie logarytmiczna



Linja A i kółka białe — dochód ogólny, linja B i kółka czarne — dochód rolniczy.

Jak widać z wykresu, stopień przybliżenia danych empirycznych przez krzywe jest dość dobry. Wartości parametrów określono w liczbach okrągłych, a mianowicie:

$$\lg x = 0,7 \lg (s + 0,6) - 0,35 \quad \text{ i } \quad \lg x = 0,54 \lg s - 0,08$$

Krzywe przecinają się w pobliżu $s = 50$ ha, czyli koło przyjętej przez nas granicy między małą a wielką własnością.

²⁶ Jak zaznaczono w tekście (tabl. IV), szereg rozdzielczy gospodarstw według obszaru podany jest w statystyce Min. Skarbu w formie zaledwie kilku przedziałów, dla których jednakże znana jest oddzielnie suma powierzchni. Przedstawiając ten szereg graficznie w układzie współrzędnych $\lg s$, z , gdzie s oznacza obszar gospodarstwa a z określone jest przez $F(z)$ (p. przypis ¹⁴), otrzymujemy nieregularną krzywą (gdyby szereg ten odpowiadał krzywej logarytmicznej dla $x_0 = 0$, mielibyśmy prostą). Krzywą tą następnie tak manipulujemy, aby w obrębie poszczególnych przedziałów otrzymać sumę powierzchni równą empirycznie danej. Posługujemy się przytem ważną dla odcinków krzywej logarytmicznej przybliżoną równością: średnia arytmetyczna zmiennej w pewnym przedziale, położonym w prawo (lecz niezbyt daleko) od mediany i niezbyt obszernym, równa jest średniej geometrycznej granic przedziału (udowodnione przez dr. Halinę Grużewską).

Z krzywej odczytujemy w dalszym ciągu liczebności w poszczególnych niezbyt rozciągniętych przedziałach, a z równania (11') lub (11'') określamy wysokości dochodu dla granic każdego przedziału; tą drogą przechodzimy na

szereg rozdzielnicy dochodów. Mnożąc liczebność przez średnią geometryczną granic przedziałów dochodu, otrzymujemy sumę dochodu w przedziale.

Pewne trudności nastęrczają, jak zwykle, dochody denne i szczytowe. Co do tych ostatnich zakładamy, że gospodarstwa powyżej 2000 ha rozłożone są według krzywej logarytmicznej, której parametry określamy sposobem znanym z przypisu ²¹ z tą tylko różnicą, że zamiast ogólnej kwoty podatku znana jest suma powierzchni. Dla szeregu dochodów otrzymujemy oczywiście również krzywą logarytmiczną, ale α dla niej wynosi 0,7 a dla szeregu gospodarstw według obszaru. Sumę dochodów szczytowych obliczamy ze znanych wzorów.

Kształt krzywej liczebności gospodarstw mniejszych od 5 ha określamy znowu przy założeniach, że jest to odcinek krzywej logarytmicznej, którego parametry dają sumę powierzchni zgodną ze statystyką podatku gruntowego. Określamy teraz sumę dochodów, jednak nie wszystkich gospodarstw mniejszych od 5 ha, lecz pewnej ich klasy, która od góry ograniczona jest wartością 5 ha, od dołu zaś łączną liczebnością samodzielnych rolników, ustaloną w przypisie ¹⁹ na 3 150 tysięcy. Gospodarstwa poniżej tej granicy należą do osób, dla których rolnictwo jest zawodem pobocznym, np. do rzemieślników wiejskich, pewnych kategorii robotników i t. d. Sumę dochodów w tym przedziale obliczymy analogicznie do sumy dochodów szczytowych, licząc

$$\alpha_x = 0,54 \alpha_s.$$

Przejście do szeregu rozdzielnicy dochodów nie odbywa się teraz w sposób tak prosty jak powyżej. Mielibyśmy bowiem kształt krzywej liczebności wysoce nienaturalny, a mianowicie krzywą obciętą przy wartości $x = 1280$ zł. ($s = 2,22$ ha). Możemy przyjąć z dużą dozą prawdopodobieństwa, że istnieje pewne x_0 , przy którym liczebności zdejają stopniowo do zera. Wartość bowiem 1280 zł. jest (szacowaną) przeciętną wysokością dochodu samodzielnych rolników posiadających minimum egzystencji obszaru ziemi. Oczywiście najniższy dochód takich rolników musi być mniejszy; szacujemy go na 600 zł. podobnie jak w dochodach fundowanych nierolników. Wprawdzie ten sam dochód pieniężny u rolników odpowiada wyższemu dochodowi realnemu, z drugiej jednak strony wśród samodzielnych rolników przeważają duże rodziny, więc stopień zamożności byłby w obu wypadkach niewiele mniej taki sam.

Ostatecznie założymy znowu, iż krzywa dochodów dennych jest odcinkiem krzywej logarytmicznej spełniającej warunek, że suma dochodów jemu odpowiadająca jest równa wyliczonej w sposób podany powyżej, a nadto że w granicach określonego przedziału mieści się określona część ogólnej liczebności. Otrzymujemy $\alpha = 0,187$; $g = 1321$ zł.; x_0 zgodnie z założeniem = 600 złotych.

