# STATYSTYCZNA ANALIZA STRUKTURALNA W BADANIACH ZATRUDNIENIA

Gospodarka narodowa kraju traktowana jako całość stanowi przedmiot analizy o bardzo wysokim stopniu agregacji. Istniejące prawidłowości rozwojowe poszczególnych elementów systemu gospodarczego i ich zróżnicowanie przestrzenne mogą zostać w takim ujęciu niewłaściwie uwypuklone, zniwelowane lub nawet całkowicie niezauważone. Dlatego też konieczne jest równoległe prowadzenie badań nad procesami rozwoju poszczególnych składowych całej gospodarki kraju. Prace nad zagadnieniami rozwoju nieodłącznie związane są więc z analizą zmian strukturalnych, jakie podczas tego procesu zachodzą. Klasyczna, tradycyjna analiza tych zmian opierająca się na współczynnikach struktur umożliwia obserwację wielkości i kierunków zmian strukturalnych. Nie pozwala jednak na precyzyjne i całościowe ujęcie procesu zachodzącego w określonym przedziale czasu. Porównując złożone struktury nie da się jednocześnie określić, czy stopień natężenia przemian strukturalnych ma charakter stały, czy zmienny. Z pewnym przybliżeniem można takiej oceny dokonać w przypadku struktur składających się z niewielu, tzn. 2 - 3 elementów. Nie jest to jednak możliwe, gdy składają się one z większej liczby elementów. Zachodzi więc potrzeba stosowania określonych miar dających syntetyczną i precyzyjną informację o natężeniu i charakterze zmian strukturalnych. Jedną z miar pozwalających na uzyskanie takich informacji jest wskaźnik postaci[1]:

$$v_{t,t+\Delta t}=\frac{\sum_{i=1}^{k}|\alpha_{i,t}-\alpha_{i,t+\Delta t}|}{2},$$

gdzie

$$\alpha_{i,t}=\frac{a_{i,t}}{\sum_{i=1}^{k}a_{i,t}},$$

tzn., że określoną strukturę tworzy $k$ części składowych ($i=1,2,\ldots,k$). Zmiany tej struktury badane są w $n$ jednostkach czasowych ($t=1,2,\ldots,n$).

$$0\leqslant\alpha_{i,t}\leqslant 1, \quad \sum_{i=1}^{k}\alpha_{i,t}=1$$

[1] **K. Kukuła**, Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 89, Kraków 1989, s. 296.

Dla każdego $t$ ($t \in \langle 1, n \rangle$) znany jest wektor $S_t$ charakteryzujący stan struktury w okresie $t$:

$$S_t = \begin{bmatrix} 1, & t \\ 2, & t \\ \vdots & \\ k, & t \end{bmatrix}.$$

Wartości miary $v_{t,t+\Delta t}$ zawarte są w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$. Wielkości bliskie 0 świadczą o znikomych różnicach struktury, jakie zaszły pomiędzy momentem $t$ i $t+\Delta t$. Im bardziej odbiegają one od 0, tym większe nastąpiły zmiany.

Prezentowana miara została wybrana spośród innych miar stopnia zmian strukturalnych, ze względu na następujące właściwości[2]:

1. spełnia wszystkie postulaty stawiane miarom zróżnicowania struktur,
2. liniowy charakter jej zmian nie zniekształca obrazu przemian badanej struktury,
3. stwarza możliwość przedstawienia jej wartości w skali procentowej,
4. ma prostą konstrukcję i jest łatwa w interpretacji,
5. można ją wykorzystać w analizie oceny stabilności kierunku zmian strukturalnych.

Stosując przedstawioną powyżej metodę, należy rozważyć jej przydatność w dwóch szczególnych przypadkach:

1) gdy $t=1$,
2) gdy $t>1$[3].

