

MAŁGORZATA HENDEL

RELACJE PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ I ZANIECZYSZCZEŃ ŚRODOWISKA

(Próba oceny zmienności w czasie związków przestrzennych w latach
1975-1981)

Środowisko człowieka tworzy otoczenie organiczne i biotyczne, w którym żyje społeczeństwo ludzkie. Do środowiska zalicza się także elementy antropogeniczne (domy, porty, sztuczne zbiorniki wodne itp.). Stan środowiska jest ściśle uzależniony od intensywności i charakteru działalności człowieka. Dopóki działalność człowieka nie była aż tak intensywna, aby ograniczenia zasobów naturalnych były aktywne, a wprowadzone zanieczyszczenia powodowały odczuwalne zmiany środowiska, dopóty problemy opisu środowiska były przedmiotem badań naukowców tylko wybranych dyscyplin. Jednakże gwałtowny wzrost tempa rozwoju gospodarczego, a przede wszystkim przemysłu, wprowadził tak istotne zmiany w środowisku, że kwestia jego ochrony stała się jednym z zasadniczych problemów współczesnego planowania rozwoju. Dwie zasadnicze przyczyny tego stanu to gwałtowny wzrost szkodliwego wpływu zanieczyszczonego środowiska na poziom życia człowieka oraz wyczerpywanie się zasobów naturalnych (do niedawna traktowanych jako niewyczerpywalne) niezbędnych do dalszego rozwoju społeczeństw. Dopiero wtedy, gdy stan środowiska stał się istotnym czynnikiem ograniczającym wzrost gospodarczy, zwrócono większą uwagę na zbieranie danych dotyczących zrzutów i emisji zanieczyszczeń, kosztów oczyszczania oraz wpływu tych czynników na tempo rozwoju gospodarczego. Przez zanieczyszczenie rozumie się niepożądany materiał lub energię pojawiającą się na wyjściu procesu produkcyjnego lub konsumpcyjnego. W niniejszej pracy środowisko reprezentowane jest tylko przez zanieczyszczenia. Za przyjęciem takiego podejścia przemawiają następujące argumenty:

- problemy zanieczyszczeń są bardzo ważnym podzbiorem problemu zwanego sterowaniem środowiska,
- zanieczyszczenia mają istotny wpływ na dalszy rozwój społeczeństwa,
- zanieczyszczenia mogą być bez większych trudności oddzielone od innych aspektów środowiska.

Niniejsza praca stawia sobie za cel prezentację, statystyczną weryfikację istotności prostych zależności typu ekonometrycznego opisujących związki między produkcją przemysłową a zanieczyszczeniem środowiska gazami, pyłami i ściekami. Uważa się, że taki opis jest przyczynkiem do oceny dzisiejszej sytuacji w dziedzinie zagrożenia środowiska naturalnego przez przemysł. Artykuł poświęcony jest także analizie porównawczej szkodliwości (w sensie ilości emitowanych zanieczyszczeń) produkcji przemysłowej w województwach Polski.

Zasadniczymi problemami występującymi przy budowaniu modelu środowiska są:

- złożoność zjawisk wchodzących w jego skład,
- duża liczba zmiennych,
- trudności identyfikacji,
- trudności z porównywaniem wielkości opisujących zjawiska wchodzące w skład środowiska,
- istotne trudności przy określaniu wielkości błędów popełnianych przy odrzucaniu mniej istotnych interakcji lub zmiennych.

Rzeczywistość przyrodniczo-gospodarcza jest na tyle bogata i zarazem skomplikowana, że w zasadzie trudno wskazać przykład, aby zjawisko było determinowane przez jedną tylko przyczynę. Każde bowiem zjawisko kształtuje się pod wpływem kilku, a nawet kilkunastu różnych przyczyn. Wyjaśnienie zatem kształtowania się wielkości zmiennej objaśnianej za pomocą jednej zmiennej objaśniającej jest, jak wiadomo, pewnym uproszczeniem analizy regresji. Uproszczenie to może być uzasadnione, tak jak w tym przypadku, gdy rozważania obejmują ilościowy opis rezultatów polityki ekonomicznej kraju i w związku z tym przeprowadzane są przy dużym stopniu abstrakcji i zagregowania danych. Wyznaczanie prostoliniowej regresji dwu zmiennych opieramy na równaniu funkcji prostoliniowej o postaci ogólnej:

