

TADEUSZ RUTKOWSKI

CZYNNIKI REGIONALNE WPŁYWAJĄCE NA POZIOM PŁAC PRACOWNIKÓW PRZEMYSŁU

Problematyka badania rozkładu dochodów ludności ma już swoją tradycję. W ciągu ostatnich 70 lat statystycy i ekonomiści różnych krajów poświęcali coraz więcej uwagi metodom badania rozkładu dochodów ludności. Zagadnienia te rozpatrywano wielostronnie używając różnych metod badawczych. Proces kształtowania się rozkładu dochodów ludności jest zjawiskiem niezwykle skomplikowanym, sądzono jednak, że można go opisać przy pomocy określonej funkcji gęstości jako proces stochastyczny. Próbowano budować różne teorie rozkładu dochodów, czego dowodem są prace V. Pareta, D. G. Champernowna, R. S. G. Rutherforda i J. Tinbergena. W ostatnich latach problematyka rozkładu dochodów ludności znajduje żywe zainteresowanie w krajach socjalistycznych. Szczególnie interesujące prace z tego zakresu opracowane zostały na Węgrzech (Ö. Èltetö, E. Frigyes i A. Schmidt), w Polsce (J. Kordos i Z. Pawłowski) oraz w ZSRR (N. M. Rimaszewskaja, I. J. Pisariew) i Czechosłowacji (J. Walter).

Rozkład dochodów ludności jest nierozłącznie związany z czynnikami, które w sposób pośredni lub bezpośredni wpływają na wielkość dochodów. W literaturze zachodniej wymienia się następujące czynniki rozkładu dochodów ludności¹:

- stan rozwoju ekonomicznego w danym miejscu i czasie (determinanty społeczno-ekonomiczne),
- instytucje ustalające płace (polityka dochodowa państwa),
- dominująca teoria ekonomiczna danego okresu,
- cykl gospodarczy i polityka bieżąca państwa,
- czynniki demograficzne oraz czas i przestrzeń.

W literaturze socjalistycznej trudno znaleźć prace z zakresu systematyzacji czynników rozkładu dochodów ludności. Pewne wstępne próby

¹ Por. J. T. Dunlop, *The Theory of Wage Determination*, London 1957, s. 3.
Por. G. Garvey, *Inequality of Income, Causes and Measurement*. Studies in income and Wealth, t. 15/1952.

można znaleźć w pracy węgierskiego ekonomisty A. Schmidta². Uważa on, że rozkład dochodów ludności w społeczeństwie socjalistycznym zależy zarówno od stosunków produkcji jak i nadbudowy. Ogólna polityka ekonomiczna i dochodowa państwa oddziaływa przez odpowiednie instytucje na wielkość dochodów. Są to główne czynniki nazwane przez autora społeczno-ekonomicznymi, które wpływają na rozkład dochodów.

W niniejszym artykule zajmujemy się analizą wpływu czynników regionalnych na rozkład dochodów ludności. Badania nad regionalnym rozkładem dochodów prowadzone były do niedawna głównie w Stanach Zjednoczonych³. W ostatnich latach nastąpił szybki rozwój badań ekonomiczno-przestrzennych również w krajach socjalistycznych. Problematyka poziomu i rozwoju jednostek terytorialnych mniejszych niż kraj nabiera coraz większego znaczenia. Ukazały się pewne, aczkolwiek nie liczne publikacje o zróżnicowaniu dochodów ludności⁴. Nieustannie wzrasta również znaczenie statystyki regionalnej, dostarczającej niezbędnych informacji o poziomie i rozwoju gospodarczym regionów. Zapotrzebowanie na dane regionalne stale wzrasta. W warunkach gospodarki socjalistycznej przedmiotem badań ekonomiczno-przestrzennych są zagadnienia optymalnego rozmieszczenia i wykorzystania zasobów i czynników wzrostu gospodarczego poszczególnych regionów oraz zapewnienie racjonalnych, międzyregionalnych proporcji w rozwoju całej gospodarki narodowej. Zagadnienia te realizowane są przez politykę regionalną państwa, która koniecznie musi uwzględniać następujące grupy problemów⁵:

- analizę poziomu zagospodarowania produkcyjnego regionów,
- analizę dochodów ludności danego regionu.
- analizę warunków, w jakich dokonuje się realizacja dochodów ludności.

Celem polityki regionalnej powinno być⁶:

- wyrównanie międzyregionalnego poziomu stopy życiowej ludności,
- zwiększanie dochodu społecznego tworzonego na 1 mieszkańca warunkującego wzrost poziomu spożycia.

² Por. A. Schmidt, *Factors and Development of the Distribution of Personal Income. The Standard of Living* (praca zbiorowa), Budapeszt 1962.

³ Por. R. E. Graham, *Factor Underlying Changes in the Geographic Distribution of Income*, Survey of Current Business, April, t. 44/1964, s. 15; E. A. Trott, *Personal Income by States*, Survey of Current Business, April, s. 13, t. 44/1964.

⁴ Por. O. Elteto, E. Frigyes, *New Income Inequality Measures as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning*, Econometrica, t. 36/1968, s. 383.

⁵ Por. A. Fajferek, *Próba określenia wskaźników charakteryzujących poziom rozwoju gospodarczego regionów*, Statystyka regionalna, Biblioteka wiadomości statystycznych, t. 3, GUS 1967, s. 236.

⁶ Por. M. Opałło, *Podstawowe mierniki ekonomiczno-statystyczne rozwoju różnych typów regionów. Aktualne problemy statystyki regionalnej w krajach europejskich*, Biblioteka wiadomości statystycznych, t. 12, GUS 1970, s. 148.

Relatywne zmniejszanie dysproporcji międzyregionalnych w zakresie indywidualnych warunków bytowych ludności zależne jest od polityki państwa, jak również od wysiłku samej ludności. Możliwości uzyskiwania dochodów pieniężnych przez ludność w poszczególnych regionach zależą od aktualnego poziomu gospodarczego danego regionu i wzrastają w miarę tworzenia nowych miejsc pracy. Ludność może również wpływać na kształtowanie się otrzymywanych dochodów pieniężnych poprzez:

- zwiększanie wydajności pracy na stanowiskach już istniejących,
- podnoszenie kwalifikacji zawodowych,
- zwiększanie aktywności zawodowej.

Realizacja zadań polityki regionalnej państwa następuje przez kształtowanie czynników przestrzennych wpływających na dochody pieniężne ludności, jak również przez politykę płac. Wzrost dochodów pieniężnych ludności jest w konsekwencji pochodną tworzenia dochodu narodowego i jest nierozłącznie związany z decyzjami państwa w zakresie redystrybucji posiadanych środków inwestycyjnych. Główną cechą redystrybucji środków inwestycyjnych powinno być dążenie do stopniowego wyrównywania poziomu zainwestowania regionów.

Jednym z celów polityki płac powinno być założenie równomiernego kształtowania dochodów pieniężnych ludności, a w konsekwencji zmniejszanie dysproporcji regionalnych występujących w poziomie stopy życiowej ludności. Prowadzenie polityki wyrównywania stopy życiowej ludności wymaga uprzedniego poznania czynników przestrzennych różnicujących rozkład dochodów pieniężnych ludności, jak również poznania terytorialnego rozmieszczenia płac. Umożliwi ono bowiem podjęcie odpowiednich kroków w celu likwidacji zaobserwowanych różnic międzyregionalnych przez politykę płac.