Jak widzimy, określenie podziału dochodów rolników składa się z szeregu etapów, na których dokonywamy rozmaitych szacunków. Jaki jest stopień ich dokładności — trudno powiedzieć, jedno wszakże wydaje się pewne, to że przy dzisiejszym stanie statystyki nic zasadniczo lepszego nie można było wymyślić.

²⁷ Termin „nieciągłość” można tu pojmować w sensie ścisłym, matematycznym. Jeżeli dla wartości $x < x_1$ obowiązuje translacja $z = \frac{1}{\alpha} \lg \frac{x-x_0}{g}$, a dla wartości $x > x_1$ translacja $z = \frac{1}{\alpha^1} \lg \frac{x-x_1^0}{g^1}$, to rzędna na krzywej liczebności (w układzie x,y) dla $x = x_1$ wyniesie $\frac{1}{\alpha(x_1-x_0)} f(z)$

przy zastosowaniu pierwszej translacji, zaś $\frac{1}{\alpha^1 (x_1 - x_0^1)} f(z)$ przy zastosowaniu drugiej translacji, jakkolwiek w obu wypadkach $f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} z_1^2}$ jest identyczne.

²⁸ Nie zaliczamy tu robotników rolnych w przypuszczeniu, że nie stanowią oni łącznie z pracownikami zatrudnionymi w innych gałęziach zbiorowości jednorodnej (homogenicznej). Wprawdzie podlegają podatkowi dochodowemu t. zw. oficjaliści rolni, jednakże jest to grupa natyle nieliczna, że nie może ani zniweczyć (względnej) jednorodności pracowników najemnych poza rolnictwem, ani też pozwolić na szacowanie dochodu robotników rolnych, jako części ogółu dochodów niefundowanych przez ekstrapolację statystyki podatkowej. P. również tekst § 29.

²⁹ Poprawki te polegają na zmianie translacji: na odcinku od 2 500 zł. wdół stosujemy mianowicie zamiast krzywej logarytmicznej inną krzywą do niej zbliżoną. Krzywą logarytmiczną (p. § 13) otrzymujemy w drodze przekształcenia (translacji) następującej: $z = \frac{1}{\alpha} [\lg(x - a) - \gamma]$, gdzie $a = x_0$, zaś γ oznacza logarytm g . Jak wiadomo, $\lg(x - a)$ można rozwinąć na szereg $\lg x - \frac{a}{x} - \frac{a^2}{2x^2} \dots$. Poprzestając na dwóch pierwszych wyrazach, otrzymujemy nową translację $z' = \frac{1}{\beta} (\lg x - \frac{a}{x} - \delta)$. Stałe β i δ określamy w ten sposób, aby 1) $z' = z$ dla pewnego $x = x_1$; 2) aby rzędne krzywych liczebności obliczone z obu translacji były sobie równe — dla tego samego $x = x_1$. Przy tych założeniach otrzymamy $\beta = \alpha \left(1 - \frac{a^2}{x_1^2}\right)$;

$$\delta = -\frac{\beta}{\alpha} [\lg(x_1 - a) - \gamma] + \lg x_1 - \frac{a}{x_1}.$$

Przejsięcie na nową translację ma tę zaletę, że — dostosowując się do danych doświadczalnych — otrzymujemy liczebności zerowe dopiero dla $x = 0$, a nie jak poprzednio już dla $x = a$, poddając przytem krzywą przekształceniu stosunkowo bardzo łagodnemu. Zaznaczyć trzeba, że dzięki wprowadzeniu warunku 2) jak wyżej w punkcie $x = x_1$, nie zachodzi nieciągłość, a tylko krzywa liczebności nie ma określonej pochodnej. Ujemną stroną nowej krzywej jest niemożność tak łatwego wyliczenia momentów jak dla krzywej logarytmicznej. Rozwinięcie na szereg nie daje dobrych wyników, wobec czego trzeba stosować wzory przybliżone.

³⁰ Dochody osób pobierających uposażenia ze skarbu państwa stanowią w Polsce pokaźną część ogólnego dochodu społecznego (por. Landau, B. 13). Niestety, o podziale ich według wysokości uposażeń jednostkowych nie posiadamy bezpośrednich informacji. Najdokładniejsze dane przynosi preliminarz budżetowy, lecz nawet zakładając, że zostanie on bez odchyień wykonany, wiemy jeszcze tylko, jaki jest podział pracowników państwowych według kategorii a nie według wysokości uposażeń. Oczywiście między stopniem służbowym a wysokością uposażenia istnieje bliski związek, jednakże nie ma on charakteru jednoznacznej zależności funkcyjnej. W myśl obowiązujących do dnia 31.I.1934 r. ustaw uposażenie pracowników składało się z kil-