$$Y = \alpha X + \beta + E$$

gdzie współczynniki modelu α i β znajduje się metodą najmniejszych kwadratów¹, tj. minimalizując odchylenia punktów od prostej regresji. Znane są obserwacje obydwóch zmiennych i przy przyjęciu zwykłych założeń o rozkładach błędów pomiarowych E testowane są hipotezy istotności proponowanych relacji. Ocenie jakości przybliżenia związku między zmienną X a zmienną Y służą między innymi testy istotności współczynnika modelu regresyjnego, np. test t-Studenta². Trzeba zwrócić uwagę, że niezbędna jest znaczna ostrożność przy analizie uzyskiwanych relacji regresyjnych. Toteż formułując końcowe wnioski na podstawie

¹ Por. Z. Pawłowski, *Ekonometria*, Warszawa 1978, s. 90 - 105.

² Por. St. Bartosiewicz, *Metody ekonometryczne. Przykłady i zadania*, Warszawa 1974, s. 64-70.

niżej przedstawionych relacji starano się zwrócić uwagę nie tyle na wartości bezwzględne oszacowanych parametrów, co przede wszystkim na kierunek i tempo ich zmian. Parametr β oznacza, jak wiadomo, wartość funkcji w punkcie $x=0$ i często w praktycznych badaniach nie ma sensownej merytorycznej interpretacji³. Jest on wynikiem poziomu skali i w empirycznych badaniach parametr ten wprowadzany jest dla lepszego dopasowania funkcji regresji do danych statystycznych. Parametr a jest współczynnikiem kierunkowym funkcji liniowej (tangensem kąta nachylenia prostej do osi OX) zwanym w rachunku regresji współczynnikiem regresji liniowej. Parametr ten ma podstawowe znaczenie merytoryczne, ponieważ informuje nas, o ile średnio rzecz biorąc zmieni się wartość zmiennej objaśnianej, gdy wartość zmiennej objaśniającej zmieni się o jednostkę. Innymi słowy, wartość zmiennej objaśnianej wzrośnie o a , gdy zmienna objaśniająca zwiększy się o jednostkę, spodziewać się należy błędu tej oceny średnio o $D(a)$. Z. Hellwig⁴ podaje, że celem linii regresji jest ustalenie pewnej normy, wskaźnika odzwierciedlającego relacje między zmienną objaśniającą i objaśnianą. W niniejszej pracy statystycznie weryfikuje się hipotezę, że w województwach o dużej wartości produkcji przemysłowej na 1 km² występują duże ilości emitowanych zanieczyszczeń. Parametr a jest tu traktowany jako miernik nowoczesności produkcji, określa on koszt, jaki ponosi społeczeństwo (w sensie ilości zanieczyszczeń, które środowisko musi pochłoniąć i których szkodliwe działanie musi zaakceptować) dla wytworzenia pewnej wielkości produkcji. Tak rozumiana efektywność dla różnych lat nie musi być jednakowa, gdyż każdy rok może charakteryzować się innymi wartościami parametrów określających ilościowe relacje między produkcją a zanieczyszczeniami. Interesującym zagadnieniem jest analiza, czy nie ulegają zmianie wartości parametrów strukturalnych i czy zmiany te są na tyle istotne i regularne, że wspomniane parametry można uznać za funkcje zmiennej losowej t (czasu). Kontynuując wyżej zasugerowany problem tendencji rozwojowej parametrów strukturalnych przeprowadzono analizę statystyczną występowania trendu, dokonano estymacji funkcji trendu⁵ tychże parametrów. Badanie to jest weryfikacją warunkowej hipotezy (przy założeniu stabilności rozkładu składnika losowego poniższych modeli) odnośnie do stabilności parametrów strukturalnych modelu. W modelach bierze się pod uwagę całokształt wytworzonych w kraju zanieczyszczeń. W tym są zanieczyszczenia, których szkodliwe działanie zostało zneutralizowane i te zanieczyszczenia, których szkodliwe działanie nie zostało zneutralizowane przez działalność ochronną człowieka (różnego typu oczyszczalnie, urzą-

³ Por. B. Ciepielewska, L. Dziembała, *Podstawy statystyki*, wyd. V. Katowice 1982, s. 248.