W niniejszym artykule rozpatrzony zostanie wpływ czynników przestrzennych na kształtowanie się płac pracowników przemysłu w Polsce. W krajach kapitalistycznych duży udział w kształtowaniu się dochodów całkowitych ludności mają dochody z kapitału. W gospodarce socjalistycznej wielkość dochodów z własności jest nieznaczną, podczas gdy udział dochodów z pracy jest przeważający. Z tego względu przy rozpatrywaniu wpływu czynników przestrzennych na wielkość dochodów ludności należy przede wszystkim przeprowadzić analizę czynników kształtujących dochody z pracy (płace). Ograniczenie przedmiotu badań tylko do jednego działu gospodarki narodowej, jakim jest przemysł podyktowane zostało możliwością uzyskania najpełniejszych danych statystycznych w ujęciu wojewódzkim- dla tego właśnie działu. Ze względu jednak na dużą wagę przemysłu w gospodarce narodowej, a w szczególności wysoki udział w tworzeniu dochodu narodowego oraz ze względu na to, że poważna część zatrudnionych pracuje w przemyśle, opracowanie to może mieć pewne wartości poznawcze.

I. WYBÓR ZMIENNYCH I SPOSÓB ICH MIERZENIA

Wyodrębnienie czynników regionalnych wpływających na kształtowanie się dochodów ludności w warunkach polskich jest zagadnieniem niezmiernie trudnym. Z jednej strony występuje duża różnorodność mierników rozwoju gospodarczego regionów⁷, z drugiej zaś strony bardzo ubogi materiał statystyczny w przekroju wojewódzkim, szczególnie w zakresie dochodu narodowego, produkcji czystej przemysłu i rolnictwa oraz wartości środków trwałych.

Problematyka oddziaływania czynników przestrzennych na wielkość dochodów pieniężnych ludności znajduje szersze odbicie w literaturze zachodniej⁸. Wyróżnia się tam zazwyczaj następujące czynniki przestrzenne wpływające na rozkład dochodów pieniężnych ludności⁹:

- stan rozwoju ekonomicznego regionu,
- stopień uprzemysłowienia i urbanizacji danego regionu,
- strukturę przemysłową i zawodową ludności badanego regionu,
- wyposażenie w zasoby,
- rozmiar, zręczność, wiek, płeć i wykształcenie siły roboczej,
- stopę (aktywność) zatrudnienia,
- stopę życiową ludności (dochód na osobę) w regionie.

Przeniesienie systemu wskaźników z zachodu na grunt polski jest niemożliwe z powodu odmiennego sposobu ich obliczania, niemożności zapewnienia ich porównywalności i przydatności w naszych warunkach ustrojowych.

Dla poznania złożonych zjawisk i procesów gospodarczych w ujęciu przestrzennym należy posługiwać się zespołem wskaźników ekonomicznych wzajemnie ze sobą powiązanych, umożliwiających analizowanie całokształtu procesów wzrostu gospodarczego. Procesy gospodarowania w regionach przebiegają na tle strukturalnych czynników wzrostu gospodarczego, do których należą¹⁰:

- stosunki demograficzne i struktura zawodowa ludności,
- stosunki produkcyjne (produkcja czysta, dochód narodowy),
- struktura urbanizacji i osadnictwa,
- struktura majątku trwałego (produkcyjny, nieprodukcyjny),
- warunki bytowe ludności (dochody ludności, poziom usług),

⁷ Por. *Mierniki rozwoju regionów*, Biblioteka wiadomości statystycznych, t. 9, GUS, 1969.

⁸ Por. J. Morgan, W. J. Cohen, H. E. Brazer, *Income and Welfare in the United States*, New York 1963.

⁹ Por. A. Al. Samarrie, H. P. Miller, *State Differentials in Income Concentration*, American Economic Review, t. 57, 1967, s. 59.

¹⁰ Por. M. Opałło, *Podstawowe mierniki ekonomiczno-statystyczne rozwoju różnych typów regionów. Aktualne problemy statystyki regionalnej w krajach europejskich*, Biblioteka wiadomości statystycznych, t. 12, GUS, 1970, s. 154.

— warunki środowiska geograficznego (zasoby surowcowe i wodne, użytkowanie ziemi).

Przyjęcie do analizy całokształtu czynników wpływających na wysokość płac pracowników przemysłu jest niemożliwe z następujących powodów: a) niemożności dysponowania pełnym materiałem statystycznym w ujęciu wojewódzkim niezbędnym do takiej analizy; b) trudności obliczeniowych, które wystąpiłyby przy przyjęciu do obliczeń zbyt dużej liczby zmiennych, ponieważ obliczeń dokonano na maszynie cyfrowej „Odra 1013”, której praktyczna niezawodna możliwość obliczania równań regresji i współczynników korelacji sięga około 10-11 zmiennych, c) zdaniem niektórych autorów przy stosowaniu rachunku korelacji w praktyce trudno wychodzić poza maksimum dziesięciu zmiennych¹¹.

Na podstawie analizy czynnikowej zostały w literaturze wyselekcjonowane mierniki dla analizy poziomu uprzemysłowienia i poziomu produkcji rolnej¹². Ze względu na obfitość zaproponowanych tam mierników głównie dla analizy w ujęciu powiatowym, wydaje się, że w naszym badaniu najwłaściwszym rozwiązaniem jest racjonalny i możliwie zobiektywizowany wybór najbardziej syntetycznych mierników. Badanie nasze obejmuje sześć zmiennych, które odnoszą się do 1965 r. Przyjęcie do analizy 1965 r. zostało spowodowane możliwością uzyskania potrzebnych informacji statystycznych właśnie za ten okres. Za zmienną objaśnianą przyjęto płace miesięczne brutto w przemyśle bez zjednoczeń, według województw za lata 1965, 1966 i 1968. Przyjęcie płac za zmienną objaśnianą spowodowane zostało ich dużym udziałem w kształtowaniu stopy życiowej ludności. Dobrobyt ludności zależy w około dwóch trzecich od poziomu płac w danym regionie¹³. Ze względu na przypuszczenie, że w naszej gospodarce działanie czynników kształtujących płace znajduje odbicie w ich poziomie prawdopodobnie z pewnym opóźnieniem, obliczeń dokonano w trzech etapach. W pierwszym etapie obliczeń wartości zmiennej objaśnianej (płac) zostały przyjęte za ten sam okres co wartości zmiennych objaśniających, a więc za 1965 r. Następnie do obliczeń przyjęto płace z jednorocznym opóźnieniem, czyli za 1966 r. Ostatni etap obliczeń to przyjęcie płac za 1968 r., a więc z trzyletnim opóźnieniem w stosunku do zmiennych objaśniających. Wysokość płac pracowników przemysłu za lata 1965, 1966 i 1968 została przedstawiona w poniższej tabeli.

¹¹ Por. T. Marszałkiewicz, *Zastosowanie korelacji do badania efektywności nakładów na produkcję roślinną*, Warszawa 1963, s. 15.

¹² Por. S. Róg, *Mierniki i metody badania stopnia uprzemysłowienia w układach regionalnych*, Biblioteka wiadomości statystycznych, t. 9, GUS, Warszawa 1969; L. Rzendowski, *Mierniki i metody badania poziomu rozwoju rolnictwa w układach regionalnych*, Biblioteka wiadomości statystycznych, t. 9, GUS, Warszawa 1969.

¹³ Por. W. Lissowski, *W sprawie społecznego dochodu regionu ekonomicznego*, w: *Teoretyczne problemy rozmieszczenia sił wytwórczych*, Warszawa 1965, s. 151.