Szczegółową informację o procesie zmian strukturalnych uzyskujemy tylko w pierwszym przypadku, tj. gdy $t=1$. Jeżeli natomiast przyjmiemy, że $t>1$, przedstawiona miara informuje nas tylko o zmianie struktury w okresie $t, t+\Delta t$, a nie o przebiegu procesu prowadzącego od struktury $t$ do struktury $t+\Delta t$. W szczególnym przypadku może wówczas zaistnieć sytuacja, że $v_{t,t+\Delta t}=0$, co wskazywałoby na brak zmian strukturalnych w tym okresie. W rzeczywistości w kolejnych momentach mogły następować zmiany strukturalne, nie uchwycone jednak przez zastosowany wskaźnik.

Pomiar stopnia zmian strukturalnych można uzupełnić o estymację stopnia zachowania kierunku ewoluowania rozpatrywanej struktury. W takim wypadku uzyskujemy odpowiedź na dwa pytania:

1) jak silne są zmiany strukturalne w poszczególnych okresach? (miara $v_{t,t+\Delta t}$),
2) w jakim stopniu struktura ewoluując, zachowuje stały kierunek zmian?[4]

[2] Szeroki przegląd miar stopnia zmian strukturalnych można znaleźć m. in. w pracach: **K. Kukuła**, Przegląd wybranych miar zgodności struktur. Przegląd Statystyczny 1986, z. 4, s. 385 - 401; **J. Rutkowski**, Podobieństwo struktur i zmiany strukturalne. Wiadomości Statystyczne, 1981, z. 8, s. 20 - 23; **B. Wyżnikiewicz**, Zmiany strukturalne w gospodarce. Prawidłowości i ograniczenia, PWE, Warszawa 1987, ss. 139.

[3] **K, Kukuła**, Propozycja w zakresie pewnych miar dynamiki struktury. Przegląd Statystyczny 1975, z. 3, s. 11 - 19.

[4] **K. Kukuła**, Statystyczna analiza strukturalna w badaniach społeczno-ekonomicznych, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, nr 277, Kraków 1988, s. 5 - 25.

Następująca formuła pozwala na wprowadzenie elementu monotoniczności do procedury badań dynamiki struktur:

$$\eta_n = \frac{v_{m0}}{\sum_{t=1}^{m} v_{t,t+1}} \qquad (m = 1, 2, \ldots, n).$$

Wielkość miary monotoniczności, czyli stabilności kierunku zmian odpowiada na pytanie, czy ewolucja badanej struktury przejawia tendencję do zachowania stałego kursu zmian, czy osiągnięta struktura jest wynikiem przypadkowych wahań udziałów poszczególnych składowych, które nie prowadziły lub prowadziły w bardzo słabym stopniu do konsekwentnych zmian w stosunku do okresu początkowego. Wartość miary $\eta_m$, podobnie jak wartości wskaźnika $v_{t,t+\Delta t}$ zawarta jest w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$. Gdy $\eta_m$ zbliża się do zera, oznacza to, że zmiany poszczególnych elementów struktury nie zachowują stałego kierunku. Gdy $\eta_m = 1$, udziały wszystkich składowych tworzą ciągi monotoniczne. Wyznaczone, oprócz wartości miar natężenia zmian strukturalnych, miary monotoniczności tych zmian, dają istotne efekty interpretacyjne w zakresie badania dynamiki struktur.