⁴ Por. Z. Hellwig, *Aproksymacja stochastyczna*, Warszawa 1985, s. 48.

⁵ Por. Z. Pawłowski, *Ekonometria*, s. 205.

dzenia do redukcji pyłów, gazów). Korelacja zmiennych objaśnianych jest wysoka, ale wynika ona z wpływu zmiennej — produkcji globalnej przemysłu. Korelacja zmiennych objaśnianych z wyłączeniem wpływu zmiennej — produkcji przemysłowej — jest statystycznie nieistotna. Ograniczenia w dostępności danych statystycznych przekrojowych dla województw Polski, danych dotyczących źródeł powstawania zanieczyszczeń według działów gospodarki narodowej, kosztów wydatkowanych na ochronę środowiska przyczyniły się także do ograniczenia analizy do analizy dwuwymiarowej funkcji regresji. W pracy przyjęta założenie niezmiennej liczby zmiennych objaśniających i niezmiennej postaci analitycznej funkcji regresji. Jest więc poniższe badanie analizą zmian struktury w węższym sensie.

Sformułowano trzy funkcje regresji o tej samej postaci liniowej, w których występuje ta sama zmienna objaśniająca — produkcja globalna przemysłu, a rolę zmiennych objaśnianych pełnią kolejno: wielkości rocznej emisji pyłów, gazów i ścieków. Przyjęto w modelach regresyjnych następujące oznaczenia zmiennych objaśnianych:

Y_1 — roczna ilość emitowanych gazów (w tonach/km²),

Y_2 — roczna ilość emitowanych pyłów (w tonach/km²),

Y_3 — roczna ilość ścieków odprowadzanych do wód powierzchniowych (w tys. m³/km²)

oraz zmiennej objaśniającej:

X_1 — roczna produkcja globalna przemysłu uspołecznionego wyrażona w cenach porównywalnych z 1971 r. (w ml. zł/km²).

Należy podkreślić, że zaproponowana procedura oparta na wielkościach emisji odpadów musi mieć wiele niedostatków, jak choćby wynikających z faktu emitowania na terytorium Polski zanieczyszczeń przez źródła zagraniczne nie uwzględniane w modelu⁶. Wydaje się jednak, że przedstawione podejście, wynikające z kompromisu między adekwatnością a dostępnością danych, może mieć znaczenie tak poznawcze, jak i praktyczne przy decyzjach podejmowanych na szczeblu centralnym. Materiału liczbowego dostarczyły dane statystyczne województw z lat 1975 - 1981 tak, że relacje zostały uzyskane metodą przekrojową⁷.

⁶ W niektórych regionach zanieczyszczenia pochodzące z zagranicy stanowią około 30%; por. J. Juda, *Wpływ pokrycia potrzeb energetycznych kraju na stan zagrożenia środowiska*, Referat na konferencję Zagadnienia modelowania rozwoju kraju ze szczególnym uwzględnieniem środowiska. Jabłonna 1980.

⁷ Dane dotyczące ilości emitowanych zanieczyszczeń oraz wielkości produkcji globalnej uzyskano z: Małego Rocznika Statystycznego Polski 1977, tabl. 30 (117) i 1981 tabl. III, Rocznika Statystycznego Polski 1976, tabl. 10 (27) i tabl. L., 1977, tabl. 13 (28), 1978, tabl. 16 (29) i tabl. II, 1979, tabl. 18 (31) i tabl. 41 (213), 1980, tabl. 19 (33) i tabl. III, 1981, tabl. 14 (28) i tabl. 19 (33), tabl. III, 1982, tabl. 12 (26), 19 (33) i tabl. III, tabl. 18 (32), Rocznika Statystycznego Województw 1977, tabl. 4 (134), 6 (136), 1978, tabl. 4 (143) i tabl. 61 (145), 1979, tabl. 4 (140) i tabl. 6 (142), 1980, tabl. 4 (148) i tabl. 18 (31).