Tabela 1

Przeciętne płace miesięczne brutto w przemyśle bez zjednoczeń w latach 1965, 1966 i 1968, według województw (w zł)

Województwo	1965	1966	1968	Województwo	1965	1966	1968
m. st. Warszawa	2260	2344	2558	Krakowskie	2158	2262	2436
m. Łódź	1928	1928	2228	Lubelskie	1890	1949	2131
m. Kraków	2208	2345	2559	Łódzkie	1823	1884	2076
m. Poznań	2113	2193	2308	Olsztyńskie	1747	1803	2009
m. Wrocław	2142	2224	2422	Opolskie	2030	2114	2336
Białostockie	1748	1811	2024	Poznańskie	1914	1981	2179
Bydgoskie	1928	1986	2165	Rzeszowskie	1986	2063	2253
Gdańskie	2266	2344	2565	Szczecińskie	2207	2287	2507
Katowickie	2612	2701	2927	Warszawskie	1978	2041	2233
Kieleckie	2001	2074	2248	Wrocławskie	2149	2197	2380
Koszalińskie	1896	1974	2185	Zielonogórskie	1896	1951	2162

Źródło: Rocznik statystyczny przemysłu 1967, s. 271, tablica 6 (92) i 1970 s. 251, tablica 5 (81).

Pierwszą zmienną objaśniającą jest dochód narodowy krajowy wytworzony (produkcja czysta) na 1 mieszkańca. Dochód narodowy jest najbardziej syntetycznym wskaźnikiem obrazującym poziom i rozwój gospodarczy województw. Stanowi on syntetyczną kategorię ekonomiczną, przy pomocy której można wyrazić wymiennie (wartościowo) wyniki gospodarki w skali całego kraju, jak i poszczególnych jego regionów¹⁴. Dla naszych obliczeń przyjęto produkcję czystą na 1 mieszkańca wyliczoną na podstawie cen umownych, zgodnie z postulatami niektórych autorów, którzy sugerują, że dla potrzeb ściślejszego wyrażenia nakładów pracy żywej i uprzedmiotowionej, wydatkowanej przy tworzeniu dochodu narodowego w przekroju regionalnym istnieje konieczność posługiwania się wartością produkcji czystej bez podatku obrotowego zastosowania cen umownych, obliczonych na przykład przy rozdzieleniu podatków i różnic budżetowych pomiędzy województwa, proporcjonalnie do pozostałych elementów produkcji czystej¹⁵.

Ponieważ uzyskanie danych statystycznych odnośnie do produkcji czystej, bez podatku obrotowego i różnic budżetowych, było niemożliwe, posłużono się wartością produkcji czystej w cenach umownych obliczonej przy proporcjonalnym rozdzieleniu podatków i różnic budżetowych pomiędzy województwa w stosunku do pozostałych elementów produkcji czystej. Przyjęcie do analizy dochodu wytworzonego w regionie, a nie dochodu podzielonego, zostało spowodowane faktem, że regionalny dochód wytworzony stanowi syntetyczny wskaźnik charakteryzujący najpełniej potencjał wytwórczy danego regionu¹⁶.

¹⁴ Por. K. Secomski, *Podstawy planowania perspektywicznego*, Warszawa 1967,

¹⁵ Por. M. Opałło, op. cit., s. 149.

¹⁶ Por. A. Fajfer, *Próba określenia wskaźników charakteryzujących poziom*

Tabela 2

Produkcja czysta przypadająca na 1 mieszkańca oraz stopień urbanizacji województw w 1965 roku

Województwo	Produkcja czysta w zł	Ludność miast w ‰	Województwo	Produkcja czysta w zł	Ludność miast w ‰
m. st. Warszawa	26 830	1000	Krakowskie	13 370	288
m. Łódź	24 400	1000	Lubelskie	13 831	265
m. Kraków	31 280	1000	Łódzkie	13 680	335
m. Poznań	24 450	1000	Olsztyńskie	12 684	369
m. Wrocław	23 350	1000	Opolskie	16 827	398
Białostockie	12 383	328	Poznańskie	15 030	374
Bydgoskie	16 347	490	Rzeszowskie	13 911	252
Gdańskie	17 977	673	Szczecińskie	16 738	640
Katowickie	23 414	760	Warszawskie	12 940	326
Kieleckie	13 163	290	Wrocławskie	15 350	536
Koszalińskie	12 942	466	Zielonogórskie	15 045	507

Źródło: Analiza tworzenia i podziału dochodu narodowego Polski według województw, tablica 4, s. 24, Warszawa 1969 i Rocznik statystyczny 1971, tabela II, s. 18-44.

Przedstawiona w tabeli 2 wartość produkcji czystej na 1 mieszkańca zastała obliczona według miejsca zatrudnienia, to znaczy w obliczeniach uwzględniono różnice w produkcji czystej na 1 mieszkańca z tytułu dojazdów do pracy w miastach wydzielonych z województw.

Drugą zmienną objaśniającą przyjętą do naszego badania jest stopa urbanizacji. Poziom urbanizacji regionu jest wykładnikiem jego rozwoju społeczno-gospodarczego. Miasta skupiają przeważającą część urządzeń produkcyjnych i nieprodukcyjnych i stanowią węzłowe punkty lokalizacji urządzeń infrastrukturalnych. Stopień urbanizacji decyduje w pewnym sensie o posiadanej ilości miejsc pracy przez region i ich strukturze, a więc oddziałuje w sposób pośredni na poziom płac pracowników przemysłu.

Za trzecią zmienną objaśniającą przyjęto techniczne uzbrojenie pracy. Można je scharakteryzować relacją: majątek trwały—zatrudnienie, która przedstawia wyposażenie pracy żywej w pracę uprzedmiotowioną i wyraża się wartością majątku trwałego uczestniczącego w procesie produkcji przemysłowej przypadającej na 1 zatrudnionego w tym procesie.

Innym ważnym czynnikiem w procesie gospodarczym oddziałującym na wysokość płac jest wydajność pracy. Wiąże się ona bezpośrednio z technicznym uzbrojeniem pracy i jest ściśle od niego uzależniona. Społeczną wydajność pracy na 1 zatrudnionego w przemyśle w roku 1965

przyjęto za czwartą zmienną objaśniającą. Wyrażona jest ona wartością produkcji czystej przemysłu bez podatków i różnic budżetowych na 1 zatrudnionego w nim.

Tabela 3

Wartość środków trwałych brutto, społeczna wydajność pracy oraz poziom wykształcenia pracowników przemysłu w 1965 r.

Województwo	Środki trwale w tys. zł	Wydajność pracy w tys. zł	Liczba lat nauki	Województwo	Środki trwale w tys. zł	Wydajność pracy w tys. zł	Liczba lat nauki
m. st. Warszawa	114,1	65,9	8,0	Krakowskie	201,9	61,6	7,3
m. Łódź	97,7	54,6	6,9	Lubelskie	139,7	58,2	7,5
m. Kraków	235,2	96,3	8,0	Łódzkie	95,5	48,9	6,4
m. Poznań	115,0	64,1	8,1	Olsztyńskie	128,0	51,7	6,9
m. Wrocław	128,8	70,9	7,9	Opolskie	195,0	62,2	7,4
Białostockie	116,0	50,2	7,0	Poznańskie	129,5	52,4	7,3
Bydgoskie	131,9	56,8	7,5	Rzeszowskie	155,7	63,8	7,7
Gdańskie	142,6	62,6	7,7	Szczecińskie	173,3	62,2	7,3
Katowickie	179,7	65,1	7,5	Warszawskie	125,7	64,8	7,4
Kieleckie	112,3	54,0	6,8	Wrocławskie	181,8	56,0	6,9
Koszalińskie	142,2	52,6	6,8	Zielonogórskie	149,0	50,4	6,9

Źródło: *Analiza tworzenia i podziału dochodu narodowego Polski według województw*, tabela 29, s. 196 i tabela 24, s. 190, Warszawa 1969, oraz opracowanie własne na podstawie *Rocznika statystycznego przemysłu 1968*, tabela 32, s. 261.

