

TADEUSZ RUTKOWSKI

DETERMINANTY ZRÓŻNICOWANIA PIENIĘŻNYCH DOCHODÓW LUDNOŚCI POLSKI W UKŁADZIE WOJEWÓDZKIM W LATACH 1976 - 1984

I. WPROWADZENIE

Problematyka dochodów pieniężnych ludności jest przedmiotem zainteresowania ogółu społeczeństwa, w tym określonych grup profesjonalistów (statystyków, socjologów, ekonomistów, planistów itp.). Zainteresowanie to wynika z faktu, że poziom pieniężnych dochodów jest w pewnym stopniu wyznacznikiem poziomu życia ludności, jak również odzwierciedla skutki decyzji gospodarczych podjętych przez władze polityczno-administracyjne.

Przedmiotem naszego zainteresowania są pieniężne dochody ludności w przekroju wojewódzkim. Dochody ludności mogą być uzyskiwane w różnej formie i z różnych źródeł. Ogólnie można wyróżnić następujące formy dochodów ludności: dochody pieniężne, dochody w naturze oraz dochody w formie usług. Nas interesować będzie przede wszystkim pierwsza z wymienionych form, a dla ściślejszego zdefiniowania tych dochodów wykorzystamy klasyfikację dochodów stosowaną w ramach wartościowej metody mierzenia dobrobytu ekonomicznego (MED)¹

Podstawowe kategorie dochodów ludności, wymienione w ramach wymienionej metody obejmują: dochody osobiste ludności, dochody ludności, całkowite dochody ludności — MED. Badanie zróżnicowania każdej z wymienionych kategorii dochodów ma swój określony sens (ponieważ odpowiada im określona kategoria spożycia dóbr materialnych i usług, finansowana z tych dochodów) i wzbogaca rozeznanie sytuacji społeczno-ekonomicznej ludności kraju.

Aktualna sytuacja istniejąca w zakresie informacji o dochodach ludności w układzie terytorialnym powoduje, że w pracy ograniczymy się tylko do pierwszej kategorii dochodów, na którą składają się:

- wynagrodzenia (netto) za pracę i dochody z delegacji służbowych,
- świadczenia społeczne pieniężne na rzecz ludności,
- dochody ludności z działalności gospodarczej nie wydatkowane na cele gospodarcze,

¹ Por. L. Zienkowski, *Poziom życia. Metody mierzenia i oceny*, Warszawa 1979, s. 148.

Tabela 1

Poziom dochodów pieniężnych ludności według rodzajów i województw w Polsce w latach 1976, 1980 i 1984 (w tys. zł)

Województwa	Dochody ogółem na 1 mieszkańca			Wynagrodzenia na 1 zatrudnionego w gospodarce społecznej			Przychody z rolnictwa na 1 pracownika w rolnictwie		
	1976	1980	1984	1976	1980	1984	1976	1980	1984
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Polska	33,7	47,7	142,2	53,7	74,7	209	50,3	66,5	198
Stołeczne warszawskie	46,7	65,8	183,2	59,2	82,9	221	70,7	98,1	274
Białkopodlaskie	29,8	45,3	132,4	41,0	56,4	160	48,5	71,4	207
Białostockie	29,9	45,4	132,3	48,8	68,9	192	41,8	61,2	223
Bielskie	32,7	45,4	142,1	50,9	70,8	197	22,6	31,2	67
Bydgoskie	33,6	46,8	142,7	50,8	69,9	194	98,1	110,7	395
Chełmskie	29,4	41,9	131,1	44,2	62,6	179	43,9	55,4	179
Ciechanowskie	31,5	44,9	132,2	44,4	62,2	170	62,4	84,8	255
Częstochowskie	29,1	41,2	121,3	50,4	71,1	202	35,6	49,9	134
Elbląskie	33,0	45,0	140,1	47,1	66,4	184	104,5	118,5	466
Gdańskie	35,3	48,7	139,9	57,6	77,9	209	77,2	107,4	285
Gorzowskie	32,0	46,3	143,8	47,5	65,5	192	89,1	110,8	332
Jeleniogórskie	32,7	45,9	136,9	48,8	69,4	194	61,2	68,6	208
Kaliskie	33,0	46,8	140,1	48,2	66,9	187	67,9	95,7	267
Katowickie	38,8	55,3	164,9	67,1	93,9	276	37,2	54,8	121
Kieleckie	29,1	41,3	120,7	50,5	70,1	193	30,0	41,1	116
Konińskie	29,3	42,1	130,8	46,7	67,4	199	53,9	62,4	201
Koszalińskie	36,2	49,3	143,9	51,4	70,4	189	93,2	116,0	348
Miejskie krakowskie	34,4	49,5	140,7	58,0	79,4	216	31,7	46,3	101
Krośnieńskie	23,7	34,2	105,8	46,7	63,8	180	18,0	24,9	76
Legnickie	37,2	53,3	154,9	56,8	84,3	236	86,0	117,0	306
Leszczyńskie	35,8	50,5	153,0	49,6	68,1	193	102,5	136,5	393
Lubelskie	31,0	43,1	132,6	49,6	69,2	198	41,4	57,9	185
Łomżyńskie	29,2	41,4	126,7	44,0	60,6	174	44,6	63,3	231
Miejskie łódzkie	37,2	52,8	169,5	51,6	72,5	204	59,4	80,0	191
Nowosądeckie	29,7	40,8	128,7	44,4	63,9	183	16,4	26,8	79
Olsztyńskie	33,7	46,9	142,2	49,4	67,2	189	89,4	104,6	339
Opolskie	32,5	45,5	136,8	52,4	71,5	198	80,7	95,4	279
Ostrołęckie	26,6	38,2	112,8	43,4	62,9	177	40,7	53,4	148
Piłskie	32,8	46,6	143,0	48,0	68,0	196	109,8	114,8	341
Piotrkowskie	26,8	40,7	117,3	45,2	62,2	192	33,6	49,9	118
Płockie	35,1	47,8	143,7	49,6	68,9	188	65,1	84,2	273
Poznańskie	38,5	53,5	168,8	56,2	76,0	209	121,6	151,6	439
Przemyskie	25,3	37,4	111,8	43,4	63,6	175	30,8	42,3	131
Radomskie	25,4	38,0	117,5	46,7	66,5	187	32,8	44,4	147
Rzeszowskie	26,8	38,9	117,9	51,5	68,9	196	23,8	34,8	104
Siedleckie	28,6	39,9	114,2	48,5	66,7	189	39,3	58,2	153
Sieradzkie	29,5	43,5	124,8	46,4	65,8	185	44,0	63,9	171
Skierniewickie	30,0	44,0	126,7	45,7	66,3	185	47,2	66,9	182
Słupskie	31,9	45,5	137,4	48,2	69,0	189	89,8	106,0	288
Suwalskie	30,2	41,3	133,8	43,9	60,3	182	61,7	78,8	297

Tabela 1 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Szczecińskie	38,1	51,3	144,4	55,9	75,2	201	121,6	149,2	405
Tarnobrzeskie	26,1	38,2	117,8	51,8	72,0	210	25,1	33,3	105
Tarnowskie	24,0	35,3	112,4	47,8	67,2	190	23,2	35,9	92
Toruńskie	34,6	48,1	148,9	49,6	67,8	192	86,5	102,4	382
Wałbrzyskie	32,5	46,7	140,4	51,7	73,5	211	72,0	84,7	259
Włocławskie	30,8	44,4	138,0	45,6	65,5	183	64,2	72,6	275
Wrocławskie	38,4	52,7	150,0	57,1	76,8	206	78,5	103,8	308
Zamojskie	29,0	42,1	133,1	44,1	65,3	179	40,6	55,4	199
Zielonogórskie	32,5	45,9	135,9	49,5	68,0	189	69,4	89,9	246

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Centrali NBP.

— pozostałe dochody (z wyjątkiem związanych z działalnością gospodarczą).

Informacje o dochodach ludności Polski uzyskane z Centrali Narodowego Banku Polskiego w Warszawie (bilanse dochodów pieniężnych ludności w ujęciu wojewódzkim) obejmują następujące rodzaje dochodów: wynagrodzenia za pracę, świadczenia społeczne pieniężne, transfery na rzecz ludności (odsetki od wkładów oszczędnościowych, odszkodowania PZU, wygrane w grach liczbowych), przychody z gospodarki nie społecznej; kredyty; pozostałe dochody, przepływ pieniądza z innych województw. Dysponując takim podziałem dochodów możemy w miarę dokładnie ustalić dochody osobiste ludności, które nazywać będziemy zamiennie dochodami pieniężnymi. Zdajemy sobie sprawę z występowania pewnych różnic pomiędzy pojęciem teoretycznym (dochody osobiste), a empirycznym ich wyrazem (np. przychody z gospodarki nie społecznej obejmują też tą część przeznaczoną na cele produkcyjne).