Tabela 1

Oceny parametrów liniowej funkcji regresji wielkości emitowanych gazów względem rozmiarów produkcji przemysłowej

Lata	a_1	b_1	$D(a_1)$	$D(b_1)$	Statystyka t -Studenta
1975	1,350	2,501	0,255	3,199	5,295
1976	1,355	2,558	0,250	3,412	5,418
1977	1,359	2,221	0,256	3,711	5,310
1978	2,004	1,550	0,455	6,845	4,405
1979	2,337	-0,742	0,453	6,963	5,158
1980	2,534	-0,874	0,480	7,310	5,274
1981	2,693	-0,989	0,434	6,200	6,207

Tabela 2

Oceny parametrów liniowej funkcji regresji wielkości emitowanych pyłów względem rozmiarów produkcji przemysłowej

Lata	a_2	b_2	$D(a_2)$	$D(b_2)$	Statystyka t -Studenta
1975	1,105	1,043	0,140	1,865	7,865
1976	0,999	1,423	0,138	1,888	7,216
1977	0,918	0,592	0,130	1,888	7,050
1978	0,921	1,720	0,152	2,289	6,060
1979	0,952	0,938	0,138	2,118	6,907
1980	0,991	0,581	0,122	1,852	8,145
1981	1,152	0,299	0,146	1,943	7,887

Tabela 3

Oceny parametrów liniowej funkcji regresji wielkości wydzielanych ścieków względem wielkości produkcji przemysłowej

Lata	a_3	b_3	$D(a_3)$	$D(b_3)$	Statystyka t -Studenta
1975	3,142	17,622	0,906	11,285	3,468
1976	2,689	19,685	0,834	11,369	3,226
1977	2,614	21,057	0,865	12,548	3,021
1978	2,491	22,683	0,807	13,096	2,862
1979	2,426	21,036	0,771	11,846	3,147
1980	2,462	22,237	0,780	11,864	3,156
1981	2,745	22,139	0,894	11,856	3,080

Porównanie zawartych w tabelach 1,2,3 wartości statystyki t -Studenta z wartością krytyczną przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$ pozwala odrzucić hipotezę o nieistotności wpływu zmiennej X_1 na zmienne Y_1 , Y_2 , Y_3 . Na tej podstawie zwykle przyjmuje się, że powiązanie między zmiennymi istnieje, a miarą tego związku jest otrzymana ocena parametru α .

Powyższe obserwacje postanowiono poprzeć statystycznym badaniem, czy rzeczywiście współczynniki regresji istotnie zmieniają się w czasie. Zweryfikowano hipotezę, że współczynniki regresji w czasie nie różnią się między sobą istotnie, co oznaczałoby, że są wielkościami stałymi, wobec tego różnice $a_{i,t+1} - a_{it}$ są w przybliżeniu równe zero, $i=1, 2, 3, t=1, \dots, 6$. Posługując się testem dla wartości średniej bazującym na statystyce t-Studenta⁸ zweryfikowano trzy hipotezy ($i=1, 2, 3$) $H_0: \frac{1}{\binom{n}{2}} \sum |a_{i,t+1} - a_{it}| = 0$,

$t=1, \dots, 6$ $n=7$ wobec hipotez alternatywnych, że średnia z wartości bezwzględnych jest różna od zera. Przyjmując poziom istotności $\alpha=0,1$ i przy $\binom{n}{2} - 1 = 20$ stopniach swobody hipotezę H_0 we wszystkich trzech przypadkach należało odrzucić na korzyść hipotezy alternatywnej. Następnie za pomocą testu χ^2 opartego na oczekiwanych i zaobserwowanych seriach monotonicznych różnej długości, zwanego też testem Wallisa-Moora⁹, zweryfikowano hipotezy, że ciągi ocen parametrów $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ są losowe, tzn. nie mają trendu. W pierwszym przypadku wartość statystyki $\chi^2=7,058$, w pozostałych 5,428. Przyjmując poziom istotności $\alpha=0,1$, hipotezę zerową w trzech przypadkach należało odrzucić na korzyść hipotezy alternatywnej, która mówi, że występuje trend. Wyniki testów prowadzą do wniosku, że współczynniki regresji liniowej wykazują nieprzypadkowe zmiany i różnią się między sobą istotnie. Stosując metodę oceny wzrokowej wykresów rozrzutu punktów¹⁰ oraz biorąc pod uwagę wielkość współczynnika zbieżności φ^2 dla różnych funkcji trendu danych w postaci $\alpha = \sum_{i=0}^k \pi_i t^i$, gdzie $k=1, 2, 3$, dokonano ostatecznego wyboru postaci analitycznej modeli tendencji rozwojowej parametrów $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$. Parametry strukturalne funkcji trendu oszacowano metodą najmniejszych kwadratów.