Dla pełniejszego zobrazowania wpływu czynników regionalnych na kształtowanie się płac pracowników przemysłu niezbędne było uwzględnienie w naszej analizie czynnika wykształcenia. W tym celu wprowadzono piątą zmienną objaśniającą, którą jest przeciętna liczba lat nauki szkolnej przypadająca na 1 zatrudnionego w przemyśle w przekroju wojewódzkim. Obliczenia poszczególnych wartości zmiennej dokonano w oparciu o ogólnie przyjęty klucz przeliczania poszczególnych typów wykształcenia na liczbę lat nauki szkolnej. Zastosowano następujący sposób przeliczania:

Liczba lat nauki szkolnej	Rodzaj wykształcenia
16	wyższe,
12	średnie zawodowe,
11	średnie ogólnokształcące,
9	niepełne średnie ogólnokształcące,
9	zasadnicze zawodowe,
7	podstawowe,
4	podstawowe nie ukończone.

Mnożąc liczbę osób z odpowiednim stopniem wykształcenia przez właściwy współczynnik przeliczeniowy, a następnie je sumując i dzieląc przez ogólną liczbę zatrudnionych w przemyśle otrzymujemy średnią

liczbę lat nauki szkolnej przypadającą na 1 zatrudnionego w przemyśle. Ponieważ spisy kadrowe, zostają przeprowadzane co 4 lata, ostatnio w 1964 r. i w 1968 r. zaszła konieczność pewnego przybliżenia danych dla 1965 r. Wartość piątej zmiennej objaśniającej przyjęto jako średnią arytmetyczną poziomów wykształcenia dla 1964 r. i 1968 r. Wpływ wykształcenia pracowników na poziom ich zarobków wydaje się być niewątpliwym i uzasadnionym ekonomicznie.

Reasumując, jako podstawę dla analizy wpływu czynników regionalnych na poziom płac pracowników przemysłu przyjęto następujące zmienne objaśniające:

- wartość produkcji czystej na 1 mieszkańca w cenach umownych,
- stopień urbanizacji danego województwa (regionu),
- wartość środków trwałych brutto na 1 zatrudnionego w przemyśle,
- społeczną wydajność pracy w przemyśle,
- przeciętny poziom wykształcenia pracowników przemysłu.

II. PREZENTACJA OTRZYMANYCH WYNIKÓW I ICH ANALIZA

Wyjaśnianie procesów społecznych wymagałoby ogólnej teorii wzajemnych zależności, całkowicie zweryfikowanej i sformułowanej wyrażnie w postaci kwantytatywnej, operacyjnej. W chwili obecnej nie istnieje żadna taka teoria, ani też nie można oczekiwać, że kiedykolwiek powstanie. Wobec braku jej, badacz musi stosować przybliżenie. Jego metody muszą przewidywać ilościowe sformułowanie możliwie jak największej ilości współzależności oraz weryfikację tych wyrażen z materiałami empirycznymi i konstrukcjami logicznymi¹⁷.

Przyjmując do obliczeń wymienione zmienne, naszym zadaniem będzie ustalenie związków pomiędzy tymi zmiennymi, określenie jego natężenia, wyodrębnienie zmiennych najbardziej ze sobą powiązanych i oznaczenie ich roli w tym związku oraz zamiany związku korelacyjnego na związek funkcyjny. W tym celu posłużymy się rachunkiem korelacyjnym obliczając całkowite współczynniki korelacji pomiędzy parami zmiennych, współczynniki korelacji cząstkowej i wielorakiej, współczynniki determinacji oraz parametry równania regresji. We współczesnych analizach ekonomicznych należy podkreślić wielką wagę badań korelacyjnych, zwłaszcza korelacji wielorakiej, bez których wielu zagadnień w ogóle nie można by oświetlić¹⁸.

Obliczone współczynniki korelacji, regresji i determinacji rzucają pewne światło na rolę poszczególnych zmiennych i ich wpływ w kształtowaniu płac pracowników przemysłu. Obliczeń dokonano na maszynie

¹⁷ Por. W. Isard, *Metody analizy regionalnej*, Warszawa 1965, s. 443.

¹⁸ Por. S. G. Strumilin, *Woprosy statističeskogo izmierenija swiaziej mieždu jawieniami (korelacionnyj analiz)*, Moskwa 1950.

cyfrowej „Odra 1013” w Zakładzie Elektronicznej Techniki Obliczeniowej przy Wyższej Szkole Ekonomicznej w Poznaniu.

Zmiennym użytym w badaniu przyporządkowano następujące numery:

- 1 — przeciętne miesięczne płace pracowników przemysłu,
- 2 — wartość produkcji czystej na 1 mieszkańca w regionie,
- 3 — stopień urbanizacji regionu,
- 4 — techniczne uzbrojenie pracy w przemyśle na 1 zatrudnionego,
- 5 — społeczna wydajność pracy w przemyśle,
- 6 — przeciętny poziom wykształcenia pracowników przemysłu w regionie.

W pierwszym etapie badania obliczono współczynniki korelacji całkowitej pomiędzy wartością zmiennej objaśnianej w latach 1965, 1966 i 1968, a zmiennymi objaśniającymi odniesionymi do 1965 r. Wartość współczynników korelacji całkowitej przedstawia tabela 4.

Tabela 4

Wartość współczynników korelacji całkowitej

Treść	1965	1966	1968
r_{12}	0,58436	0,61170	0,62155
r_{13}	0,52472	0,53830	0,54509
r_{14}	0,49448	0,52084	0,52773
r_{15}	0,56836	0,61581	0,60773
r_{16}	0,54238	0,56718	0,53038

Źródło: Obliczenia własne.

Wszystkie zaprezentowane tu współczynniki korelacji przedstawiają zależność pomiędzy parami zmiennych i są dodatnie. Przyjęcie do obliczeń zmiennej objaśnianej z jednorocznym opóźnieniem wpłynęło na zwiększenie wartości wszystkich współczynników. Opóźnienie trzyletnie zmiennej objaśnianej miało już mniejszy i różnorodny wpływ na wartość współczynników. Z analizy ich wielkości widzimy, że występuje dodatnia zależność pomiędzy płacami i pozostałymi zmiennymi, przy czym najsilniejszy związek istnieje pomiędzy płacami a dochodem narodowym na 1 mieszkańca w regionie.

Badanie korelacyjne pomiędzy parami zmiennych pozwala tylko na bardzo „zewnątrzne” przedstawienie obrazu zależności występujących między zjawiskami. Powiązania występujące pomiędzy nimi są w rzeczywistości o wiele bardziej złożone. Poziom ściśle określonego zjawiska, szczególnie w przypadku zjawisk społeczno-gospodarczych, kształtuje się pod wpływem nie jednej ale wielu, jednocześnie działających przyczyn. Poza tym występuje tu przeważnie silne i wielokierunkowe powiązanie zmiennych pomiędzy sobą. Powiązanie to nie ogranicza się do związku

zmiennej zależnej ze zmiennymi niezależnymi, zmienne niezależne są zazwyczaj również powiązane ze sobą. Opieranie się przy badaniu zależności płac od czynników przestrzennych tylko na zależnościach pomiędzy parami zmiennych, bez eliminacji pozostałych zmiennych, doprowadziłoby do wyraźnego niedoceniań lub przeceniania wpływu poszczególnych czynników na poziom płac.