Interpretując dane zawarte w tabeli 1 możemy zauważyć znaczne przestrzenne zróżnicowanie poziomu wyróżnionych rodzajów dochodów ludności w omawianym okresie. O ile zróżnicowanie to, mierzone współczynnikiem zmienności, dla dochodów ogółem wahało się od około 16% w 1976 r. do 13,5% w 1984 r., to w przypadku dochodów z pracy oscyloowało wokół 13%, natomiast dla przychodów z rolnictwa sięgało 50%. Obserwując przeciętne poziomy tych dochodów widzimy umiarkowany ich wzrost w okresie 1976 - 1980, natomiast w czterolecie 1980 - 1984 nastąpił ich gwałtowny wzrost spowodowany głębokim kryzysem gospodarczym.

II. CZYNNIKI REGIONALNE RÓŻNICUJĄCE POZIOM PIENIĘŻNYCH DOCHODÓW LUDNOŚCI POLSKI

Mechanizm kształtowania dochodów pieniężnych ludności jest zjawiskiem niezwykle skomplikowanym, działa tu bowiem wiele różnorodnych czynników wzajemnie współzależnych, zmieniających się w czasie

i przestrzeni, które nie zawsze można dokładnie ustalić i zmierzyć. Najistotniejszymi w naszych warunkach wydają się być: polityka dochodowa i społeczna państwa oraz czynniki regionalne. W podjętych rozważaniach będziemy starali się określić rolę poszczególnych czynników w kształtowaniu poziomu dochodów pieniężnych ludności w ujęciu regionalnym.

Podstawowe znaczenie w warunkach polskich mają dochody z pracy. Wysokość dochodów z pracy powiązana jest zasadniczo z następującymi kryteriami: ilością i jakością pracy, jej złożonością, wymagającą określonych kwalifikacji, warunkami pracy, preferencjami społecznymi. Wszystkie te kryteria są ściśle ze sobą zespolone i łącznie wpływają na wysokość płac, przy czym siła oddziaływania każdego z nich nie jest jednakowa. Znajduje to odbicie w zróżnicowaniu indywidualnych wynagrodzeń za pracę, których wysokość zależy zarówno od cech osobowych danego pracownika (wykształcenie, zawód, wydajność pracy), jak również czynników obiektywnych (polityka dochodowa państwa, czynniki regionalne itp.).

Ustalenie roli poszczególnych kryteriów w przestrzennym zróżnicowaniu płac jest niezwykle trudne. W zależności bowiem od struktury gospodarczej województwa oraz potrzeb regionów i gałęzi relacje te mogą być różne. Preferencyjne zróżnicowanie płac mające na celu stymulowanie produkcji wybranych gałęzi gospodarki narodowej, jak również przemieszczania się siły roboczej w pożądanym kierunku i czasie, znajduje swoje odbicie w układzie działowym płac. Także pozostałe kryteria (ilość i jakość pracy, kwalifikacje itp.) powodują zróżnicowanie płac w poszczególnych działach gospodarki narodowej². Relacje działowe płac znajdują swoje odbicie w układzie przestrzennym, który jest zasadniczym przedmiotem naszego zainteresowania. Stąd też dążyć będziemy do wykrycia przyczyn terytorialnego zróżnicowania zarówno wynagrodzeń za pracę jak również przychodów ze sprzedaży produktów rolnych, które w dalszej kolejności mogłyby być wykorzystane w analizie ekonomicznej jako zmienne opisujące międzywojewódzkie zróżnicowanie poziomu tych dochodów.

Drugim pod względem znaczenia rodzajem dochodów pieniężnych ludności są przychody ze sprzedaży produktów rolnych. Decydujące znaczenie w kształtowaniu poziomu tych przychodów posiada wielkość produkcji towarowej rolnictwa oraz ceny. Przychody te realizowane są poprzez skup produktów rolnych oraz sprzedaż wolnorynkową. Skup produktów rolnych prowadzony jest głównie w formie scentralizowanej, dotyczy podstawowych produktów rolnych (mięso, mleko, zboża), a stosowane ceny są jednolite dla całego kraju. Międzywojewódzkie zróżnicowanie

² Por. *Rocznik Statystyczny 1985*, GUS, Warszawa 1985, tabl. 4(229), 7(223), 8(224), 9(225), ss. 159 - 162; *Rocznik Statystyczny 1985*, tab. 2(218), s. 157.

Wartości przyjętych mierników według województw w 1976 r.

Województwa	Ludność		Zatrudnienie w gospodarce uspołecznionej				Dochód narodowy na I mieszkańca (w tys. zł)	Społeczna wydajność pracy (w tys. zł)			Środki trwałe (w tys. zł)		Majątko-chłonność	Wartość skupu na 100 ha (w tys. zł)
	miejska (w %)	pozarolnicza (w %)	na 1000 ludności	w tym kobiety (w %)	w przemyśle i budownictwie (w %)	z wykształceniem ponadpodstawowym		produkcja materialna	przemysł	rolnictwo	na I mieszkańca	na I zatrudnionego w przemyśle uspołecznionym		
Stołeczne warszawskie	87,9	95,2	456	47,7	44,6	60,7	72,7	205,1	142,4	69,8	169,3	193,6	2,35	2 065
Bielskopodlaskie	26,6	45,0	223	40,5	31,6	53,8	25,7	50,7	78,0	36,3	117,6	154,6	4,59	1 097
Białostockie	50,0	62,8	297	44,4	42,6	53,8	41,8	92,2	100,0	35,0	144,6	228,9	3,47	885
Bielskie	43,3	83,6	371	46,1	62,6	54,6	61,9	150,9	132,4	39,5	148,9	248,9	2,42	908
Bydgoskie	60,1	75,7	351	42,1	49,8	55,0	40,7	106,4	152,4	63,8	159,9	275,3	3,95	1 734
Chełmskie	33,9	54,1	276	40,1	41,6	49,7	31,3	62,2	102,1	37,1	126,6	185,1	4,04	994
Ciechanowskie	28,0	48,5	216	39,4	34,8	49,2	24,9	57,3	50,2	41,8	117,2	170,4	4,70	1 335
Częstochowskie	45,1	78,1	310	43,7	58,3	49,0	40,7	98,5	127,5	36,7	148,4	269,5	3,66	1 061
Elbląskie	54,4	66,5	331	42,4	37,6	45,7	33,6	91,2	150,3	71,1	142,1	243,4	4,25	1 770
Gdańskie	75,9	86,5	380	40,7	44,7	56,6	55,8	155,5	133,6	56,9	179,3	321,0	3,25	1 574
Gorzowskie	55,6	71,6	361	43,0	42,1	47,4	36,2	94,1	108,8	46,1	175,6	303,2	4,87	1 421
Jeleniogórskie	62,4	87,0	406	47,8	55,6	44,7	46,1	119,6	116,7	43,9	165,2	250,9	3,59	1 027
Kaliskie	41,5	68,1	296	41,0	50,8	53,6	33,1	78,6	88,5	50,1	118,5	180,9	3,59	1 738
Katowickie	86,0	96,3	443	36,8	68,3	53,9	60,4	148,1	137,6	75,2	192,3	291,3	3,21	1 358
Kieleckie	38,9	68,6	324	39,9	55,8	51,6	36,7	76,8	93,3	31,9	140,6	223,6	3,84	1 002
Konińskie	33,5	59,0	227	37,9	47,3	48,4	33,0	69,0	64,3	33,4	162,6	291,9	4,94	1 371
Koszalińskie	57,8	71,1	368	44,3	32,5	46,8	34,8	93,5	95,6	54,9	162,3	254,9	4,69	1 378
Krakowskie miejskie	68,8	86,5	373	43,6	53,7	58,6	59,2	157,7	138,0	50,3	168,5	284,4	2,87	1 495
Krośnieńskie	28,5	67,6	305	38,2	52,0	51,3	38,6	85,7	115,5	29,6	132,5	230,2	3,45	694
Legnickie	59,3	78,1	395	38,5	55,3	49,7	49,5	114,6	171,2	63,3	195,3	335,1	3,99	1 852
Leszczyńskie	41,0	63,9	273	40,1	35,0	51,1	31,0	81,5	197,6	70,3	125,2	213,7	4,05	2 224
Lubelskie	50,9	65,8	313	42,9	45,7	57,3	39,2	85,2	140,9	38,6	147,1	249,1	3,77	1 527
Łomżyńskie	28,3	39,3	181	45,3	37,7	49,0	24,4	49,6	159,7	35,7	126,3	215,4	5,17	1 056
Łódzkie miejskie	90,0	94,5	483	49,7	62,8	46,7	74,0	175,2	114,9	54,7	154,4	191,7	2,10	1 616
Nowosądeckie	32,1	63,0	248	43,8	40,0	54,4	23,5	57,9	74,3	26,9	86,8	117,5	3,70	689
Olsztyńskie	50,6	66,6	344	43,0	33,6	46,3	40,4	107,3	99,1	51,7	154,1	256,8	3,83	1 259
Opolskie	47,6	78,0	361	42,6	50,7	48,6	43,1	108,7	100,8	61,9	161,4	231,3	3,75	1 837
Ostrołęckie	25,6	49,3	206	39,3	41,6	49,6	27,5	60,8	83,2	32,2	124,1	243,7	4,51	943
Piłskie	49,1	67,4	304	39,3	38,9	47,4	30,4	84,1	89,9	50,4	135,3	225,7	4,47	1 504
Piotrkowskie	37,5	65,3	298	42,0	58,0	44,6	37,4	79,8	94,7	28,0	125,6	178,7	3,36	989
Płockie	39,3	57,0	280	40,9	48,3	51,8	79,7	176,4	179,4	45,5	186,0	403,2	2,34	1 773
Poznańskie	68,3	81,2	374	43,3	45,5	58,7	52,6	145,9	129,0	80,7	160,6	255,5	3,08	2 243
Przemyskie	32,0	56,7	261	38,7	38,8	49,1	31,0	68,5	76,7	36,4	107,4	171,0	3,47	1 251
Radomskie	39,6	62,5	267	42,4	56,2	50,5	34,9	75,3	100,9	31,7	120,9	203,9	3,47	978
Rzeszowskie	31,6	66,0	307	40,1	50,9	55,6	42,9	92,5	106,8	29,7	129,9	215,8	3,05	1 043
Siedleckie	24,3	49,6	196	43,4	42,1	52,9	30,7	64,6	86,3	35,0	112,0	195,9	3,65	1 201
Sieradzkie	27,9	53,8	238	42,2	43,9	46,0	32,7	69,2	90,2	30,8	106,6	140,1	3,25	1 323
Skierniewickie	37,1	62,5	253	47,4	48,8	46,9	29,7	69,7	117,4	35,3	118,2	183,2	3,99	1 296
Słupskie	50,1	69,2	342	43,1	36,1	45,0	30,7	66,2	80,3	44,6	136,1	216,2	4,46	1 233
Suwalskie	42,5	55,8	282	42,5	32,6	43,5	28,3	70,2	77,3	43,1	134,8	217,8	4,77	1 090
Szczecińskie	72,5	79,2	403	42,9	39,6	49,8	52,5	137,6	104,6	74,5	226,4	410,1	4,34	1 775
Tarnobrzeskie	28,6	58,0	268	37,5	56,5	49,2	36,8	73,3	105,2	28,9	139,8	271,7	3,81	919
Tarnowskie	31,2	63,1	256	39,2	55,3	54,4	36,8	83,2	119,8	33,1	131,0	278,1	3,57	1 044
Toruńskie	57,1	70,4	319	42,8	49,5	52,3	36,7	93,8	111,7	60,6	147,5	259,1	4,05	1 975
Wałbrzyskie	71,8	87,9	406	46,1	57,8	44,6	43,7	111,0	112,8	55,8	133,5	181,8	3,06	1 426
Wrocławskie	39,5	60,4	252	42,0	45,2	48,1	36,0	87,4	112,3	46,3	123,4	203,7	3,44	1 663
Wrocławskie	70,8	83,8	414	45,5	47,9	54,7	51,5	135,0	127,1	71,2	172,0	260,2	3,36	1 849
Zamojskie	20,2	40,7	202	40,1	35,1	50,8	32,7	62,0	63,3	41,7	110,3	182,6	3,37	1 488
Zielonogórskie	56,1	78,9	378	45,0	46,5	49,7	51,0	131,9	145,8	38,5	158,8	249,1	3,13	1 380