Tabela 4

Funkcje trendu parametrów $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$

Parametr	Funkcja trendu
α_1	$\alpha_1 = 0,307t + 0,719$, $t\text{-Stud.} = 7,139$ $\varphi^2 = 0,10$,
α_2	$\alpha_2 = 0,008t^2 - 0,056t + 1,040$, $t\text{-Stud.} = 2,379$, $t\text{-Stud.} = -2,021$ $\varphi^2 = 0,39$,
α_3	$\alpha_3 = 0,012t^2 - 0,148t + 2,846$, $t\text{-Stud.} = 1,240$, $t\text{-Stud.} = -1,962$ $\varphi^2 = 0,31$,

⁸ Por. J. Greń, *Statystyka matematyczna. Modele i zadania*, Warszawa 1976, s. 59.

⁹ Por. Cz. Domański, *Statystyczne testy nieparametryczne*, Warszawa 1979, s. 77.

¹⁰ Por. St. Bartosiewicz, *Ekonometria*, Warszawa 1978, s. 68.

Do analizy zróżnicowania (przestrzennego) szkodliwości przemysłu przyjęto pewne mierniki natężenia typu:

- ilość ton pyłu/1 mln. zł globalnej produkcji przemysłowej,
- ilość ton gazu/1 mln. zł globalnej produkcji przemysłowej,
- tys. m³ ścieków/1 mln. zł globalnej produkcji przemysłowej.

Wartości mierników obliczone dla poszczególnych województw stanowią realizacje cech diagnostycznych. Syntetyczne mierniki szkodliwości przemysłu zostały obliczone na podstawie realizacji cech diagnostycznych. Najpierw w celu sprowadzenia poszczególnych cech diagnostycznych do porównywalności i uwolnienia od miana przeprowadzono ich normalizację.

Wielkość

$$w_j = \sum_{i=1}^m z_{ij}, \quad j = 1, 2, 3,$$

gdzie z_{ij} — unormowana wartość i -tej cechy diagnostycznej w j -tym obiekcie (województwie), jest syntetycznym miernikiem szkodliwego oddziaływania przemysłu j -tego obiektu (województwa). Interpretacja miernika w_j jest następująca: obiekt (województwo) charakteryzuje się tym niższą efektywnością procesów produkcyjnych przemysłu jako całości (w sensie większej szkodliwości, ze względu na emisję zanieczyszczeń), im większą wartość przyjmuje miernik. Syntetyczne mierniki posłużyły do liniowego uporządkowania województw ze względu na poziom szkodliwości przemysłu. Wartości syntetycznych mierników szkodliwości przemysłu poszczególnych województw w 1975 r. i 1981 r. znajdują się w tabelach 5 i 6. W tabelach zawarte są również rangi województw oznaczające zajmowane przez nie miejsce pod względem poziomu miernika syntetycznego.

Wykorzystując metodę dyskryminacji¹¹ dokonano pogrupowania województw charakteryzujących się podobnym poziomem szkodliwości przemysłu ze względu na zespół wyróżnionych cech. Podstawę podziału stanowiły wielkości różnic syntetycznych mierników szkodliwości (przemysłu województw sąsiadujących ze sobą w ciągu województw uporządkowanym według malejących realizacji miernika syntetycznego w_j . W wyniku przeprowadzonego podziału otrzymano 6 grup typologicznych. Niżej podany jest skład poszczególnych grup, przy czym grupy uszeregowane są począwszy od charakteryzującej się najwyższym poziomem szkodliwości przemysłu do posiadającej najniższe wartości mierników. Również w ramach poszczególnych grup województwa uporząd-

¹¹ Por. E. Nowak, *Syntetyczne mierniki plonów w niektórych krajach europejskich*, w: *Wiadomości Statystyczne* 1977, nr 10, s. 19-21 oraz E. Nowak, *Statystyczna analiza porównawcza rozwoju produkcji rolniczej w województwach*: w: *Folia Oeconomica Cracoviensia* vol. XXIII (1980) s. 159-170.

Tabela 5

Syntetyczne mierniki szkodliwości przemysłu w województwach w 1975 r.