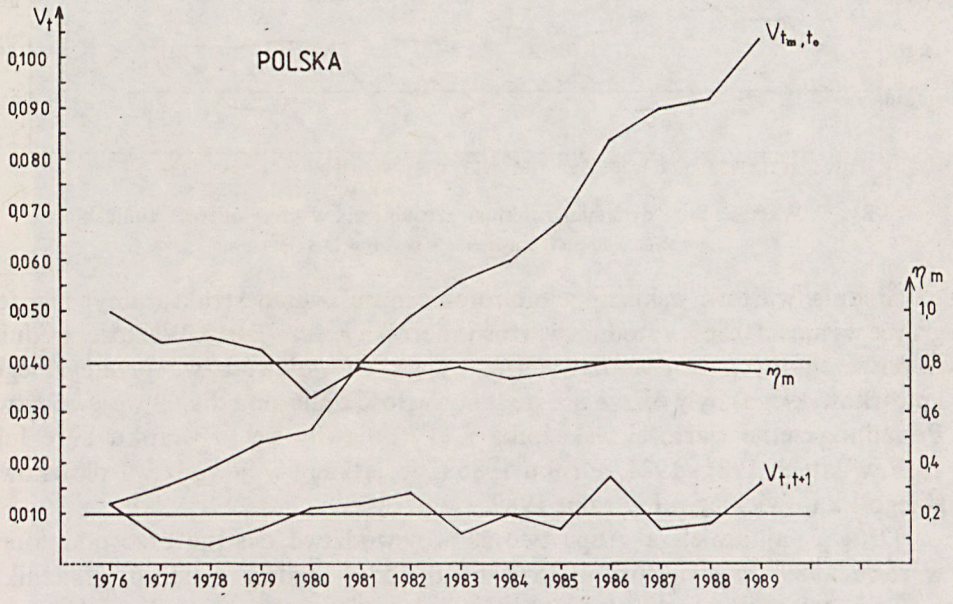
Prezentowana praca przedstawia wyniki analizy jednego z ważniejszych procesów rozwojowych, procesu zmian strukturalnych zatrudnienia. Badania przeprowadzone zostały na 3 poziomach, tzn. dla całego kraju, poszczególnych województw oraz miasta Poznania dla okresu 1975 - 1989. Strukturę zatrudnienia tworzy 15 działów gospodarki, a mianowicie: przemysł, budownictwo, rolnictwo, leśnictwo, transport i łączność, handel, pozostałe działy gospodarki materiałowej, gospodarka komunalna, niematerialne działy gospodarki komunalnej i gospodarka mieszkaniowa, nauka i technika, oświata, kultura i sztuka, ochrona zdrowia, kultura fizyczna, pozostałe działy gospodarki.

Wartości natężenia zmian strukturalnych oraz stabilności kierunku tych zmian dla Polski w okresie 1975 - 1989 były następujące:

| Rok | $v_{t,t+1}$ | $v_{t,t_0}$ | $\eta_m$ |
|---|---|---|---|
| 1975 | – | – | – |
| 1976 | 0,012 | 0,012 | 1,000 |
| 1977 | 0,005 | 0,015 | 0,882 |
| 1978 | 0,004 | 0,019 | 0,905 |
| 1975 | 0,007 | 0,024 | 0,857 |
| 1980 | 0,011 | 0,026 | 0,667 |
| 1981 | 0,012 | 0,040 | 0,784 |
| 1982 | 0,014 | 0,049 | 0,754 |
| 1983 | 0,006 | 0,056 | 0,789 |
| 1984 | 0,010 | 0,060 | 0,741 |
| 1985 | 0,007 | 0,068 | 0,773 |
| 1986 | 0,017 | 0,084 | 0,800 |
| 1987 | 0,007 | 0,090 | 0,803 |
| 1988 | 0,008 | 0,092 | 0,767 |
| 1989 | 0,016 | 0,104 | 0,765 |
| wartość średnia | 0,010 | – | 0,791 |

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych zawartych w Rocznikach Statystycznych oraz Rocznikach Statystycznych Województw dla okresu 1975 - 1989.