Źródło: Rocznik Statystyczny Województw 1977, GUS, Warszawa 1977, tab. 2, s. 2; tab. 1 11, s. 18; tab. 2 12, s. 20; tab. 3 13, s. 26; tab. 4 24, s. 58; tab. 5 25, s. 64; tab. 3 23, s. 56; tab. 16 55, s. 164. *Dochód narodowy Polski według województw w 1976 r.*, GUS, Warszawa 1978, tab. 5 13, s. 47; tab. 2 10, s. 44; Rocznik Statystyczny Województw 1976, GUS, Warszawa 1976, tab. 1 23, s. 50; Rocznik Statystyczny Województw 1979, GUS, Warszawa 1979, tab. 7, s. 20; Rocznik Statystyczny Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej 1978, GUS, Warszawa 1978, tab. 6 14, s. 24.

cen występuje głównie w handlu targowiskowym oraz w mniejszym stopniu w skupie zdecentralizowanym. Ponieważ przychody ze sprzedaży produktów rolnych w klasyfikacji Centrali NBP pochodzą głównie ze skupu scentralizowanego, nie będziemy rozpatrywali wpływu cen na przestrzenną dyspersję tych przychodów. Podstawowym czynnikiem różnicującym poziom przychodów ze sprzedaży produktów rolnych w przekroju wojewódzkim jest towarowość rolnictwa poszczególnych województw. Skup produktów rolnych wykazuje znaczną dyspersję przestrzenną³, przy czym występuje wyraźna prawidłowość geograficzna, wysoki poziom na terenie Wielkopolski, Śląska, Pomorza oraz niektórych województw Polski centralnej (stołeczne warszawskie, miejskie łódzkie, płockie), a niski w reszcie kraju. Wynika to zarówno z poziomu rozwoju rolnictwa tych obszarów oraz ukształtowanej tradycji historycznych (większy obrót targowiskowy i spożycie naturalne na terenie województw Polski centralnej, północnej i południowo-wschodniej).

Ocena przestrzennego kształtowania się dochodów z pracy i przychodów ze sprzedaży produktów rolnych wykazała, iż istnieją w Polsce pewne obszary o wysokich dochodach ludności. Wydaje się, że decydujące znaczenie w tym względzie odgrywa poziom gospodarczego i społecznego rozwoju danego regionu. W celu zweryfikowania postawionej hipotezy, postaramy się określić poziom rozwoju społeczno-gospodarczego poszczególnych województw, a stosując określone procedury statystyczne, dążymy do wykrycia głównych determinant takiego stanu rzeczy. Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego regionu jest pojęciem niezwykle złożonym. W literaturze przedmiotu proponuje się cały system mierników służących do jego określenia⁴, a ich wybór wynika z celów prowadzonej analizy oraz stosowanych metod badawczych.

W naszym opracowaniu przyjęty zbiór zmiennych traktować będziemy jako mierniki osiągniętego poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego. Spośród proponowanych mierników wybieramy te, których związek z dochodami pieniężnymi ludności jest logicznie uzasadniony. Powszechnie uważa się, że poziom dochodów pieniężnych ludności jest funkcją tworzenia dochodu narodowego. W pełni popieramy tę tezę uważając, że wyniki osiągnięte w zakresie tworzenia tego dochodu powinny być podstawą jego podziału pomiędzy ludność zamieszkującą dany obszar i decydować o możliwościach jej konsumpcji. Analiza czynników regionalnych, kształtujących poziom dochodów pieniężnych ludności w przekroju terytorialnym musi obejmować także elementy wzrostu gospodarczego,

³ Por. *Rocznik Statystyczny Województw 1977*, GUS, Warszawa 1977, tab. 16(55), s. 164; *Rocznik Statystyczny Województw 1985*, GUS, Warszawa 1985, tab. 21(107), s. 264.

⁴ Por. M. Opałło, *Mierniki rozwoju regionów*, Warszawa 1972; M. Najgrakowski, *Płegiony silne i słabe w Polsce*, w: *Koncepcje studiów diagnostycznych nad gospodarką przestrzenną Polski*, Biuletyn KPZK, PAN, z. 116, Warszawa 1981, ss. 69-81.

takie jak: majątek trwały, ludność czy środowisko. Produkcyjne zagospodarowanie regionu jest ważnym elementem w tworzeniu dochodów ludności, ponieważ każdy potencjał produkcyjny wyrażony jest między innymi: czynną siłą roboczą dostarczającą dochodów pieniężnych. Uwzględnienie struktury społeczno-zawodowej ludności nie wymaga uzasadnienia, bowiem dochody pieniężne realizowane są przez nią i dla niej. W artykule zastosowano cztery przekroje struktury społeczno-zawodowej ludności, tj. miejsce zamieszkania, źródło utrzymania, stopę zatrudnienia i strukturę zatrudnienia. Przyjęcie jako miernika procentu ludności miejskiej powodowane było tym, że jest on symptomem poziomu urbanizacji, który jest w pewnym sensie wykładnikiem poziomu społeczno-gospodarczego województwa. Miasta skupiające przedsiębiorstwa produkcyjne i urzędy nieprodukcyjne stanowią węzłowe punkty lokalizacji urzędów infrastruktury społecznej i technicznej⁵, decydując o posiadanej ilości i strukturze miejsc pracy w regionie. Miernik ten wymaga dodatkowych informacji o „rozwarstwieniu zawodowym ludności”, co zrobiono podając strukturę ludności według źródeł utrzymania. Stopa zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej ma kluczowe znaczenie dla poziomu dochodów z pracy, które stanowiły w Polsce około 61 - 54% wartości dochodów pieniężnych ogółem otrzymywanych przez ludność w latach 1976 - 1984. Struktura zatrudnionych według płci i działów gospodarki narodowej oraz jej kwalifikacje powinny w istotny sposób oddziaływać na poziom dochodów pieniężnych.