Aby przeciwdziałać tym mankamentom posłużyliśmy się w naszej analizie metodą korelacji wielorakiej przy założeniu prostoliniowości regresji. Zastosowanie metody korelacji wielorakiej pozwala nieco głębiej naświetlić zagadnienie zależności pomiędzy zjawiskami. Obliczając częściowe współczynniki korelacji i regresji określamy wpływ poszczególnych czynników na kształtowanie się płac pracowników przemysłu po uprzednim wyeliminowaniu zaciemniającego wpływu współzależności pomiędzy poszczególnymi zmiennymi. Wyciąganie wniosków na podstawie wartości częściowych współczynników korelacji oraz wartości współczynników korelacji wielorakiej musi być poparte rzetelną analizą ekonomiczną. Samo wyliczenie współczynników korelacji jest bowiem stosunkowo łatwe, lecz ich interpretacja trudna. Badanie korelacji wielorakiej i częściowej dostarcza cennego narzędzia analizy statystycznej lecz bez ścisłej kontroli logicznej posługiwanie się tym narzędziem może łatwo prowadzić do mylnych wyników badania¹⁹. Wyniki uzyskane metodą korelacji wielorakiej nie są zupełnie dokładne. Niedokładność wyników może być spowodowana przez²⁰ a) błędy w mierzeniu lub pominięcie części czynników wyjaśniających, b) występowanie współzależności wielorakiej.

Ostateczna decyzja o przydatności wyników zależy jednak całkowicie od badanego problemu i celu obliczeń. Przy interpretacji wyników musimy zachować daleko idącą ostrożność z powodu wzajemnych powiązań zmiennych objaśniających i ich dużego stopnia agregacji.

Obliczone współczynniki korelacji częściowej dla pierwszej zmiennej objaśniającej (dochód narodowy na 1 mieszkańca w regionie) przedstawia tabela 5.

Tabela 5

Wartość częściowych współczynników korelacji

Treść	1965	1966	1968
$r_{12.3456}$	0,06908	0,08477	0,11144
$r_{12.345}$	0,06200	0,07738	0,11005
$r_{12.456}$	0,44953	0,45332	0,48794

Źródło: Opracowanie własne.

¹⁹ Por. K. Zając, *Podstawy statystyki*, Kraków 1968, s. 522.

²⁰ Por. J. Tinbergen, *Wprowadzenie do ekonometrii*, Warszawa 1957, s. 119.

Analiza otrzymanych wyników daje dosyć ciekawe wnioski. Okazuje się, że po wyeliminowaniu zmiennych wyrażających stopień urbanizacji regionu, techniczne uzbrojenie pracy, przeciętną społeczną wydajność pracy i średni poziom wykształcenia, „czysty” związek wielkości produkcji czystej na 1 mieszkańca z poziomem płac pracowników przemysłu, aczkolwiek dodatni, jest bardzo mały.

Zastosowanie opóźnienia zmiennej objaśniającej powoduje stopniowy wzrost wartości cząstkowego współczynnika korelacji. Tak mały związek pomiędzy dochodem narodowym na 1 mieszkańca a przeciętną płacą w przemyśle spowodowany mógł być dużym udziałem rolnictwa w produkcji czystej województw sięgającym niekiedy 43% (Lubelskie, Białostockie, Olsztyńskie) oraz w przypadku Warszawy, znacznym udziałem usług. Z przeglądu wartości poszczególnych współczynników korelacji widać, że stosunkowo najsilniejsza zależność dodatnia występuje pomiędzy płacami a zmienną 2 i 3. Wartości cząstkowych współczynników korelacji obliczone przy eliminacji tej zmiennej są bardzo niskie, zaś przy jej uwzględnieniu gwałtownie rosną ($r_{12,345} = 0,062$ i $r_{12,456} = 0,44953$). Wskazuje to na dużą autokorelację pomiędzy dochodem narodowym na 1 mieszkańca a stopniem urbanizacji. W celu obliczenia, jaka część zmienności w poziomie płac jest związana ze zmiennością dochodu narodowego na 1 mieszkańca obliczamy współczynnik determinacji. Wartość jego waha się od około 0,0048 przy przyjęciu płac z 1965 r. do około 0,0123 przy płacach z 1968 r. Oznacza to, że zmienność w poziomie płac wyjaśniana jest przez zmienność wartości dochodu narodowego na 1 mieszkańca w 0,5% dla 1965 r. i 1,23% w roku 1968.

Obliczając zależność między zmienną trzecią (stopniem urbanizacji), a przeciętnymi płacami pracowników przemysłu otrzymaliśmy współczynniki korelacji cząstkowej, które przedstawia tabela 6.

Tabela 6

Wartość cząstkowych współczynników korelacji

Treść	1965	1966	1968
$r_{13,2456}$	0,15758	0,14261	0,13696
$r_{13,245}$	0,16848	0,15408	0,14312
$r_{13,456}$	0,46707	0,46479	0,49293
$r_{13,256}$	0,06546	0,05147	0,03990
$r_{13,246}$	0,21948	0,19404	0,19003

Źródło: Opracowanie własne.

Przegląd uzyskanych wyników wskazuje, że „czysty” wpływ stopnia urbanizacji na płace w przemyśle jest również niewielki. W miarę stosowania opóźnienia płac wartość cząstkowych współczynników korelacji maleje. Wskazywałoby to, że poziom płac pracowników przemysłu jest

na bieżąco warunkowany stopniem urbanizacji regionu. Wartość współczynnika determinacji dla tej zmiennej waha się od około 0,025 do około 0,019. Wynikałoby więc, że poziom urbanizacji regionu określa w około 2,5% zmienność płac w przemyśle. Potwierdza się tutaj również spostrzeżenie o istnieniu dosyć wysokiego związku pomiędzy płacami a zmienną 2 i 3. Współczynnik korelacji cząstkowej obliczony bez eliminacji zmiennej drugiej osiąga najwyższą wartość ($r_{13,456}=0,45707$).

Następną zmienną objaśniającą wprowadzoną do naszego badania jest techniczne uzbrojenie pracy w przemyśle. Obliczając zależność pomiędzy poziomem płac pracowników przemysłu a technicznym uzbrojeniem pracy w przemyśle otrzymaliśmy wyniki przedstawione w tabeli 7.

Tabela 7

Wartość cząstkowych współczynników korelacji

Treść	1965	1966	1968
$r_{14,2356}$	0,49677	0,49878	0,51053
$r_{14,235}$	0,44053	0,44552	0,47686
$r_{14,236}$	0,48485	0,51022	0,52113
$r_{14,256}$	0,48053	0,48499	0,49770
$r_{14,356}$	0,49480	0,49608	0,50689

Źródło: Opracowanie własne.