ku części składowych, które zależały od stopnia służbowego w sposób mniej lub więcej ściśły. Wymieńmy te części składowe: 1) uposażenie zasadnicze, będące pieniężno-liczbowym wyrazem przynależności danego pracownika państwowego do określonego stopnia służbowego; 2) dodatek regulacyjny, dla wszystkich stopni służbowych jednakowy; 3) dodatek ekonomiczny (rodzinny), uzależniony wyłącznie od liczby osób pozostających na utrzymaniu pracownika; 4) t. zw. szczeblowanie, zależne zarówno od stopnia jak od wysługi lat; 5) dodatek mieszkaniowy, uzależniony zarówno od stopnia służbowego jak od stanu rodzinnego pracownika i miejsca pełnienia służby; dodatek ten przysługuje tylko pracownikom etatowym; 6) 5^o/o-owy dodatek zamiast mieszkaniowego dla nieetatowych t. zw. stałych pracowników Polskich Kolei Państwowych i Poczty; 7) dodatki lokalne, przysługujące pracownikom na terenie m. Warszawy (20^o/o od sumy poz. 1, 2 i 3) i na terenie Śląska, Gdyni i Białej Krakowskiej (40^o/o); 8) dodatek służbowy (funkcyjny), przysługujący wojskowym zawodowym i uzależniony częściowo nie od stopnia (rangii), lecz od zajmowanego stanowiska; 9) dodatek na umundurowanie dla oficerów W. P. i policji; 10) wreszcie t. zw. różne wydatki osobowe, obejmujące zapomogi, składki do kas chorych, wynagrodzenie za godziny pozabiurowe, umundurowanie niższych funkcjonariuszów państwowych i podoficerów, premje i dodatki kilometrowe pracowników Polskich Kolei Państwowych i t. d. A zatem uposażenie pracownika jest funkcją nie tylko (a) stopnia służbowego, ale także (b) stanu rodzinnego, (c) miejsca pełnienia służby, (d) wysługi lat, (e) etatowego lub nieetatowego charakteru służby, (f) zajmowanego stanowiska w odróżnieniu od stopnia służbowego, (g) wykonanej pracy, wreszcie (h) nieuchwytnych czynników, które mogą wpłynąć na przyznanie zapomogi itp. Z tych wszystkich czynników preliminarz budżetowy daje nam dokładne informacje tylko o punkcie (a), od którego zależy 1) część składowa uposażenia, t. j. uposażenie zasadnicze. Co do pozostałych części trzeba czynić mniej lub więcej prawdopodobne hipotezy. Warto też zauważyć, iż spośród wyliczonych powyżej części składowych uposażenia 2), 3), 4) i 9) zmierzają do zmniejszenia rozpiętości pomiędzy uposażeniami wyższych i niższych stopni służbowych, a 5) i 8) — do zwiększenia.

Szacunek nasz zmierzał przede wszystkim do ustalenia t. zw. przydziałów, czyli sum pieniężnych, otrzymywanych przez stosunkowo jednorodną grupę pracowników danego stopnia służbowego i danego miejsca pełnienia służby. W tym celu podzielono preliminarz na szereg części mniej więcej jednorodnych, jak np. wojsko, policja, szkolnictwo, sądownictwo, urzędy centralne, poczta i t. p. Dla każdej części wiadoma była liczba urzędników i funkcjonariuszów niższych poszczególnych stopni służbowych, oraz suma ich uposażeń (przeważnie z podziałem na urzędników i funkcjonariuszów niższych). Liczbę pracowników w każdym stopniu dzielono według miejsca pełnienia służby na: prowincję, Warszawę, Śląsk i Gdynię, wreszcie Gdańsk (dla kolejarzy). Zatrudnionych w Gdańsku i zagranicą nie wzięto w dalszem opracowaniu pod uwagę. Naogół przyjmowano — w braku ściślejszych danych — że odsetek pracowników w różnych miejscach pełnienia służby był od stopnia służbowego niezależny. Dla poszczególnych części budżetu odsetek ten ustalono w pewnej mierze na podstawie danych zawartych w preliminarzu, przeważnie zaś na zasadzie bezpośrednich informacji z poszczególnych urzędów. W ten sposób ustalono przypuszczalną liczbę pracowników państwowych dla każdego stopnia służbowego i miejsce pełnienia służby. Dalszym etapem było określenie hipotecznej uposażenia jednostkowego. 1), 2) i 7) część składową można było określić dokładnie, co do 3) i 5) trzeba było poczynić pewne hipotezy. Sumę tych części (1, 2, 3, 5 i 7, a w poszczególnych wypadkach także 6, 8 i 9) mnożono przez liczbę pracowników. Iloczyny nazwijmy

A. Suma tych iloczynów była zazwyczaj dość zbliżona do preliminowanej P i nieco od niej mniejsza. Różnicę $P - \Sigma A$ dzielano na szczeblowanie w ten sposób, że dla każdego stopnia służbowego i miejsca pełnienia służby określano w pierw iloczyn B maksymalnej rozpiętości szczebli przez liczbę pracowników, następnie zaś mnożono poszczególne iloczyny przez stosunek q określonej powyżej różnicy, przeznaczonej do „rozdziatu na szczeblowanie”, do ich sumy: $q = \frac{P - \Sigma A}{\Sigma B}$. Różne wydatki osobowe R rozdzielano proporcjonalnie do iloczynów A . Wreszcie przydział ostateczny uzyskiwano jako sumę $A \left(1 + \frac{R}{\Sigma A}\right) + qB$. Oprócz powyższej metody, jak widzimy, dosyć żmudnej, stosowano też metodę uproszczoną, związaną jednak z powyższą. Określiwszy metodą poprzednią dla jakiejś grupy przydziały uposażenia dla stopni i miejscowości, znajdowano przez podzielenie liczebności przeciętne uposażenie. W innej grupie następnie, nie różniące się zasadniczo od poprzedniej składem personelu pracowniczego ani też systemem uposażeń, mnożono liczebności przez przeciętne stawki uposażeń z grupy poprzednio zbadanej. Z iloczynów tych (C) uzyskiwano wprost przydziały ostateczne według wzoru $C \frac{P+R}{\Sigma C}$. Różnica w stosunku do metody pierwszej może polegać na