Wartość skupu produktów rolnych to czynnik decydujący o poziomie przychodów ze sprzedaży produkcji rolniczej. Miernik ten charakteryzuje tę część produkcji towarowej rolnictwa, która jest zakupywana przez państwo. Poza rachunkiem znajduje się część produkcji towarowej ze sfery obrotu pomiędzy jednostkami gospodarki prywatnej oraz spożycie naturalne⁶. Pragnąc podkreślić wagę tego miernika w gospodarce regionu, wartość skupu odniesiono do powierzchni użytków rolnych, a nie liczby mieszkańców. Jako główne determinanty osiągniętego poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego województw Polski, w aspekcie pieniężnych dochodów ludności, przyjęto następujące mierniki charakteryzujące:

1. Stosunki ludnościowe:

- strukturę ludności według miejsca zamieszkania (miejska, wiejska),
- strukturę ludności według źródeł utrzymania (rolnicza, pozarolnicza),
- stopę zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej, mierzonej liczbą zatrudnionych w niej na 1000 mieszkańców,

⁵ Por. M. Opałło, *Mierniki rozwoju*, Warszawa 1972, s. 146,

⁶ Por. A. Fajferek, *Region ekonomiczny i metody analizy regionalnej*, Warszawa 1966, s. 58 - 59.

— strukturę zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej według płci i działów gospodarki narodowej,

— poziom wykształcenia zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej mierzony udziałem zatrudnionych z wykształceniem ponadpodstawowym w zatrudnieniu ogółem.

2. Poziom produktywności:

— produkcję czystą na 1 mieszkańca,

— społeczną wydajność pracy w produkcji materialnej, mierzona wartością produkcji czystej na 1 zatrudnionego w produkcji materialnej,

— społeczną wydajność pracy w przemyśle, jako relację wartości produkcji czystej przemysłu do liczby zatrudnionych w tym dziale,

— społeczną wydajność pracy w rolnictwie, jako wartość produkcji czystej rolnictwa na 1 pracującego w nim,

— majątkochłonność produkcji czystej, wyrażoną stosunkiem wartości produkcji czystej do wartości środków trwałych,

— wartość skupu produktów rolnych na 100 ha użytków rolnych.

3. Zagospodarowanie produkcyjne:

— wartość środków trwałych na 1 mieszkańca,

— techniczne uzbrojenie pracy w gospodarce uspołecznionej, wyrażone stosunkiem wartości środków trwałych produkcyjnych w gospodarce uspołecznionej do liczby zatrudnionych w tej gospodarce.

Wymieniony zespół mierników nie pretenduje do zestawu optymalnego i zdajemy sobie sprawę, że może nasuwać pewne wątpliwości i dążenie do jego uzupełnienia. Jest on kompromisem pomiędzy bogactwem zalecanym w literaturze a możliwością uzyskania wymaganej informacji statystycznej, obejmuje on jednak szeroki wachlarz mierników syntetycznych i analitycznych oraz daje wszechstronne informacje o poziomie rozwoju gospodarczego województw.

Zaproponowany zespół mierników traktować będziemy jako potencjalny zbiór zmiennych objaśniających poziom rozwoju społeczno-gospodarczego poszczególnych województw. Dobór tych zmiennych miał przede wszystkim na celu dostarczenie optymalnego zasobu informacji o badanym zjawisku i został dokonany na podstawie merytorycznych badań doboru zmiennych⁷. Kryteria formalno-statystyczne znajdują zastosowanie w etapie późniejszym przy budowie opisowych modeli ekonometrycznych. Na obecnym etapie postępowania, kryteriów egzogenicznych, uwzględniających zasób informacji dostarczanej przez zmienne, dokonamy wstępnej selekcji zmiennych objaśniających ze względu na ich walor informacyjny. Redukcja wyjściowego zbioru zmiennych objaśniających w zbiór właściwy zostanie przeprowadzona w trakcie konstrukcji modeli ekonometrycznych w dalszej części opracowania.

⁷ Por." T. Grabiński, S. Wydymus, A. Zeliaś, *Metody doboru zmiennych w modelach ekonometrycznych*, Warszawa 1982, s. 13-37.

Pełny zestaw mierników udało się uzyskać tylko dla roku 1976, głównie ze względu na brak późniejszych opracowań o wielkości i strukturze dochodu narodowego Polski w przekroju wojewódzkim. Wartość wymienionych mierników według województw za rok 1976 podaje tabela 2.

Dla wstępnego „uporządkowania” przyjętego zespołu zmiennych objaśniających oraz określenia ich znaczenia w różnicowaniu poziomu społeczno-gospodarczego województw, celowe będzie posłużenie się pewną procedurą statystyczną, tj. analizą czynnikową. Zasadnicza idea tej metody polega na łączeniu zmiennych i sprowadzenia macierzy oryginalnych zmiennych do macierzy czynników wspólnych. Czynniki wspólne skupiają informację dotychczas rozproszoną w zmiennych wyjściowych, są uporządkowane według ich wkładu do wariancji wspólnej, są nieskorelowane, a z reguły ich liczba jest znacznie mniejsza niż wprowadzonych zmiennych. Operując wartościami własnymi poszczególnych czynników możemy wyznaczyć ich rangę w wyjaśnianiu zmienności badanego zjawiska. Wyróżnia się wiele technik postępowania w analizie czynnikowej, z których każda posiada określone zalety i wady, o czym szeroko informuje literatura z tego zakresu⁸. Analiza czynnikowa jest metodą statystyczną stosowaną w badaniu zbiorowości opisanych układem zmiennych na ogół zależnych i nieporównywalnych ze sobą ze względu na różne jednostki miary oraz rząd wielkości wartości tych zmiennych.

Zastosowanie analizy czynnikowej w postępowaniu badawczym ma na celu zmianę opisu analizowanych zjawisk w taki sposób, aby ten nowy opis zawierał możliwie wszystkie informacje zawarte w zmiennych wyjściowych, a jednocześnie aby był on dogodniejszy do interpretacji.

Interpretacja wyników w analizie czynnikowej jest sprawą dość złożoną i budzącą wiele zastrzeżeń, gdyż pozwala na wiele dowolności. Wyróżnia się przy tym dwa jej rodzaje: opisową i teoretyczną⁹. Interpretacja opisowa polega na ustalaniu nazwy dla danego podzespołu zmiennych wyodrębnionych jako czynnik. W interpretacji teoretycznej czynnik traktuje się jako konstrukt pojęciowy, który oznacza nieobserwowalne zmienne lub relacje. W obydwu przypadkach do interpretacji wykorzystuje się:

- wielkość ładunków czynnikowych, które można traktować jako wartości współczynników korelacji pomiędzy zmienną a czynnikiem,
- macierz współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi,
- procedurę rotacji, za pomocą której osiąga się tzw. strukturę prostą czynników,
- merytoryczną znajomość analizowanych zagadnień.

⁸ Por. D. N. Lawley, A. E. Maxwell, *Factor analysis as statistical method*, London 1965; H. Harman, *Modern factor analysis*, Chicago 1961.

⁹ Por. Z. Chojnicki, *Metody ilościowe w geografii*, Warszawa 1977.