L.p.	Województwo	Miernik	Ranga
1	stołeczne warszawskie	1,486	26
2	białkopodlaskie	0,424	43
3	białostockie	2,332	16
4	bielskie	2,677	13
5	bydgoskie	2,376	15
6	chełmskie	8,577	5
7	ciechanowskie	0,316	48
8	częstochowskie	2,826	12
9	elbląskie	1,515	25
10	gdańskie	0,920	33
11	gorzowskie	2,039	19
12	jeleniogórskie	7,101	7
13	kaliskie	0,377	46
14	katowickie	3,782	11
15	kieleckie	2,005	20
16	konińskie	22,837	1
17	koszalińskie	0,631	40
18	miejskie krakowskie	4,565	10
19	krośnieńskie	0,634	39
20	legnickie	9,135	4
21	leszczyńskie	0,117	49
22	lubelskie	1,917	22
23	łomżyńskie	0,693	37
24	miejskie łódzkie	1,004	31
25	nowosądeckie	0,792	36
26	olsztyńskie	0,855	34
27	opolskie	2,543	14
28	ostrołęckie	15,105	2
29	pilskie	0,440	42
30	piotrkowskie	1,528	24
31	płockie	1,878	23
32	poznańskie	0,830	35
33	przemyskie	1,035	30
34	radomskie	9,715	3
35	rzeszowskie	0,539	41
36	siedleckie	0,397	44
37	sieradzkie	8,499	6
38	skierniewickie	1,998	21
39	słupskie	0,640	38
40	suwalskie	1,042	29
41	szczecińskie	5,377	8
42	tarnobrzeskie	4,904	9
43	tarnowskie	2,244	17
44	toruńskie	1,311	28
45	wałbrzyskie	2,196	18
46	wrocławskie	1,355	27
47	wrocławskie	0,990	32
48	zamojskie	0,357	47
49	zielonogórskie	0,390	45

Tabela 6

Syntetyczne mierniki szkodliwości przemysłu w województwach w 1981 r.

L.p.	Województwo	Miernik	Ranga
1	stołeczne warszawskie	1,678	20
2	białkopodlaskie	0,424	44
3	białostockie	1,405	23
4	bielskie	3,813	12
5	bydgoskie	6,050	10
6	chełmskie	6,735	7
7	ciechanowskie	0,366	46
8	częstochowskie	3,024	13
9	elbląskie	1,356	26
10	gdańskie	1,078	28
11	gorzowskie	1,819	17
12	jeleniogórskie	7,653	6
13	kaliskie	0,405	45
14	katowickie	4,656	11
15	kieleckie	1,707	19
16	konińskie	24,149	1
17	koszalińskie	0,831	33
18	miejskie krakowskie	9,294	5
19	krośnieńskie	0,960	31
20	legnickie	6,108	9
21	leszczyńskie	0,219	48
22	lubelskie	1,751	18
23	łomżyńskie	1,017	29
24	miejskie łódzkie	1,005	30
25	nowosądeckie	0,812	34
26	olsztyńskie	0,697	37
27	opolskie	1,988	15
28	ostrołęckie	12,678	3
29	pilskie	0,304	47
30	piotrkowskie	1,375	24
31	płockie	2,239	14
32	poznańskie	0,624	39
33	przemyskie	0,601	40
34	radomskie	15,529	2
35	rzeszowskie	0,576	41
36	siedleckie	0,164	49
37	sieradzkie	1,575	22
38	skierniewickie	0,699	36
39	słupskie	0,629	38
40	suwalskie	0,839	32
41	szczecińskie	6,698	8
42	tarnobrzeskie	9,501	4
43	tarnowskie	1,649	21
44	toruńskie	0,772	35
45	wałbrzyskie	1,375	25
46	włocławskie	1,970	16
47	wrocławskie	1,191	27
48	zamojskie	0,535	42
49	zielonogórskie	0,465	43

kowane są według malejących realizacji syntetycznego miernika szkodliwości przemysłu. Skład poszczególnych grup jest następujący:

Klasyfikacja według stanu na 1975 r.