odmiennym udziale szczeblowania w całości uposażeń, to też metodę uproszczoną stosowano przedewszystkiem tam, gdzie przypuszczano raczej większy udział jakichś specjalnych form wynagrodzenia, a nie inne stosunki co do warunków rodzinnych, wysługi lat i t. p. (np. administracja ogólna i poczta).

W powyższym opisie trzeba jeszcze wprowadzić poprawki i uzupełnienia wynikające z tego faktu, że preliminarz został w toku prac sejmku znacznie podwyższony; wynika to z podwyższenia stawek dodatku mieszkaniowego. Nadto ustawa skarbowa na r. 1929/30 zawiera art. 4, zezwalający na wypłacenie 15% -owego dodatku od uposażeń. Zdawałoby się, że najprościej było oprzeć się wprost na ostatecznym tekście budżetu lub na zamknięciach rachunkowych, jednakże z pewnych względów nie było to możliwe. Przedewszystkiem preliminarz jest źródłem najbardziej szczegółowym, tak np. budżet nie zawiera nigdzie podziału sum uposażeń między urzędników i funkcjonarjuszów niższych, który to podział jest bardzo istotny, następnie zamknięcia wykazują, że art. 4 nie został w pełni przez rząd wyzyskany, a mianowicie w niektórych paragrafach budżetu bądź nie otwarto wcale kredytów z art. 4, bądź tylko w niewielkiej części sum dozwolonych. Oczywiście nie wynikało to stąd, żeby w pewnych gałęziach administracji państwowej miano płacić niższe uposażenie niż w innych, lecz z nieobsadzenia etatów. Jakakolwiek próba ilościowego ujęcia tego zjawiska pograżyłaby nas w nową otchłań szacunków, wobec czego wolelibyśmy z takich prób zrezygnować i oprzeć się co do ilości etatów i rozdziatu między stopnie służbowe ściśle na preliminarzu. Błąd ogólny w całym budżecie sięga zaledwie 1%.

Wykorzystano natomiast dane o sumie uposażeń zawarte w budżecie ostatecznym i w zamknięciach rachunkowych w następujący sposób: wzmiankowane poprzednio sumy uposażeń P pomnożono przez 1,098 dla wprowadzenia poprawki na zwiększony dodatek mieszkaniowy. Wysokość 15% -owego dodatku ustalono na 0,137 sum P (dodatek ten nie liczy się od dodatku mieszkaniowego i niektórych innych składników uposażenia), wreszcie sumę różnych wydatków osobowych mnożono przez 0,671, gdyż według zamknięć tylko w takim odsetku budżet był wykonany, co jednak nie musiało być przecież związane z nieobsadzaniem etatów, lecz z otrzymaniem przez pracowników niepełnych sum preliminowanych.

Opisane dotychczas etapy pracy dały w rezultacie następujące dane: I. szacunek liczby pracowników państwowych (z podziałem — przeważnie — na urzędników i funkcjonariuszów niższych) według stopnia służbowego i miejsca pełnienia służby (L) oraz II. szacunek pobieranych przez nich sum uposażeń (U). Znane są nadto najniższe i najwyższe sumy uposażeń dla każdego stopnia i miejsca służby, a to na zasadzie przepisów prawnych.

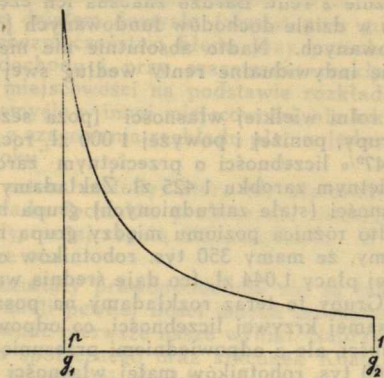
Pozostała część pracy polegała na określeniu liczebności pracowników państwowych w oznaczonych przedziałach dochodu, słowem na utworzeniu szeregu rozdzielczego. Właściwie szereg taki istnieje w rzeczywistości dla każdego stopnia i miejsca pełnienia służby, a dopiero przez zsumowanie tych szeregów można otrzymać szereg ogólny. Założyliśmy, że każdy z szeregów elementarnych da się przedstawić zapomocą krzywej liczebności o równaniu

$y = \frac{a}{x}$ w przedziale od $x = p$ do $x = 1$. x jest przytem funkcją liniową indywidualnego uposażenia wyrażonego w złotych, p jest parametrem do

określenia $0 < p < 1$. $L = \int_p^1 y dx = -a \lg p$; $u = \int_p^1 x y dx = (1-p)a$; $U =$

$= cu + b$, gdzie c i b są stałemi. Określając też granice (ustawowe) uposażenia w danym stopniu i miejscu pełnienia służby przez g_1 i g_2 mamy $g_1 = cp + b$; $g_2 - g_1 = c(1-p)$. Por. wykry. 26.