W naszym przypadku analizę czynnikową wykorzystamy do określenia znaczenia poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw. Zgodnie z postawionym celem badawczym stosować będziemy interpretację opisową, nie będziemy uciekać się do procedury rotacji, która nie jest tu konieczna, gdyż uzyskana macierz ładunków czynnikowych ma dosyć przejrzystą strukturę. Obliczenia wykonano w Ośrodku Przetwarzania Informacji Akademii Ekonomicznej w Poznaniu według programu (Statistical Analysis XDS2/29), a uzyskane wyniki podaje tabela 3. Czynniki F_1 wykazuje najsilniejsze powiązania ze zmiennymi 01, 02 i 03, które są podstawowymi miernikami poziomu urbanizacji oraz zmiennymi 07 i 08, będącymi syntetycznymi miernikami rezultatów osiągniętych przez poszczególne województwa w zakresie tworzenia dochodu narodowego. Jest to czynnik o bardzo złożonej strukturze, ponieważ wartości ładunków odnoszących się do wartości środków trwałych na 1 mieszkańca, jak również technicznego uzbrojenia pracy w gospodarce uspołecznionej są znaczące. Czynniki te wyjaśnia około 77% wariacji wspólnej, co świadczy o jego kluczowym znaczeniu w różnicowaniu przestrzeni ekonomiczno-społecznej Polski w 1976 r. Syntetyczny charakter mierników, odgrywających zasadnicze znaczenie w objaśnianiu tego czynnika, sugeruje, że poprawną nazwą

Tabela 3

Wartości ładunków wyodrębnionych czynników wspólnych w przyjętym zespole mierników dla 1976 r.

Mierniki	Czynniki					Zasób zmienności wspólnej
	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	
01	0,922	0,077	0,200	0,136	0,120	0,929
02	0,958	0,253	0,017	-0,063	-0,043	0,995
03	0,955	0,139	0,088	0,014	0,180	0,971
04	0,340	0,360	0,001	0,128	0,327	0,369
05	0,509	0,262	-0,453	-0,270	-0,223	0,655
06	0,237	0,042	-0,268	0,305	-0,226	0,274
07	0,745	-0,021	-0,533	0,264	0,082	-0,916
08	0,852	-0,046	-0,339	0,295	0,053	0,934
09	0,476	-0,165	-0,116	0,301	-0,193	0,395
10	0,669	-0,156	0,471	0,470	-0,110	0,927
11	0,819	-0,559	0,004	-0,024	0,057	0,990
12	0,508	-0,781	-0,149	-0,147	-0,223	0,958
13	-0,466	-0,410	0,616	-0,371	0,032	0,904
14	0,448	-0,191	9,365	0,645	-0,262	0,856
Wielkość wyjaśnianej wariacji wspólnej (w %)	77	15	3	3	1	

dla niego byłoby ogólniejsze sformułowanie. Biorąc te wszystkie elementy pod uwagę czynnik F_1 identyfikować będziemy jako poziom urbanizacji. Województwa o wysokim poziomie urbanizacji uzyskują z reguły najlepsze wyniki w produkcji materialnej oraz dysponują znacznym majątkiem trwałym.

Przy interpretacji czynnika F_2 należy wziąć pod uwagę wartość jego ładunków w zmiennych 11, 12 i 13. Wszystkie te mierniki wyrażają stosunek majątku trwałego do liczby mieszkańców, liczby zatrudnionych lub dochodu narodowego, przy czym decydujące znaczenie należy nadać technicznemu uzbrojeniu pracy w gospodarce społecznej. Czynnik ten identyfikujemy jako techniczne uzbrojenie pracy, zaznaczając jednocześnie, że przyczynił się on do zróżnicowania przestrzeni ekonomicznej Polski w 1976 r. w około 15%.

Interpretację czynnika F_3 należy oprzeć na wartościach ładunków tego czynnika w zmiennych 10 i 13 (dodatnie) oraz zmiennych 05 i 07 (ujemne). Zmienna 13 najsilniej dodatnio skorelowana z czynnikiem F_3 charakteryzuje majątkochłonność, a zmienna 10 jest miernikiem społecznej wydajności pracy w rolnictwie. Natomiast zmienne ujemnie skorelowane z omawianym czynnikiem reprezentują udział zatrudnionych w przemyśle i budownictwie oraz wartość dochodu narodowego na 1 mieszkańca. Wszystkie te zmienne charakteryzują strukturę działową gospodarki danego regionu, stąd również ogólna nazwa tego czynnika — struktura gospodarki.

Interpretacja czynnika F_4 opiera się na dodatnich wartościach tego czynnika w zmiennych 07, 08, 09, 10 i 14 oraz ujemnej wartości w zmiennej 13. Wszystkie te zmienne są miernikami produktywności województw, stąd czynnik ten możemy identyfikować ze społeczną wydajnością pracy w produkcji materialnej. Czynnik ten podobnie jak poprzedni powodował zróżnicowanie przestrzeni ekonomicznej Polski w 1976 r. w około 3%.

Czynnik F_5 , wyjaśniający zaledwie 1% zróżnicowania tej przestrzeni należy identyfikować ze strukturą zatrudnionych w gospodarce społecznej. Decyduje o tym wartość ładunków tego czynnika w zmiennych 04, 05 i 06. Omówione czynniki wyjaśniają około 99% zmienności wariancji wspólnej przyjętego zespołu mierników, co powoduje, że wyodrębnianie dalszych oraz ich analiza nie są celowe.

Oszacowane zasoby zmienności wspólnej informują, że zmiennymi, które prawie „całkowicie” dały się wyrazić przez te czynniki wspólne były: 01, 02, 03, 07, 08, 10, 11, 12, 13 i 14. Natomiast zmiennymi posiadającymi właściwości specyficzne były mierniki charakteryzujące strukturę zatrudnienia w gospodarce społecznej (04, 05 i 06) oraz 09 odzwierciedlające społeczną wydajność pracy w przemyśle. Oznacza to, że część informacji dostarczana przez te zmienne nie ma swojego odpowiednika w informacjach dostarczanych przez pozostałe zmienne. Jest to dla nas

wyraźny sygnał, że te właśnie zmienne powinny przede wszystkim znaleźć się w modelach opisujących kształtowanie się pieniężnych dochodów ludności w przekroju wojewódzkim w Polsce, a w stosunku do pozostałych należy zastosować procedury selekcyjne.

Podsumowując, możemy stwierdzić, że głównymi czynnikami powodującymi zróżnicowanie poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego Polski w 1976 r., a w sposób pośredni terytorialne zróżnicowanie pieniężnych dochodów ludności były:

- poziom urbanizacji województw,
- — techniczne uzbrojenie pracy w gospodarce uspołecznionej,
- wyniki osiągane w zakresie społecznej wydajności pracy w produkcji materialnej,
- struktura gospodarki danego regionu,
- struktura zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej według płci i działów gospodarki narodowej.

Uzyskane wyniki wydają się dosyć logiczne i wprowadzają pewną przejrzystość do zaproponowanego zespołu mierników. Ich główną wadą jest złożony charakter czynników uniemożliwiający wykorzystanie ich w planowaniu. Dlatego też w następnym punkcie dążyć będziemy do bardziej szczegółowego wyselekcjonowania zmiennych istotnie wpływających na terytorialną zmienność dochodów pieniężnych, które mogą być wykorzystane w systemie planistycznym. Uwzględniając dotychczasowe rezultaty badań jako przesłanki tworzenia zespołów zmiennych objaśniających, wykorzystamy w dalszej analizie opisowe modele ekonometryczne dla weryfikacji znaczenia poszczególnych zmiennych w procesie kształtowania pieniężnych dochodów ludności Polski w przekroju wojewódzkim.

III. EKONOMETRYCZNA ANALIZA KSZTAŁTOWANIA SIĘ DOCHODÓW PIENIĘŻNYCH LUDNOŚCI W POLSCE W PRZEKROJU WOJEWÓDZKIM W LATACH 1976 - 1984

Przeprowadzone dotychczas badania uwidocznily złożony proces kształtowania się dochodów pieniężnych ludności w układzie przestrzennym. Na proces ten ma wpływ wiele czynników o różnej sile oddziaływania. Czynnik uzyskany w analizie czynnikowej to konstrukcja teoretyczna o charakterze złożonym, nazywana często metacechą. Te właściwości czynników o ile były pomocne do weryfikacji określonych założeń, powodują, że są one mało przydatne w aspekcie planistycznym, gdzie konieczne jest bardziej szczegółowe ujęcie występujących współzależności pomiędzy badanymi zjawiskami. Do tego celu niezbędne staje się wykorzystanie innych metod statystyczno-ekonometrycznych, a w szczególności opisowych modeli ekonometrycznych. Znaczenie ekono-

metrycznych modeli opisowych w naukach ekonomicznych podkreśla Z. Pawłowski twierdząc, że przedstawiają one za pomocą jednego lub wielu równań ilościowe relacje pomiędzy różnymi zjawiskami ekonomicznymi, a także ewentualne zależności różnych zmiennych o charakterze ekonomicznym od czynników pozaekonomicznych¹⁰. Modele w jakiegokolwiek postaci stosuje się, by ułatwić zrozumienie złożonych sytuacji; są one sformalizowanym odbiciem naszych wyobrażeń o zjawiskach ekonomicznych. Modele konstruuje się w celu odpowiedzi na konkretne pytania teoretyczne, a każdy model jest hipotezą statystyczną. Matematyczne wyspecyfikowanie parametrów strukturalnych modelu jest konieczne do weryfikacji postawionych hipotez. W zależności od rodzaju zjawiska, które reprezentować ma dany model wyróżnia się trzy typy równań¹¹: równania opisujące zachowanie, równania instytucjonalne, równania techniczne. W naszym opracowaniu wykorzystany będzie wyłącznie pierwszy typ równań.