Analiza uzyskanych wyników nasuwa hipotezę o dosyć istotnym dodatnim wpływie technicznego uzbrojenia pracy w przemyśle na poziom płacy. Współczynnik korelacji cząstkowej wyrażający „czysty” wpływ technicznego uzbrojenia pracy na płace, przy eliminacji pozostałych zmiennych, jest znaczny i wynosi $r_{14,2356}=0,49677$. Wartość tego współczynnika wzrasta przy stosowaniu opóźnienia dla zmiennej objaśnianej do 0,51053 dla 1968 r. Wskazywałoby to, że wzrost technicznego uzbrojenia pracy w przemyśle znajduje odbicie we wzroście płac z pewnym opóźnieniem. Wartość współczynnika determinacji dla tej zmiennej jest również bardzo znaczna i wynosi około 0,25. Wartość tego współczynnika mówi nam że około 25% zmienności w poziomie płac pracowników przemysłu jest wyjaśniana przez zmienność technicznego uzbrojenia pracy. Potwierdza ona w pełni naszą hipotezę wyciągniętą na podstawie analizy wysokości cząstkowych współczynników korelacji o istotnym wpływie technicznego uzbrojenia pracy w przemyśle na poziom płac.

Piątą zmienną objaśniającą w naszym badaniu jest społeczna wydajność pracy na 1 zatrudnionego w przemyśle. Włączając do naszych obliczeń tę zmienną otrzymano wyniki, które przedstawia tabela 8.

Otrzymane wartości cząstkowych współczynników korelacji są raczej nieoczekiwane. Ujemny znak współczynników korelacji świadczy, że występuje zależność ujemna pomiędzy płacami a społeczną wydajnością

Tabela 8

Wartość cząstkowych współczynników korelacji

Treść	1965	1966	1968
$r_{15.2346}$	-0,19691	-0,15719	-0,16117
$r_{15.234}$	-0,03975	-0,00091	-0,05170
$r_{15.346}$	-0,18842	-0,13294	-0,12164
$r_{15.246}$	-0,24885	-0,20481	-0,20784
$r_{15.236}$	0,15442	0,19926	0,20095

Źródło: Opracowanie własne.

pracy. Duży stopień agregacji danych i niska wartość tych współczynników upoważnia nas raczej do postawienia tezy o braku zależności pomiędzy tymi zmiennymi. Potwierdzeniem tej tezy byłyby wyniki badania relacji dynamiki wydajności pracy i dynamiki płac w przemyśle polskim i wielu krajów zachodnich, które wykazały, że w praktyce zależność płac od wydajności pracy jest minimalna jeśli w ogóle istnieje²¹. W praktyce w wielu przypadkach wzrostowi wydajności pracy nie towarzyszy wzrost płac, jednocześnie może wystąpić wzrost płac bez wzrostu wydajności pracy. Wartość współczynników korelacji całkowitej otrzymana między wzrostem płacy a wydajności pracy w przemyśle polskim w latach 1950-1955 wynosiła 0,16, zaś w latach 1956-1960 — 0,25²². W naszym badaniu wartość współczynnika korelacji całkowitej również była dodatnia i wynosiła $r_{15} = 0,56836$ dla płac z 1965 r. i wzrosła do 0,60773 dla płac z 1968 r. Ujemna wartość współczynnika korelacji cząstkowej została zapewne spowodowana wyeliminowaniem wpływu innych zmiennych powiązanych ze społeczną wydajnością pracy, głównie technicznego uzbrojenia pracy i średniego poziomu wykształcenia. Dowodzą tego wartości cząstkowych współczynników korelacji, które w przypadku zachowania działania czynnika technicznego uzbrojenia pracy ($r_{15.236} = 0,15442$ dla 1965 r. i $r_{15.236} = 0,20095$ dla 1968 r.) są dodatnie, zaś przy zachowaniu czynnika wykształcenia kształtuje się na poziomie zerowym ($r_{15.234} = -0,03975$ dla 1965 r. i $r_{15.234} = -0,0517$ dla 1968 r.). Drugim powodem ujemnej wartości cząstkowego współczynnika korelacji była zapewne zbyt duża agregacja danych. Analiza płac tylko pracowników przemysłu bezpośrednio produkcyjnych (fizycznych i inżyniersko-technicznych), nie byłaby obciążona ciągle wzrastającymi kosztami administracji i dałaby inne wyniki. Z powodu braku danych statystycznych w ujęciu regional-

²¹ Por. F. Krawiec, K. Makowski, *Metody analizy wydajności pracy w przedsiębiorstwie przemysłowym*, Warszawa 1970, s. 98.

²² Por. J. Lisikiewicz, *Współzależność zmian płacy i wydajności pracy w przemyśle*, *Ekonomista*, 2/1963, s. 237 - 254.

nym z tego zakresu nie została ona dokonana w niniejszym opracowaniu. Również w krajach kapitalistycznych — USA, NRF i Wielkiej Brytanii stwierdzono bardzo niską zależność wzrostu płac od wzrostu wydajności pracy w długich okresach czasu²³. Wartość cząstkowego współczynnika determinacji dla tej zmiennej wynosiła około 0,04. Oznacza to, że 4% zmienności w poziomie płac pracowników przemysłu jest wyjaśniona przez zmienność społecznej wydajności pracy w przemyśle.

Ostatnią zmienną objaśniającą w naszym badaniu jest przeciętny poziom wykształcenia mierzony średnią liczbą lat nauki szkolnej przypadającą na 1 zatrudnionego w przemyśle w ujęciu wojewódzkim. Włączając do obliczeń tę zmienną otrzymano cząstkowe współczynniki korelacji, których wartości przedstawia tabela 9.

Tabela 9

Wartości cząstkowych współczynników korelacji

Treść	1965	1966	1968
$r_{16.2345}$	0,29655	0,28732	0,22037
$r_{16.234}$	0,22945	0,24353	0,16063
$r_{16.345}$	0,29511	0,28538	0,21970
$r_{16.245}$	0,30210	0,29281	0,22413
$r_{16.235}$	0,15528	0,14536	0,07608

Źródło: Opracowanie własne.

Omawiając otrzymane wyniki należy podkreślić, że czysty wpływ poziomu wykształcenia na kształtowanie się płac pracowników przemysłu po wyeliminowaniu działania innych zmiennych jest dosyć istotny. Dodatnia wartość cząstkowych współczynników korelacji mówi nam o pozytywnym wpływie wykształcenia na poziom płac.

Wielkość współczynników korelacji świadczy, że najsilniejszy związek występuje pomiędzy płacami z 1965 r. a przeciętnym poziomem wykształcenia. Można więc wysunąć tezę, że poziom wykształcenia na bieżąco uwzględniany jest w wielkości płac. Obliczając wartość cząstkowego współczynnika determinacji otrzymujemy następujący wynik: $d_{16.2345} = r_{16.2345}^2 = 0,088$. Wartość tego współczynnika mówi nam, że około 9% zmienności w poziomie płac pracowników przemysłu jest wyjaśniona przez zmienność przeciętnego poziomu wykształcenia. Potwierdza ona w pełni nasz poprzedni wniosek wyciągnięty na podstawie analizy wyso-

²³ Por. A. Sajkiewicz, *Metody planowania relacji płac i wydajności pracy robotników przemysłowych*, Biuletyn Instytutu Gospodarstwa Społecznego, 2/1967, s. 46 - 48.

W. G. Bowen, *The Wage-Price Issue. A Theoretical Analysis*, New Jersey 1960, s. 77 - 89.

kości cząstkowych współczynników korelacji o znacznym wpływie wykształcenia na poziom płac pracowników przemysłu.