Wykry. 24. SZACUNEK ROZKŁADU PRACOWNIKÓW PAŃSTWOWYCH według wysokości uposażeń w poszczególnych grupach



Oznaczając dalej $m = \frac{U}{L}$ otrzymujemy

$$r = \frac{g_2 - m}{g_2 - g_1} = \frac{1 - u}{1 - p} = \frac{1}{1 - p} + \frac{1}{\lg p}$$

Ponieważ m , g_2 i g_1 są dane, pozostaje tylko rozwiązać powyższe równanie względem p , co łatwo uzkutecznić, jeżeli się najpierw skonstruuje tabliczkę dającą wartości r dla różnych p .

Dalsza sprawa jest już prosta. Mając daną krzywą liczebności, znajdujemy szacunek liczby urzędników i funkcjonariuszów niższych w poszczególnych przedziałach klasowych, których granice ustaliliśmy takie jak dla szeregu danych podatkowych.

Jakkolwiek wybór postaci krzywej polegał w znacznej mierze na względach dogodności rachunku, to jednak wzór $y = \frac{a}{x}$ ma tę dobrą stronę, że

stwarza duże zagęszczenie liczebności przy dolnej granicy obszaru zmienności, co w wielu wypadkach może rzeczywiście zachodzić. r może również przy danym wzorze przybierać wszelkie wartości w granicach od $\frac{1}{2}$ do 1. W wypadkach gdy materiał faktyczny dawał $r < \frac{1}{2}$, poprostu odwracaliśmy założenie przyjmując, że największe zagęszczenie liczebności jest przy górnej granicy, pozostawiając resztę techniki szacunku bez zmiany. Pominięto te, nieliczne zresztą, wydatki personalne, co do których nie ma danych, ile osób z nich korzysta, np. uposażenie wykładowców w niektórych szkołach wojskowych. Do „urzędników” zaliczono także nauczycieli, oficerów, sędziów i aplikantów. Do funkcjonariuszów niższych m. in. całą służbę parowozową, konduktorską i wagonową Polskich Kolei Państwowych, podoficerów i policjantów. W budżecie kolei nie są wydzieleni urzędnicy od funkcjonariuszów niższych; poza wymienionymi służbami przyjęliśmy, że kategorie od X wwyż zaliczają się całkowicie do urzędników, nadto $\frac{2}{3}$ pracowników w XI kat. i $\frac{1}{2}$ w XII kat.

³¹ Spośród dochodów indywidualnych, pochodzących z uposażeń wypłacanych przez państwo, pominięliśmy renty inwalidów, b. powstańców i więźniów politycznych. Inwalidzi (o nich głównie tu chodzi) naogół nie utrzymują się wyłącznie z rent. Bardzo znaczna ich część zapewne jest już uchwycona przez nas w dziale dochodów fundowanych (np. jako drobni handlarze) lub niefundowanych. Nadto absolutnie nic nie wiemy o sposobie, w jaki rozkładają się indywidualne renty według swej wysokości.

³² Robotnicy rolni wielkiej własności (poza sezonowymi) dzielią się (p. tekst) na dwie grupy, poniżej i powyżej 1 000 zł. rocznego zarobku. Grupa niższa obejmuje 47% liczebności o przeciętnym zarobku 600 zł., grupa wyższa 53% o przeciętnym zarobku 1 425 zł. Zakładamy teraz, że wśród robotników małej własności (stale zatrudnionych) grupa niższa jest stosunkowo liczniejsza, a nadto różnica poziomu między grupą niższą a wyższą jest mniejsza. Przyjmujemy, że mamy 350 tys. robotników o średniej płacy 600 zł. i 250 tys. o średniej płacy 1.044 zł. (co daje średnią ważoną 785 zł. w myśl szacunku Landaua). Grupy te teraz rozkładamy na poszczególne przedziały klasowe według tej samej krzywej liczebności, co odpowiedniemu grupie robotników wielkiej własności, ale z odpowiedniami przesunięciami.

Dalej mamy 400 tys. robotników małej własności zatrudnionych przeciętnie przez jedną trzecią roku, których zarobek wynosi przeciętnie 260 zł. Przyjmujemy jednak, że są to właściciele gospodarstw karłowatych, posiadający przeciętnie po 0,5 ha gruntu z dochodem 200 zł. (p. przypis ²⁵). Razem więc przeciętny dochód tej grupy wyniesie 460 zł. Prawie taką samą przeciętną wykazują sezonowcy, zatrudnieni w wielkiej własności. Dołączymy tu ich połowę, otrzymując grupę o liczebności 490 tys. osób z przeciętnym dochodem około 450 zł. Rozkładamy ich analogicznie do niższej grupy robotników wielkiej własności.

Co do reszty robotników sezonowych (90 tys.) przyjmujemy znowu, że korzystają oni z przeciętnego dodatkowego dochodu z własnego gruntu w wysokości 200 zł. rocznie i postępujemy analogicznie, jak w poprzednim wypadku.