Punktem wyjścia w postępowaniu zwanym budową modelu ekonometrycznego jest dysponowanie wartościami zmiennych charakteryzujących obiekty (województwa), tj. macierzą obserwacji, przy czym mogą to być dane przekrojowe lub szereg czasowy.

Modelami ekonometrycznymi nazywa się układy funkcji lub równań, które objaśniają wiele zmiennych za pomocą wielu zmiennych objaśniających.

Zdawać będziemy sobie sprawę, że model ekonometryczny nigdy „nie pasuje dokładnie do rzeczywistości”, a oceny parametrów są tylko przybliżonymi wartościami prawdziwych parametrów, dającymi pewne wyobrażenie o „sile wpływu” zmiennych objaśniających na daną zmienną objaśnianą. Otrzymane modele traktować będziemy jako przybliżony obraz powiązań pomiędzy badanymi zmiennymi¹².

Istotnymi problemami przy budowie modeli ekonometrycznych jest wybór zmiennych objaśniających daną zmienną objaśnianą oraz ocena „jakości” uzyskanych modeli. W naukach ekonomicznych spotykamy się najczęściej z sytuacją, że zazwyczaj badane zjawisko kształtuje duża liczba czynników. Powiązania pomiędzy zjawiskami a czynnikami je determinującymi mogą mieć charakter zależności trwałych lub pozornych. Poznanie zależności pierwszego rodzaju ułatwia przewidywanie przebiegu badanego zjawiska, znalezienie zależności drugiego rodzaju srowadza niekiedy cały proces badawczy na fałszywe tory.

Praktyka badań ekonometrycznych pokazuje, że intuicyjny, ewen-

¹⁰ Z. Pawłowski, *Modele ekonometryczne równań opisowych*, Warszawa 1971, s. 15.

¹¹ Por. F. Neal, E. Shone, *Proces budowy modeli ekonomicznych*, Warszawa 1982, s. 70.

¹² Por. Z. Czerwiński, B. Guzik, W. Jurek, E. Panek, H. Runka, W. Sledziński, *Modelowanie i planowanie wzrostu gospodarki narodowej*, Warszawa 1982.

tualnie poparty pewnymi teoretycznymi rozważaniami dobór zmiennych objaśniających prowadzi do takiego rozszerzenia ich listy, że zastosowanie przyjętych w ekonometrii metod estymacji daje mało dokładne oceny parametrów modelu.

Eliminacja z modelu ekonometrycznego zmiennych nieistotnych jest jak najbardziej wskazana, gdyż mogą one nie wnosić do modelu żadnej nowej informacji o zmiennej objaśnianej, a tylko powtarzać informacje, które wnoszą o tej zmiennej, zmienne objaśniające pozostające z nią w bardziej ścisłym i bezpośrednim związku¹³.

Fakty te skłaniają ekonometryków do zawężenia wstępnie sporządzonej (potencjalnej) listy zmiennych objaśniających. W literaturze proponuje się wiele formalnych metod eliminacji zmiennych nieistotnych, zarówno metody *ex ante*, jak i *ex post*, przy czym okazuje się, że postulaty wszystkich tych metod są spełnione tym lepiej im słabiej skorelowane są między sobą zmienne objaśniające¹⁴.

Realizując wymienione postulaty, zastosowaliśmy dwuetapowy dobór zmiennych objaśniających dla 1976 r. W pierwszym etapie wykorzystując analizę czynnikową uzyskaliśmy informacje, które zmienne, z wyjściowego zespołu 14 zmiennych, odgrywały istotne znaczenie w różnicowaniu przestrzeni ekonomiczno-społecznej Polski w 1976 r. Eliminując ponadto zmienne objaśniające silnie skorelowane ze sobą w ramach wyodrębnionych czynników wspólnych, uzyskaliśmy w konsekwencji właściwy zbiór zmiennych objaśniających. Konkretnie zespoły zmiennych objaśniających ustalono dla każdej zmiennej objaśnianej w oparciu o analizę logiczną występujących powiązań pomiędzy tymi zmiennymi oraz macierz współczynników korelacji odzwierciedlającą ich wzajemne współzależności.

W drugim etapie wykorzystując procedurę regresji krokowej, na podstawie której funkcjonuje program obliczeniowy. „Statistical analysis XDS3/17” dokonano dalszej eliminacji zmiennych objaśniających. Procedura ta jest ulepszoną wersją procedury selekcji a priori i jest szczegółowo omówiona w literaturze¹⁵. Jest ona uznawana za jedną z najlepszych metod doboru zmiennych objaśniających w modelach ekonometrycznych i zalecana do stosowania¹⁶.

Przy wyborze postaci modelu (liniowej) posłużyliśmy się zaleceniami Z. Hellwiga, który twierdzi, że zastosowanie w analizie zjawisk ekono-

¹³ Por. Z. Hellwig, *Problem optymalnego doboru predyktant*, Przegląd Statystyczny 1982, z. 3-4, s. 223.

¹⁴ T. Grabiński, S. Wydymus, A. Zeliaś, *Metody doboru zmiennych*, Warszawa 1982.

¹⁵ Por. N. R. Draper, F. Smirh, *Analiza regresji stosowana*, Warszawa 1973, 6. 203 - 207.

¹⁶ Por. T. Grabiński, S. Wydymus, A. Zeliaś, *Metody doboru zmiennych*, Warszawa, s. 287-290.

micznych regresji liniowej wysuwa się na pierwszy plan z następujących powodów¹⁷:

- zależności tego typu najczęściej występują w praktyce,
- regresję krzywoliniową można bardzo często sprowadzić do regresji liniowej,
- taka postać funkcji jest bardzo łatwa do interpretacji ekonomicznej,
- gdy liczba zmiennych przekracza trzy i nie można sporządzić wykresu, z reguły stosuje się regresję liniową (jako najprostszą).

Na obronę zajętego stanowiska możemy przytoczyć fakt, że wybór postaci modelu nie podlega żadnym określonym, uznanym przez wszystkich, regułom. Teoria nie dostarcza decydujących argumentów, a wstępna analiza danych empirycznych rzadko kiedy pozwala zdecydowanie opowiedzieć się za przyjęciem jednej postaci modelu, a odrzuceniem innych¹⁸.

Ocena „jakości” modelu jest następującą kwestią występującą przy budowie modeli ekonometrycznych. Ogólnie przyjmuje się, że ze statystycznego punktu widzenia, model powinien być dobrze dopasowany do rzeczywistości i mieć oszacowane parametry.

Przy ocenie budowanych przez nas modeli stosować będziemy mierniki „klasyczne” oceny „jakości” modeli, takie jak: współczynnik determinacji, błąd resztkowy i statystykę t-Studenta, które podaje program analizy statystycznej wykorzystywany przez nas do obliczeń.

Zdajemy sobie sprawę z niedoskonałości wykorzystywanych mierników do tych samych wyników równie dobrze (w sensie współczynnika determinacji) mogą pasować inne funkcje o różnych układach zmiennych, jak również o bardzo „literalnym” charakterze testu t-Studenta, który w praktyce nieraz odrzuca hipotezę zerową wtedy, gdy średni błąd szacunku parametru stanowi prawie 50% jego wartości.

Przeprowadzona analiza dotyczyć będzie dochodów pieniężnych ogółem w przeliczeniu na 1 mieszkańca. Za pomocą modeli regresyjnych próbować będziemy określić w sposób bardziej szczegółowy, niż miało to miejsce w przypadku analizy czynnikowej, zmienne objaśniające „stojące” za poszczególnymi czynnikami. Postępowanie takie dotyczyć będzie wyłącznie 1976 roku, dla którego dysponowaliśmy pełnym zbiorem mierników obejmującym zagadnienia dochodu narodowego i społecznej wydajności pracy, a jego konkretne wartości podaje tabela 2.

Wykorzystując wyniki czynnikowej analizy oraz wartości współczynników korelacji dokonaliśmy redukcji potencjalnego zbioru 14 zmiennych objaśniających w zbiór właściwy obejmujący następujące zmienne:

- stopę urbanizacji regionu (odsetek ludności miejskiej),

¹⁷ Por. Z. Hellwig, *Regresja liniowa i jej zastosowanie w ekonomii*, Warszawa 1967, s. 18.

¹⁸ Por. Z. Czerwiński, *Matematyczne modelowanie procesów ekonomicznych*, Warszawa 1982, s. 118-125.