- grupa I: konińskie,
- grupa II: ostrołęckie,
- grupa III: radomskie, legnickie, chełmskie, sieradzkie,
- grupa IV: jeleniogórskie,
- grupa V: szczecińskie, tarnobrzeskie, krakowskie, katowickie,
- grupa VI: częstochowskie, bielskie, opolskie, bydgoskie, białostockie, tarnowskie, wałbrzyskie, gorzowskie, kieleckie, skierniewickie, lubelskie, płockie, piotrkowskie, elbląskie, warszawskie, wrocławskie, toruńskie, suwalskie, przemyskie, łódzkie, wrocławskie, gdańskie, olsztyńskie, poznańskie, nowosądeckie, łomżyńskie, słupeckie, krośnieńskie, koszalińskie, rzeszowskie, pilskie, białkopodlaskie, siedleckie, zielonogórskie, kaliskie, zamojskie, ciechanowskie, leszczyńskie.

Klasyfikacja według stanu na 1981 r.

- grupa I: konińskie,
- grupa II: radomskie,
- grupa III: ostrołęckie,
- grupa IV: tarnobrzeskie, krakowskie,
- grupa V: jeleniogórskie, chełmskie, szczecińskie, legnickie, bydgoskie,
- grupa VI: katowickie, bielskie, częstochowskie, płockie, opolskie, wrocławskie, gorzowskie, lubelskie, kieleckie, warszawskie, tarnowskie, sieradzkie, białostockie, piotrkowskie, wałbrzyskie, elbląskie, wrocławskie, gdańskie, łomżyńskie, łódzkie, krośnieńskie, suwalskie, koszalińskie, nowosądeckie, toruńskie, skierniewickie, olsztyńskie, słupeckie, poznańskie, przemyskie, rzeszowskie, zamojskie, zielonogórskie, białkopodlaskie, kaliskie, ciechanowskie, pilskie, leszczyńskie, siedleckie.

W skład poszczególnych grup typologicznych wchodzi różna liczba województw. Pierwsze grupy zarówno w klasyfikacji według stanu na 1975 r. jak i 1981 r. są grupami jednoelementowymi. Charakterystyczne jest, że pierwsze miejsce w obydwu klasyfikacjach zajmuje województwo konińskie. Wiąże się to z dużą ilością ścieków, wynikłych z zachwiania równowagi ekologicznej i obniżenia poziomu wód powierzchniowych w związku z górnictwem odkrywkowym węgla brunatnego. Podobne problemy występują w województwie jeleniogórskim. Wysoką pozycję województwa legnickiego należy tłumaczyć górnictwem rud i hutnictwem miedzi. Najwyższymi wartościami mierników szkodliwości przemysłu cechują się województwa uprzemysłowione po II wojnie światowej (konińskie, ostrołęckie, chełmskie) o przeważającej jednorodnej strukturze produkcji. Na wysokich pozycjach uplasowały się wojewódz-

twa reprezentujące ośrodki przemysłu cementowego (radomskie, chełmskie, sieradzkie, szczecińskie, bydgoskie) oraz (przemysłu celulozowo-papierniczego (ostrołęckie, bydgoskie). Najliczniejsza zarówno w klasyfikacji według stanu na 1975 r. jak i 1981 r. jest grupa VI. W skład tej grupy wchodzi województwa posiadające duże stare aglomeracje przemysłowe jak i województwa o nikłym rozwoju przemysłu, typowo rolnicze. Województwa o różnorodnej strukturze produkcji przemysłowej zajęły środkowe pozycje w klasyfikacji. Najniższe miejsca ze względu na wartości miernika szkodliwości produkcji przemysłowej osiągnęły województwa niskouprzemysłowane rozwijające drobną wytwórczość, przemysł spożywczy oraz województwa, w których dominuje rolnictwo.

RELATIONS OF INDUSTRIAL PRODUCTION AND ENVIRONMENTAL POLLUTION

(An attempt to establish time variability of spatial relation in the years 1975-1981)

Summary

The study attempts at statistical verification of a hypothesis that considerable amounts of pollution destroying geographical environment are present in the districts of a high value of industrial production per sq. km. Statistical information for the system of districts in the years 1976-1981 was used to verify the hypothesis, it served to assess three functions of linear regression in which the same describing variable is present, the gross industrial production, a role of describing variables is played in turn by values of annual emission of dusts, gases and wastes.

A conclusion of diminishing effectiveness of production processes from the ecological point of view is formulated in consequence of the assessments. Industrial production generates year by year more and more dusts, gases and wastes polluting natural environment, what is causing serious hazards for human life. Grouping of voivodeships characterized by similar level of industrial pollution is accomplished by using the — so called — Wrocław method of taxonomy.