Wyjaśnimy jeszcze znaczenie użytego w tekście powiedzenia: „przyjęliśmy więc, że ponadto... istnieją jeszcze wahania od średniej w dół i w górę o 20%⁰”. Przypuśćmy, że w pewnym województwie średnie uposażenie pewnej kategorii stałych robotników rolnych wynosi 1000 zł. (otrzymane z podanych przez Gerlicza stawek w kwintalach żyta drogą pomnożenia przez ceny płacone producentom w danym województwie). Powiadamy teraz, że minimum płac w danym województwie wynosi 800 zł., maximum — 1200 zł. Krzywa liczebności posiada według naszej hipotezy formułę

$y = y_0 \left[1 - \frac{(x - 1000)^2}{200^2} \right]$, gdzie stała y_0 oblicza się w taki sposób,

żeby ogólna liczebność równała się danej empirycznie. Oczywiście bierzemy tylko pod uwagę liczebności dodatnie. Krzywą tę można uważać za szczególny przypadek typu II Pearsona.

³³ Pozwolimy sobie zacytować tutaj zdanie Macaulaya (str. 425): „Metoda, użyta ostatecznie do konstrukcji krzywej dochodów, ma zatem — przykro nam to powiedzieć — wszystkie słabe strony danych, na których się ta ostatnia opiera. Ułożono tablicę podziału zawodowego ludności kraju, przypisując każdemu zawodowi taki podział płac i dochodów, jaki dawał się zastosować z najmniejszym naciąganiem (the least strain). Mielśmy wtedy szereg rozkładów płac i dochodów, które nominalnie pokrywały prawie ogół posiadaczy dochodów w Stanach Zjednoczonych, jakkolwiek niedostateczność danych była w niektórych wypadkach nieomal absurdalna. Rozkłady płac przekształcono następnie na rozkłady dochodów przy założeniu, że im mniejsze są płace, tem większy stanowią odsetek ogólnego dochodu. Poza tem prostem założeniem zależności funkcjonalne użyte w wielu przemysłach były prawie czystem dziełem domysłu (almost pure guess work). Ponadto istniało nietylko niebezpieczeństwo błędu przy przechodzeniu od rozkładu płac do rozkładu dochodu i przy szacowaniu rozkładu płac w pewnym przemyśle w danej miejscowości na podstawie rozkładu w podobnym choć nie identycznym przemyśle w innej miejscowości, ale także niebezpieczeństwo błędu, wynikającego z szacowania rozkładu płac w jednym roku na podstawie rozkładu w innym roku”.

Jak widzimy zatem, metody, które my stosowaliśmy w całej rozciągłości tylko do rozkładu dochodów proletariatu wiejskiego, w pracy amerykańskiego autora były raczej regułą niż wyjątkiem. W dalszym ciągu, kończąc swe dzieło, pisze on:

„Ostateczne rezultaty prawdopodobnie nie są tak całkiem złe, jakby były, gdybyśmy nie mieli pewnej ilości innych szacunków, z którymi można było zestawić i wyrównać pierwsze nasze wyniki. Naprzykład szacunek Kinga całkowitego dochodu społecznego oraz szacunek Knautha dochodu z dywidend były źródłami informacyj, do których dostosowano rezultaty wyliczeń krzywych liczebności.

Pewne hipotetyczne rozumowania są nieuniknione w takich studjach statystycznych jak niniejsze. Badacz nie powinien tracić odwagi. Jak słusznie zaznacza sir Thomas Bröwne w swym malowniczym stylu: „pytania, co śpiewały Syreny albo też jakie imię przybrał Achilles, ukrywający się wśród kobiet, jakkolwiek zagadkowe, nie są poza obrębem wszelkich domniemań!”.

BIBLIOGRAFJA

d'Addario Raffaele

- A) „La curva dei redditi” — „Rivista Italiana di Statistica, Economia e Finanza” Aprile — Giugno 1931.
- B) „Intorno alla curva dei redditi di Amoroso” — *ibid.* Marzo 1932.
- C) „Intorno ad una curva di ripartizione” — *ibid.* Dicembre 1932.

Ammon Otto

„Die Gesellschaftsordnung und ihre natürlichen Grundlagen” 2 Aufl. Jena 1896.

Amoroso Luigi

„Ricerche intorno alla curva dei redditi” — „Annali di Matematica Pura ed Applicata” serie IV t. III fasc. 2, 1925, str. 123—160.

„Badania nad opłacalnością gospodarstw włościańskich” — 3. i 4. sprawozdanie wydziału ekonomiki drobnych gospodarstw wiejskich w Państwowym Instytucie Naukowym Gospodarstwa Wiejskiego cz. I i II. Warszawa, 1931 — 1933.

Bernhard Witold

„Obciążenie państwowymi podatkami bezpośrednimi” — „Kwartalnik Statystyczny” zes. 4, 1931, str. 901 — 918.

v. Bortkiewicz L.

„Die Disparitätsmasse der Einkommensstatistik” — „Bulletin de l'Institut International de Statistique” t. XXV, 3 livr., La Haye, 1931, str. 188 — 298.

Bowley Arthur L.

„Elements of statistics” 4 ed. London, 1920.

Cantelli F. P.