- społeczną wydajność pracy w produkcji materialnej,
- wartość środków trwałych na 1 mieszkańca,
- wartość skupu produktów rolnych na 100 ha użytków rolnych.

Dobór zmiennych objaśniających do właściwego zbioru zmiennych był niezwykle utrudniony ze względu na wysoką współzależność występującą pomiędzy zmiennymi potencjalnymi, zwłaszcza w grupach zmiennych, będących podstawą wyodrębnionych czynników wspólnych.

Pierwszą zmienną przyjęto jako symptom poziomu urbanizacji, regionu, ponieważ jest ona najsilniej skorelowana ze zmienną objaśnianą oraz zmiennymi charakteryzującymi strukturę ludności według miejsca zamieszkania i źródła utrzymania, a wartości współczynników korelacji pomiędzy nimi wynoszą odpowiednio 0,926 i 0,946. Zdajemy sobie sprawę ze złożoności takiej kategorii zmiennej jak poziom urbanizacji (co wykazała analiza czynnikowa).

Jako zmienną reprezentującą osiągnięte wyniki produkcyjne w danym województwie przyjęto społeczną wydajność pracy w produkcji materialnej, gdyż wykazuje ona ściślejszy związek ze zmienną objaśnianą niż dochód narodowy na 1 mieszkańca. Wartość współczynnika korelacji pomiędzy tymi zmiennymi objaśniającymi jest również bardzo wysoka i wynosi 0,901.

W podobny sposób dokonano wyboru dwu następnych zmiennych spośród par zmiennych reprezentujących produkcyjne zagospodarowanie (środki trwałe na 1 mieszkańca i techniczne uzbrojenie pracy) oraz znaczenie rolnictwa w gospodarce regionu (społeczna wydajność pracy w rolnictwie i skup), a wartość współczynników korelacji pomiędzy parami zmiennych wynosiły odpowiednio 0,844 i 0,836.

Do właściwego zespołu zmiennych nie wprowadzono żadnej ze zmiennych reprezentujących strukturę zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej ze względu na ich nikłe powiązanie ze zmienną objaśnianą. Wartości współczynników korelacji dla tych zmiennych wynosiły odpowiednio 0,270, 0,02 i 0,007 i nie przekraczały „krytycznej” wartości współczynnika korelacji odczytanego z tablic statystycznych¹⁹, która na poziomie istotności 0,05 i 47 stopniach wynosi 0,288, co świadczy, że pomiędzy badanymi zmiennymi nie zachodzi współzależność na poziomie statystycznie istotnym. Zdajemy sobie sprawę ze złożoności ekonomicznej przyjętych zmiennych objaśniających (co wykazała uprzednio analiza czynnikowa), jak również dyskusyjnego sposobu ich pomiaru. W świetle aktualnej sytuacji informacyjnej o badanych zjawiskach ekonomicznych w ujęciu regionalnym trudno o bardziej precyzyjne informacje liczbowe.

Wykorzystując procedurę regresji krokowej na podstawie której funkcjonuje program obliczeniowy „Statistical analysis XDS3/17” dokonano dalszej eliminacji zmiennych objaśniających oraz oszacowano oceny pa-

¹⁹ Por. R. Zieliński, *Tablice statystyczne*, Warszawa 1972, tab. 39, s. 211.

rametrów strukturalnych funkcji regresji opisującej zależność dochodów pieniężnych na 1 mieszkańca w 1976 r. w przekroju wojewódzkim. Funkcja ta ma następującą postać:

$$\hat{Y} = 18,08 + 0,144X_1 + 0,005X_4, \quad (1)$$

(1,16) (0,019) (0,0009)

gdzie:

18,08 — wyraz wolny modelu,

X_1 — stopa urbanizacji,

X_4 — wartość skupu produktów rolnych na 100 ha użytków rolnych.

W nawiasach podano punktowe oceny standardowych błędów parametrów regresyjnych.

Wartości statystyk oceniających „dobroć” tego modelu były następujące:

$R^2 = 0,80$ — wartość współczynnika determinacji wielokrotnej,

$S = 2019$ zł — wartość błędu resztkowego.

Oznacza to, że uznany za „istotne” zbiór zmiennych objaśniających wyjaśniał w 1976 r. 80% przestrzennej zmienności dochodów pieniężnych na 1 mieszkańca. Przeciętne odchylenie wartości estymowanych na podstawie modelu od wartości rzeczywistych wynosi 2019 zł.

Znaczenie obydwu zmiennych objaśniających w tym modelu jest zbliżone, o czym świadczą wartości współczynników korelacji częściowej wynoszące odpowiednio 0,74 i 0,64 oraz wartość statystyki t .

Dla roku 1984 nie dysponowaliśmy wartościami społecznej wydajności pracy w produkcji materialnej województwa, stąd zmienną tę zmuszeni jesteśmy pominąć.

Opierając się na analizie współczynników korelacji pomiędzy potencjalnym zbiorem zmiennych dla tego okresu, zaproponowano jako właściwy, następujący zbiór zmiennych objaśniających:

— odsetek ludności miejskiej,

— wartość skupu produktów rolnych na 1 ha użytków rolnych.

Dokonując estymacji parametrów strukturalnych za pomocą regresji krokowej otrzymano następującą postać modelu:

$$\hat{Y} = 83,52 + 0,542 X_1 + 0,426 X_3,$$

(4,17) (0,076) (0,075)

gdzie:

83,52 — wyraz wolny modelu,

X_1 — odsetek ludności miejskiej,

X_3 — wartość skupu produktów rolnych na 100 ha użytków rolnych.

Wartości statystyk oceniających „jakość” tego modelu były następujące:

$R^2 = 0,79$ — wartość współczynnika determinacji wielokrotnej,

$S = 7463$ zł — wartość błędu resztkowego.

Model ten podobnie jak poprzedni wyjaśniał prawie 80% międzywojewódzkiego różnicowania pieniężnych dochodów ludności Polski w 1984 r. Przeciętne odchylenie wartości estymowanych na podstawie modelu od wartości empirycznych wynosi 7463 zł.

Znaczenie obydwu zmiennych objaśniających jest prawie identyczne jak w modelu nr 1, a współczynniki korelacji wynoszą odpowiednio 0,72 i 0,64.

Podstawowym źródłem dochodów pieniężnych ludności były w badanym okresie dochody z pracy w gospodarce uspołecznionej. Obecnie wykorzystując modele regresyjne dążyć będziemy do określenia czynników determinujących poziom i przestrzenne różnicowanie dochodów z pracy w przeliczeniu na 1 zatrudnionego w gospodarce uspołecznionej.

Potencjalny zbiór zmiennych objaśniających tworzyć będą w tym przypadku wszystkie zmienne odnoszące się do gospodarki uspołecznionej, a więc:

- stopa zatrudnienia,
- struktura zatrudnionych w przemyśle i budownictwie,
- udział zatrudnionych z wykształceniem ponadpodstawowym,
- techniczne uzbrojenie pracy.

Zbiór ten dla roku 1976 wzbogacono dodatkowo o społeczną wydajność pracy w produkcji materialnej, w celu zorientowania się czy osiągnięte wyniki produkcyjne w regionie mają jakikolwiek wpływ na poziom wynagrodzeń.

Stosując metodę regresji krokowej dokonano estymacji parametrów modelu opisującego kształtowanie się poziomu dochodów z pracy na 1 zatrudnionego w gospodarce uspołecznionej w Polsce według województw w 1976 r.

Model ten ma postać

$$\hat{Y} = 23,085 + 0,051 X_1 - 0,304 X_2 + 0,393 X_4 + 0,0136 X_6, \quad (3)$$

(7,58) (0,006) (0,144) (0,086) (0,0064)

gdzie:

23,085 — wyraz wolny modelu,

X_1 — oznacza stopę zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej,

X_2 — udział kobiet w zatrudnieniu ogółem w gospodarce uspołecznionej,

X_4 — udział zatrudnionych z wykształceniem ponadpodstawowym w zatrudnionych ogółem w gospodarce uspołecznionej,

X_6 — techniczne uzbrojenie pracy w gospodarce uspołecznionej.

W nawiasach podano punktowe oceny standardowych błędów parametrów regresyjnych.

Wartości statystyk oceniających „dobroć” tego modelu były następujące:

$R^2=0,785$ — wartość współczynnika determinacji wielokrotnej,

$S=2414$ zł — wartość błędu reszkowego.

Oznacza to, że uznany za „istotne” zbiór zmiennych objaśniających, wyjaśniał w 1976 r. około 78,5% przestrzennej zmienności wynagrodzeń na 1 zatrudnionego w gospodarce uspołecznionej. Przeciętne odchylenie wartości estymowanych na podstawie modelu od wartości rzeczywistych wynosi 2414 zł.