Następnym etapem naszego badania było wyliczenie współczynników korelacji wielorakiej oraz współczynników determinacji wielorakiej. Do badania ścisłości (natężenia) związku wybranej zmiennej z szeregiem innych zmiennych służy nam współczynnik korelacji wielorakiej²⁴. W naszym przykładzie współczynnik korelacji wielorakiej określa ścisłość związku pomiędzy przeciętną płacą w przemyśle, a wielkością dochodu narodowego na 1 mieszkańca w regionie, stopniem urbanizacji regionu, technicznym uzbrojeniem pracy w przemyśle, społeczną wydajnością pracy w przemyśle i poziomem wykształcenia pracowników przemysłu przy założeniu prostoliniowości regresji. Dokonane przez nas obliczenia dają następujące wartości współczynników korelacji wielorakiej, które przedstawia tabela 10.

Tabela 10

Wartość współczynników korelacji wielorakiej

Treść	1965	1966	1968
$r_{1.23456}$	0,74202	0,76604	0,76569
$r_{1.2345}$	0,71223	0,74137	0,75177
$r_{1.2346}$	0,72971	0,75917	0,75845
$r_{1.2456}$	0,73427	0,76042	0,76051
$r_{1.3456}$	0,74057	0,76408	0,76229
$r_{1.2356}$	0,63511	0,67080	0,66366

Źródło: Opracowanie własne.

Dokonując analizy przedstawionych w tabeli 10 wyników należy stwierdzić, że korelacja łączna pomiędzy płacami a przyjętym do badania zespołem zmiennych objaśniających jest duża ($r_{1.23456}=0,74202$). Wartość tego współczynnika nieznacznie wzrasta przy zastosowaniu opóźnienia osiągając maksimum dla 1966 r. kiedy $r_{1.23456} = 0,76604$. Zmniejszanie zespołu zmiennych objaśniających o jedną powoduje spadek wartości współczynników korelacji wielorakiej przy czym najmniejszy wpływ ma tutaj zmienna 2 (dochód narodowy na 1 mieszkańca w regionie), a największy i to bardzo wyraźny zmienna 4 (techniczne uzbrojenie pracy w przemyśle). Obliczając wartość współczynników determinacji wielorakiej otrzymujemy wyniki, które przedstawia tabela 11.

Interpretując te wyniki należy stwierdzić:

1) Przyjęty do badania zespół pięciu zmiennych objaśniających wyjaśnia w około 55 - 59% zmienność w kształtowaniu się płac pracowników przemysłu. Wydaje się, że przy tak złożonym zjawisku społeczno-gospo-

²⁴ Por. T. Marszałkiewicz, *Statystyka teoretyczna*, Warszawa 1966, s. 62.

Tabela 11

Wartość współczynników determinacji wielorakiej

Treść	1965	1966	1968
$d_{1.23456}$	0,5490	0,5868	0,5860
$d_{1.2345}$	0,5050	0,5480	0,5630
$d_{1.2346}$	0,5327	0,5760	0,5750
$d_{1.2456}$	0,5402	0,5776	0,5776
$d_{1.3456}$	0,5476	0,5837	0,5790
$d_{1.2356}$	0,4032	0,4490	0,4432

Źródło: Opracowanie własne.

darczym jakim jest problem płac, osiągnięty wynik przy uwzględnieniu tylko pięciu czynników wpływających na poziom płac jest zadowalający.

2) Zmniejszenie zespołu czynników objaśniających o jeden powoduje spadek wartości współczynników determinacji wielorakiej, przy czym najsilniejszy spadek wartości tego współczynnika występuje przy eliminacji zmiennej 6 (technicznego uzbrojenia pracy w przemyśle). Potwierdza się tu również w pełni wysunięta uprzednio hipoteza, że techniczne uzbrojenie pracy w przemyśle ma największy wpływ na poziom płac pracowników zatrudnionych w nim.

Jednym z zadań rachunku korelacji jest zamiana wykrytego związku korelacyjnego na związek funkcyjny. Do zamiany związku korelacyjnego na związek funkcyjny służy nam metoda najmniejszych kwadratów. Metoda ta służy do ustalania wartości liczbowych parametrów określonej funkcji matematycznej z możliwie największą dokładnością. W badaniach ekonomicznych, opierających się na danych uzyskanych w warunkach krzyżujących się wpływów i wzajemnego oddziaływania wielkiej ilości czynników, równania regresji ustalone metodą najmniejszych kwadratów przedstawiają charakter badanych zależności w postaci ogólnych tendencji właściwych danemu procesowi lub zjawisku, przy czym często trzeba wyrazić tę tendencję wzorem matematycznym. Przy rozwiązywaniu zadań tego typu w statystyce często stosuje się uniwersalną metodę określoną jako metoda najmniejszych kwadratów²⁵. Cel ten możemy osiągnąć poprzez obliczenie współczynników regresji i równań regresji. Ponieważ w naszym przykładzie badamy wpływ wielu czynników na poziom zmiennej objaśniającej, funkcją określającą ich wpływ będzie równanie regresji wielorakiej. Równanie regresji wielorakiej przedstawia w postaci matematycznego wyrażenia zależność zmiennej objaśnianej od każdej z przyjętych zmiennych objaśniających²⁶. Dla utworzenia równa-

²⁵ Por. W. Pieriegudow, *Metoda najmniejszych kwadratów i jej zastosowanie* Warszawa 1970, s. 9.

²⁶ Por. ibidem, s. 232.

nia regresji niezbędne jest uprzednie obliczenie cząstkowych współczynników regresji. Otrzymane przez nas wartości cząstkowych współczynników regresji przedstawia tabela 12.

Tabela 12

Wartości cząstkowych współczynników regresji

Treść	1965	1966	1968
$a_{1.23456}$	0,6668800	0,6635900	1,1038100
$b_{12.3456}$	0,0066697	0,0082703	0,0103410
$b_{13.2456}$	0,2506100	0,2284300	0,2345000
$b_{14.2356}$	0,0031228	0,0031698	0,0033418
$b_{15.2346}$	-0,0066446	-0,0053174	-0,0054173
$b_{16.2345}$	0,1453000	0,1417100	0,1097700

Źródło: Opracowanie własne.

Współczynniki te oznaczają:

$a_{1.23456}$ — jest to stały parametr równania regresji wielorakiej prostoliniowej,

$b_{12.3456}$ — określa o jaką wielkość wzrasta średnio przeciętna płaca w przemyśle, gdy wartość produkcji czystej na 1 mieszkańca w województwie wzrasta o 1 złotówkę, a wpływ pozostałych czynników został wyeliminowany,

$b_{13.2456}$ — oddaje czysty wpływ stopnia urbanizacji regionu na poziom płac pracowników przemysłu, przy eliminacji oddziaływania pozostałych czynników,

$b_{14.2356}$ — mówi, jaki średni wzrost poziomu płac jest spowodowany wzrostem technicznego uzbrojenia pracy o 1 zł w przemyśle na 1 zatrudnionego w nim, po wyeliminowaniu innych czynników,

$b_{15.2346}$ — oznacza o ile wyższa jest wielkość płac pracowników przemysłu, którą możemy przypisać wzrostowi społecznej wydajności pracy na 1 zatrudnionego w przemyśle, gdy wpływ pozostałych czynników jest wyeliminowany,

$b_{16.2345}$ — informuje nas o czystym wpływie wzrostu przeciętnego poziomu wykształcenia o jeden rok nauki szkolnej na wzrost płac w przemyśle wyrażony w zł, po wyeliminowaniu wpływu pozostałych zmiennej.