„Sulla deduzione delle leggi di frequenza da considerazioni di probabilità” — „Metron” vol. I. N. 3, 1931, str. 83 — 91.

Czajkowski T. i Otrębski E.

„Zarobki pracowników bankowych” — „Statystyka Pracy”, zes. 1, 1932, str. 43 — 62.

Dalton Hugh

„Some aspects of the inequality of incomes in modern communities” third impression with an appendix on „The measurement of the inequality of incomes” London, 1929.

Davies George R.

- A) „The logarithmic curve of distribution” — „Journal of the American Statistical Association” December, 1925, str. 467—480.
- B) „The analysis of frequency distributions” — *ibid.*, December, 1929, str. 349 — 366.

Fogelson S.

„Miary koncentracji i ich zastosowanie” — „Kwartalnik Statystyczny” zes. 1, 1933, str. 149 — 198.

Fréchet Maurice

„Une nouvelle représentation analytique de la répartition des revenus” — „Bulletin de l'Institut International de Statistique” T. XXII, 3 livr., Roma, 1926, str. 547 — 549.

Galton Sir Francis

„The geometric mean in vital and social statistics” — „Proceedings of the Royal Society” vol. XXIX, Nr. 198, 1879, str. 365 — 367.

Gerlicz Ryszard

„Praca najemna na roli w większej własności ziemskiej” Warszawa, 1929.

Gibrat R.

„Les inégalités économiques” Paris, 1931.

„Income in the United States, its amount and distribution, 1909 — 1919” vol. II, New York 1922; part II: Knauth Oswald W. „The estimate by incomes received”; part III: Macaulay Frederick R. „The personal distribution of income in the United States”.

Kalecki Michał i Landau Ludwik

„Szacunek dochodu społecznego w r. 1929” Warszawa, 1934.

Kiaer A. N.

A) „Documents concernant la statistique internationale de la répartition des revenus privés” — „Bulletin de l'Institut International de Statistique” T. XIX, 2 livr., La Haye, 1912 (?), str. 102—198

B) „La répartition des revenus et fortunes privés” — ibid. T. XX, 2 livr., La Haye, 1916, str. 619 — 648 i 863 — 908.

Knauth — p. „Income”

Landau Ludwik

A) „Skład zawodowy ludności Polski jako podstawa badania struktury gospodarczej” Warszawa, 1931.

B) „Płace w Polsce w związku z rozwojem gospodarczym” Warszawa, 1933.

C) „Dochody z pracy najemnej w r. 1929” Warszawa, 1934.

Landau i Kalecki — p. Kalecki.

Leroy-Beaulieu P.

„Essai sur la répartition des richesses et sur la tendance à une moindre inégalité des conditions” Paris, 1897.

Mac Allister Donald

„The law of the geometric mean” — „Proceedings of the Royal Society” Vol. XXIX, Nr. 198, 1879, str. 367 — 376.

Macaulay — p. „Income”

Orlandi Silvio

„La distribuzione dei redditi mobiliari in Italia nel 1929” — „La Vita Economica Italiana” I trimestre 1934, str. 46 — 64.

Otrębski Edward

„Wyniki badania budżetów domowych pracowników umysłowych przeprowadzonego w maju 1932” — „Statystyka Pracy”, zes. 4, 1932, str. 345 — 363.

- Pareto Vilfredo
 A) „Cours d'économie politique" T. II, Lausanne, 1897.
 B) „Manuel d'économie politique" II éd., Paris, 1927.
- Pigou A. C.
 „The economics of welfare" 3 ed., London, 1929.
- Preliminarz budżetowy Rzeczypospolitej Polskiej na okres od 1 kwietnia 1929 do 31 marca 1930, Warszawa, 1928.
 Puławski Instytut — p. „Badania"
- Rietz Henry Lewis
 „Mathematical statistics" Chicago, 1927.
- Rocznik Ministerstwa Skarbu, 1927 — 1930, III, Warszawa, 1931.
 Rocznik Statystyczny Polskich Kolei Państwowych za rok eksploatacyjny 1930, Warszawa, 1931.
- V Rocznik Ubezpieczeń Społecznych w Polsce—1929, Warszawa, 1932.
 Savorgnan F.
 „Di alcuni metodi per misurare la distribuzione dei redditi in Austria" — „Bulletin de l'Institut International de Statistique" T. XXV, 3 livr., La Haye, 1931, str. 331 — 353.
- Sejm Rzeczypospolitej Polskiej — okres II. Sprawozdanie Komisji Budżetowej o preliminarzu budżetowym na rok 1929/30.
- Sowiński Mieczysław, dr. inż.
 „Reprezentatywność zbiorowości próbnej gospodarstw włościańskich objętej badaniem opłacalności" Warszawa, 1933.
- Szulc Stefan
 „Ludność Polski według wieku" — „Kwartalnik Statystyczny", zesz. 4, 1930, str. 1500 — 1530.
- Vinci Felice
 „Nouvi contributi allo studio della distribuzione dei redditi" — „Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica" Novembre, 1921, str. 365 — 369.
- van der Wiijk J.
 A) „De gemiddeldenwet" — „De Economist", 1928, Nr. 9, str. 565 — 590.
 B) „Psychisch inkomen en psychisch vermogen" — ibid. 1931: Nr. 2 str. 112 — 140, Nr. 3 str. 232 — 245, Nr. 4 str. 305 — 341.
- Winkler Wilhelm
 „Einkommen" — „Handwörterbuch der Staatswissenschaften" 4. Aufl., III. Bd., Jena, 1926, str. 367 — 400.
- Wiśniewski Jan
 „Uwagi o zagadnieniu motoryzacji Polski" — „Prace Instytutu Badania Konjunktury Gospodarczych i Cen" — zesz. 1, 1934, str. 3 — 9.
- Würzburger E.
 „Zur Frage der Einkommenstatistik" — „Bulletin de l'Institut International de Statistique" T. XX, 2 livr., La Haye, 1916, str. 797—806.
- Yntema Dwight B.
 „Measures of the inequality in the personal distribution of wealth or income" — „Journal of the American Statistical Association" — December, 1933, str. 423 — 433.
- Yuan Pae-Tsi
 „On the logarithmic frequency distribution and the semilogarithmic correlation surface" — „The Annals of Mathematical Statistics" — February, 1933, str. 30 — 74.
- Zamknięcie rachunków państwowych za okres od 1 kwietnia 1929 do 31 marca 1930, Warszawa, 1931.