Szacując oceny parametrów strukturalnych funkcji regresji dla 1984 r. otrzymano model nr 4

$$\hat{Y} = 107 + 0,196 X_1 - 1,645 X_2 + 0,838 X_3 + 1,061 X_4, \quad (4)$$

$$\begin{matrix} (36,8) & (0,031) & (0,605) & (0,200) & (0,427) \\ R^2 = 0,71, & S = 10093 \text{ zł}, & & & \end{matrix}$$

gdzie:

107 — wyraz wolny,

X_1 — stopa zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej,

X_2 — odsetek zatrudnionych kobiet w zatrudnieniu ogółem,

X_3 — odsetek zatrudnionych w przemyśle i budownictwie,

X_4 — odsetek zatrudnionych z wykształceniem ponadpodstawowym.

W nawiasach podano punktowe oceny standardowych błędów parametrów regresyjnych.

Zaprezentowany model wyjaśniał w ponad 70% przestrzenną zmienność dochodów z pracy w gospodarce uspołecznionej, a więc tylko nieznacznie mniej niż model dla 1976 r. Ze statystycznego punktu widzenia możemy obydwie modele uznać za dobre.

Dokonując ekonomicznej interpretacji ocen parametrów obydwu funkcji regresyjnych możemy stwierdzić, że:

a) w obydwu przypadkach zmienną najbardziej stymulującą wzrost dochodów z pracy w gospodarce uspołecznionej na 1 zatrudnionego w tej gospodarce była stopa zatrudnienia,

b) drugą zmienną dodatnio wpływającą na poziom wynagrodzeń w gospodarce uspołecznianej w obydwu modelach był odsetek zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej z wykształceniem ponadpodstawowym, przy czym wpływ jego w okresie 1976 - 1984 znacznie zmalał,

c) w 1984 r., podobnie jak w 1976, zaznaczył się ujemny wpływ struktury zatrudnionych według płci w gospodarce uspołecznionej na poziom dochodów z pracy w tej gospodarce,

d) dodatkową zmienną, której wpływ na poziom wynagrodzeń w gospodarce uspołecznionej w sposób dodatni uwidocznił się tylko w 1984 r., był odsetek zatrudnionych w przemyśle i budownictwie.

Zaobserwowane relacje pomiędzy zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi są logiczne i nie nasuwają większych wątpliwości. Dodatkowego wyjaśnienia wymaga uwypuklenie się znaczenia w kształtowa-

niu dochodów z pracy w okresie 1976-1984, zmiennej charakteryzującej działową strukturę zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej oraz wyraźny spadek znaczenia kwalifikacji zatrudnionych. Było to następstwem polityki płacowej prowadzonej przez państwo, która mając na celu stymulowanie produkcji dóbr materialnych, preferowała w okresie kryzysu ekonomicznego wynagrodzenia pracowników działów produkcyjnych. Płace w działach nieprodukcyjnych w znacznie mniejszym stopniu podlegały „ochronie”, co spowodowało relatywnie większy spadek ich wartości realnej (nauka, kultura, ochrona zdrowia, oświata itp.).

Należy zaznaczyć, że nieuwzględnienie w ostatnim modelu zmiennej charakteryzującej społeczną wydajność pracy w produkcji materialnej nie miało prawie żadnego wpływu na „jakość” tego modelu, co świadczy o bardzo małym związku obowiązującego w tym okresie systemu wynagrodzeń w gospodarce uspołecznionej z osiąganymi wynikami produkcyjnymi. Mankament ten jest ciągłym problemem w naszej gospodarce.

Drugim w kolejności, po dochodach z pracy, źródłem dochodów pieniężnych ludności Polski w omawianym okresie były przychody ze sprzedaży produktów rolnych.

Wykorzystując funkcje regresyjne o wielu zmiennych objaśniających, przeprowadzimy analizę współzależności przychodów ze sprzedaży produktów rolnych w przeliczeniu na 1 pracującego w rolnictwie indywidualnym od wybranego zbioru zmiennych objaśniających. Dobór zmiennych objaśniających był dokonany na identycznej zasadzie, jak w poprzednich punktach, tj. na podstawie wyników analizy czynnikowej (dla 1976 r.) oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy zmienną objaśnianą a potencjalnym zbiorem zmiennych objaśniających.

Potencjalny zbiór zmiennych objaśniających dla 1976 r. obejmował następujące zmienne:

- społeczną wydajność pracy w rolnictwie danego regionu,
- wartość środków trwałych na 1 mieszkańca,
- wartość skupu produktów rolnych na 100 ha użytków rolnych.

Dla 1984 r. zbiór ten z konieczności zawierał tylko dwie ostatnie zmienne objaśniające.

Stosując omówioną już poprzednio procedurę oszacowania parametrów dokonano estymacji ocen parametrów strukturalnych funkcji regresji dla lat 1976 i 1984.

$$\hat{Y} = -16,77 + 0,0557 X_3 \quad (5)$$

(0,0075)

oraz

$$R^2 = 0,56, \quad S = 18890 \text{ zł},$$

$$\hat{Y} = -245,4 + 0,215 X_2 + 4,28 X_3 \quad (6)$$

(70,4) (0,73) (0,55)

oraz

$$R^2=0,72, \quad S=56714 \text{ zł,}$$

gdzie:

- 16,77 i —245,4 — wyrazy wolne modeli,
- X_2 — wartość środków trwałych na 1 mieszkańca,
- X_3 — wartość skupu produktów rolnych na 100 ha użytków rolnych.

Podsumowując wnioski wyciągnięte na podstawie zaprezentowanych funkcji regresyjnych możemy stwierdzić, że:

a) głównymi czynnikami powodującymi przestrzenne zróżnicowanie dochodów osobistych ludności w okresie 1976 - 1984 była stopa urbanizacji województw oraz wartość skupu produktów rolnych,

b) poziom wynagrodzeń w gospodarce uspołecznionej w tym okresie kształtowany był przez wielkość i strukturę zatrudnionych w tej gospodarce oraz poziom ich kwalifikacji, jak również techniczne uzbrojenie pracy w gospodarce uspołecznionej danego regionu,

c) decydującym czynnikiem determinującym poziom przychodów ze sprzedaży produktów rolnych na 1 pracującego w rolnictwie indywidualnym była wartość skupu produktów rolnych na 100 ha użytków rolnych, a współczynniki determinacji cząstkowej w obydwu latach dla tej zmiennej wynosiły 0,56, co świadczy, że w ponad 50% wpływała ona na międzywojewódzkie zróżnicowanie tych dochodów.

Przedstawione modele w sposób logiczny przedstawiają badane współzależności, a ich interpretacja ekonomiczna jest jasna i prosta. Przydatność ich do celów planowania może być znaczna, ponieważ stwarzają one możliwości „sterowania” poziomem dochodów pieniężnych z dwu głównych źródeł.

Należy podkreślić, że wyniki osiągnięte przy budowie modeli ekonometrycznych opisujących zarówno mechanizm kształtowania się dochodów z pracy jak i przychodów ze sprzedaży produktów rolnych są zasadniczo zgodne z wynikami analizy czynnikowej. W analizie czynnikowej, za główne czynniki występowania w przestrzeni społeczno-ekonomicznej Polski pól o wysokich i niskich dochodach pieniężnych ludności uznano: poziom urbanizacji oraz zagospodarowania produkcyjnego danego województwa jak również strukturę społeczno-zawodową ludności. Ze względu na skomplikowany mechanizm kształtowania dochodów pieniężnych ludności w przekroju terytorialnym konieczne są wielopłaszczyznowe i stałe badania ich poziomu, rozmiarów zmian oraz przyczyn tych zmian, za pomocą odpowiednich metod statystyczno-ekonometrycznych, w taki sposób, aby wyniki tych badań mogły być wykorzystane w rachunkach analityczno-prognostycznych i planistycznych.

DETERMINANTS DIFFERENTIATING INCOME OF PEOPLE IN POLAND IN
YEARS 1976 - 1984 IN REGIONAL ARRANGEMENT

Summary

The article presents spatial differentiation of the level of personal income in Poland and main components of that income, i.e. income from work in a socialized sector and revenues from the sale of agricultural produce.

The main purpose was to determine the factors causing territorial differentiation of the said types of income through applying certain statistical and econometric methods (factor analysis and descriptive econometric models).

The following determinants of differentiation of personal income were distinguished:

- the rate of employment in a socialized sector;
- the structure of employees according to age, sectors of State economy, the level of education;
- the use of the region's territory for production purposes;
- the value of the sold agricultural produce.

The statistical and econometric analysis of spatial differentiation of the level of income carried out in the article creates the conditions for analysing the whole process of shaping the income in regional arrangement and allows to point out to the causes of that differentiation, what constitutes the basis for realizing by the State the efficient socio-economic policy with respect to regions.