Równanie regresji wielorakiej prostoliniowej przy przyjętych przez nas pięciu zmiennych objaśniających będzie miało następującą postać:

$$x_1 = a_{1.23456} + b_{12.3456} \cdot x_2 + b_{13.2456} \cdot x_3 + b_{14.2356} \cdot x_4 + b_{15.2346} \cdot x_5 + b_{16.2345} \cdot x_6$$
Podstawiając konkretne wartości parametru $a_{1.23456}$ i cząstkowych współczynników regresji otrzymanych z naszych obliczeń dla lat 1965, 1966 i 1968 mamy:

1965 r. $x_1 = 0,66688 + 0,00667x_2 + 0,25061x_3 + 0,00312x_4 - 0,00664x_5 + 0,1453x_6$

1966 r. $x_1 = 0,66359 + 0,00827x_2 + 0,22843x_3 + 0,00317x_4 - 0,00532x_5 + 0,1417x_6$
 1968 r. $x_1 = 1,10381 + 0,01034x_2 + 0,2345x_3 + 0,00334x_4 - 0,00542x_5 + 0,10977x_6$
 Stosując te równania do obliczenia teoretycznych wartości płac otrzymujemy wyniki, które przedstawia tabela 13.

Tabela 13

Wartości empiryczne i teoretyczne płac obliczone na podstawie równań regresji wielorakiej oraz ich różnice za lata 1965, 1966 i 1968 według województw (w zł)

Województwo	1965			1966			1968		
	Emp. x	Teo- ret. x_1	$x - x_1$	Emp. x	Teo- ret. x_1	$x - x_1$	Emp. x	Teo- ret. x_1	$x - x_1$
m. st. Warszawa	2260	2177	87	2344	2259	85	2558	2453	105
m. Łódź	1928	2025	-97	1982	2091	-109	2228	2313	-85
m. Kraków	2208	2383	-175	2345	2518	-173	2559	2739	-180
m. Poznań	2113	2191	-87	2193	2266	-73	2308	2452	-144
m. Wrocław	2142	2152	-10	2224	2236	-12	2422	2428	-6
Białostockie	1748	1877	-129	1811	1934	-123	2024	2127	-103
Bydgoskie	1928	2023	-95	1986	2090	-104	2165	2278	-113
Gdańskie	2266	2104	162	2344	2176	168	2565	2365	200
Katowickie	2612	2232	389	2701	2317	384	2927	2530	397
Kieleckie	2001	1807	194	2074	1871	203	2248	2071	177
Koszalińskie	1896	1953	-67	1974	2012	-38	2185	2218	-33
Krakowskie	2185	2110	75	2262	2187	75	2436	2386	50
Lubelskie	1890	1965	-75	1949	2035	-86	2131	2218	-87
Łódzkie	1823	1745	122	1884	1802	82	2076	2014	62
Olsztyńskie	1747	1903	-156	1803	1961	-158	2009	2161	-152
Opolskie	2030	2150	-120	2114	2230	-116	2336	2432	-96
Poznańskie	1914	1978	-64	1981	2040	-59	2179	2231	-62
Rzeszowskie	1986	2004	-18	2063	2082	-19	2253	2261	-8
Szczecińskie	2207	2128	79	2287	2201	86	2507	2405	102
Warszawskie	1978	1872	106	2041	1948	93	2233	2130	103
Wrocławskie	2149	2102	47	2197	2169	28	2380	2384	-4
Zielonogórskie	1896	2027	-141	1951	2086	-135	2162	2295	-133

Z porównania wartości faktycznych z wartościami teoretycznymi otrzymanymi z równania regresji możemy wysnuć wniosek o dosyć dobrej zgodności krzywej regresji z rozkładem empirycznym. Największa różnica dodatnia występująca w przypadku województwa katowickiego, gdańskiego i kieleckiego została spowodowana zapewne przewagą występującego w nim przemysłu ciężkiego (górnictwo, hutnictwo, stocznie). Na wielkość płac w tych gałęziach przemysłu oprócz czynników rozpatrywanych przez nas wpływa w dużym stopniu uciążliwość pracy i jej niebezpieczeństwo dla zdrowia oraz społeczna przydatność pracy. W przypadku województwa katowickiego i gdańskiego czynnikiem potęgującym tę różnicę jest również niedobór męskiej siły roboczej. Największa różnica ujemna występuje w Krakowie oraz w województwie olsztyńskim i zie-

lonogórskim. Decyduje o tym wysokie techniczne uzbrojenie pracy w przemyśle tych województw przy stosunkowo niskiej społecznej wydajności pracy. Zastosowanie opóźnienia zmiennej objaśnianej nie miało prawie żadnego wpływu na zgodność krzywej regresji z rozkładem empirycznym. Analizując otrzymane wartości parametrów równań regresji wielorakiej dochodzimy do wniosków, które są w pewnym sensie potwierdzeniem naszych spostrzeżeń dokonanych na podstawie analizy wartości współczynników korelacji, a mianowicie:

1) Wpływ wielkości dochodu narodowego na 1 mieszkańca regionu i stopnia urbanizacji regionu na płacę jest dodatni. Zwiększenie wielkości dochodu narodowego na 1 mieszkańca o 1000 zł w stosunku rocznym powoduje wzrost przeciętnej płacy miesięcznej w przemyśle w granicach 7-10 zł. Podniesienie stopnia urbanizacji regionu o 10% spowoduje wzrost przeciętnej płacy miesięcznej w przemyśle o około 25 zł.

2) Wartość technicznego uzbrojenia pracy w przemyśle wpływa również w sposób dodatni na poziom płac. Podniesienie technicznego uzbrojenia pracy w przemyśle o 10 000 zł w skali rocznej zwiększy przeciętną płacę miesięczną w przemyśle o około 31 - 33 zł.

3) Społeczna wydajność pracy ma ujemny wpływ na płacę w przemyśle. Podniesienie społecznej wydajności pracy na 1 zatrudnionego w przemyśle o 1000 zł rocznie może spowodować spadek przeciętnej płacy miesięcznej o około 5 - 6 zł.

Bardzo wyraźny dodatni wpływ na kształtowanie się płac pracowników przemysłu posiada ich poziom wykształcenia. Podniesienie przeciętnego poziomu wykształcenia pracowników przemysłu w regionie o 1 rok nauki szkolnej powoduje wzrost średniej płacy miesięcznej tych pracowników o około 140 zł.

REGIONAL FACTORS RULING THE WAGES OF INDUSTRIAL WORKERS

Summary

The subject of this article is an analysis of selected regional factors ruling the wages of industrial workers. The following spatial factors have been examined:

- national income per man in the region,
- level of regional urbanization,
- value of capital equipment in the industry per man in regional terms,
- social productivity of labour of industrial workers in the region,
- average educational status of industrial workers in the region.

With the help of correlation and regression calculus an analysis of interdependence between the illustrated variable (the average monthly wages in industries) and the set of accepted for examination illustrating variables was made, variables closely interconnected (bound up with one another) were specified and the correlation relationship was changed for the functional relationship. To make the analysis more penetrating the calculation was done with applying a year's and three years' retar-

dation of the illustrated variable. The analysis resulted in the following conclusions:

1) There is a positive, however marginal relation between the average monthly wages in industries and the national income per man in the region and the level of regional urbanisation.

2) The wage level of industrial workers is mostly influenced by capital equipment in industries and the average educational status of industrial workers in the region.

3) There is a negative, however minimal relation between wages in industries and social productivity of labour per man employed in industry. It is founded on the fact that high social productivity of labour in industries is mainly determined by the value of capital equipment of labour in industry.