WYDAWNICTWA INSTYTUTU BADANIA KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN

SPRAWOZDANIA I PRZYCZYNKI NAUKOWE

Monografie z zakresu stosunków gospodarczych oraz metodologii badań
ekonomicznych:]

Nr. 1. Ankieta o prowadzeniu robót budowlanych i sposobach ich finansowania. Opracował *Jan Wiśniewski*. Cena zł. 2. Nr. 2. Aktualne zagadnienia w przemyśle węglowym. Cena zł. 2. Nr. 3. Koszty produkcji żelaza sztabowego. Cena zł. 3. Nr. 4. Wahania sezonowe produkcji przemysłowej w Polsce. Opracował *Ludwik Landau*. Sezonowość zjawisk rynku pieniężnego. Opracował *Wacław Skrzywan*. Cena zł. 3. Nr. 5. Metody badania tendencji wieloletniej (trendu) w szeregach gospodarczych. Opracował *Jan Wiśniewski*. Cena zł. 2.50. Nr. 6. Koszty oczyszczania surowki spirytusowej. Cena zł. 2. Nr. 7. Wpływ reglamentacji obrotu zbóż chlebowych na ich ceny. Opracował *Józef Poniatowski*. Cena zł. 2. Nr. 8. Znaczenie wywozu dla przemysłu polskiego. Opracowała *Blanka Winawerówna*. Cena zł. 3. Nr. 9. Zużycie nawozów sztucznych w latach 1924 — 1929. Opracowali *Stefanja Wieluńska* i *Józef Poniatowski*. Cena zł. 3.50. Nr. 10. Ankieta o robotach budowlanych w latach 1927 — 1929. Opracował *Ludwik Landau*. Cena zł. 2. Nr. 11. Skład zawodowy ludności Polski jako podstawa badania struktury gospodarczej. Opracował *Ludwik Landau*. Cena zł. 3. Nr. 12. Sprawozdanie z badania ceny cukru (rok 1927/28/29). Cena zł. 25. Nr. 13. Rentowność przemysłu drożdżowego w latach 1929 — 1930. Cena zł. 3. Nr. 14. Handel obuwem w Polsce. Opracował *Wacław Skrzywan*. Cena zł. 6.

PRÓBA TEORJI KONJUNKTURY

przez *Michała Kaleckiego*. Cena zł. 2.50.

BADANIA NAD DOCHODEM SPOŁECZNYM W POLSCE

- | | |
|---|---------------|
| Tom 1. Szacunek dochodu społecznego w r. 1929 przez
<i>Michała Kaleckiego</i> i <i>Ludwika Landaua</i> | cena zł. 2.50 |
| Tom 2. Dochody z pracy najemnej w r. 1929 przez <i>Ludwika Landaua</i> | cena zł. 2.50 |
| Tom 3. Rozkład dochodów według wysokości w r. 1929
przez <i>Jana Wiśniewskiego</i> | cena zł. 4.— |
| Tom 1, 2 i 3 razem | cena zł. 7.— |

WYDAWNICTWA
KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH

Biblioteka Uniwersytetu
MARII CURIE-SKŁODOWSKIEJ
w Lublinie

190295

KONJUNKTURA GOSPODARCZA

Wydawnictwo kwartalne, zawierające przegląd sytuacji gospodarczej, z dodatkiem Miesięczne Tablice Statystyczne lub Monthly Statistical Tables. Prenumerata roczna wydawnictwa kwartalnego razem z tablicami zł. 14, tablic zł. 6. Cena zeszytu kwartalnika zł. 2.50, tablic gr. 60.

PRACE INSTYTUTU BADANIA KONJUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN

Kwartalnik, zawierający opracowania poszczególnych zagadnień rozwoju gospodarczego. Prenumerata roczna „Konjunktury Gospodarczej” razem z „Pracami” zł. 20. Cena zeszytu „Prac” zł. 2.50.

Skład główny w administracji wydawnictwa

„KONJUNKTURA GOSPODARCZA”

Warszawa, ulica Ele