Średnia wartość natężenia zmian strukturalnych w Polsce dla okresu 1975 - 1989 wynosiła 0,010 (1%). Dosyć wysoka okazała się natomiast średnia wartość wskaźnika monotoniczności zmian strukturalnych, która dla badanego okresu wynosiła 0,791. Stosunkowo małe zmiany struktury zachodzące co roku, lecz jednocześnie względnie konsekwentnie utrzymywany kierunek tych zmian doprowadziły do zmiany struktury zatrudnienia w 1975 r. o 10,4% ($v_{89,75} = 0{,}104$). Zmiany większe od przeciętnej zmiany struktury wystąpiły w 1976 r., w latach 1980 - 1982, w 1986 r. i 1989 r. (rys. 1). Nawiązując do teorii samoorganizacji przestrzennej, wydzielone podokresy charakteryzowałaby pewna liczba słabszych wahań (zmian struktury) kończąca się zmianą silniejszą, ponad przeciętną, w wyraźniejszym stopniu – przy wysokiej monotoniczności zmian – oddalającą strukturę od struktury wyjściowej[5]. Ponadprzeciętne natężenie zmiany struktury przyjmujemy więc jako kryterium periodyzacji badanego okresu.




Rys. 1. Wartości miar dynamiki struktury zatrudnienia w Polsce w okresie 1975 - 1989

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z Roczników Statystycznych i Roczników Statystycznych Województw dla okresu 1975 - 1989.

Analiza wartości wskaźników zmian strukturalnych w ujęciu regionalnym pozwoliła zaklasyfikować każde z 49 województw do jednej z trzech grup:

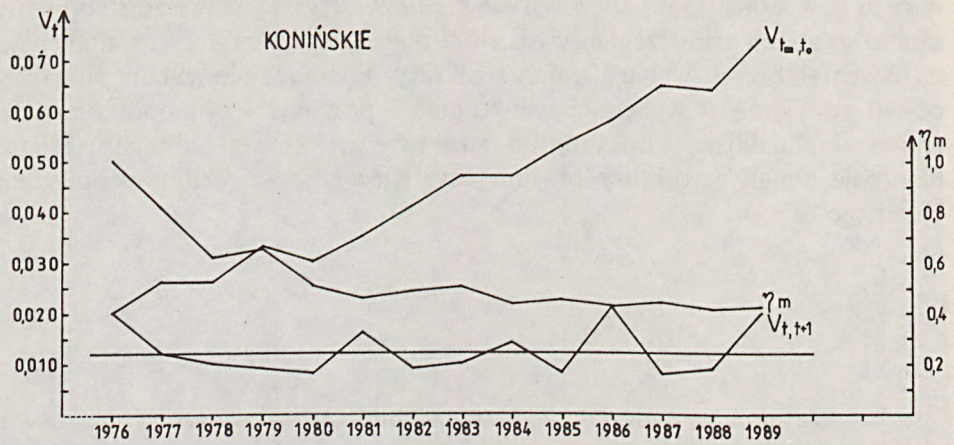
1. Grupa województw, których struktura w 1989 r. nie różniła się więcej niż o 10% w stosunku do struktury wyjściowej, tzn. struktury roku 1975.

2. Grupa województw, których struktura różniła się o 10 - 15% od struktury wyjściowej.

[5] Teoria samoorganizacji przestrzennej przedstawiona jest w pracy **R. Domański**, Przestrzenna organizacja rozwoju regionalnego. Studia KPZK, t. XCIII, PWE, Warszawa 1987, s. 159.

3. Grupa województw o strukturze różniącej się w 1989 r. o więcej niż 15% od struktury roku 1975.

Uporządkowane według wzrastającej wielkości wskaźnika $v_{89,75}$, w pierwszej grupie znalazły się następujące województwa: konińskie (7,4), rzeszowskie (8,3), koszalińskie (8,8), katowickie (8,9), szczecińskie (9,0), przemyskie (9,1), stołeczne warszawskie (9,4), piotrkowskie (9,5), lubelskie (9,7), olsztyńskie (9,8) i opolskie (9,9)[6] (rys. 2).




Rys. 2. Wartości miar dynamiki struktury zatrudnienia w województwie konińskim
Źródło: Roczniki Statystyczne Województw 1975-1989.

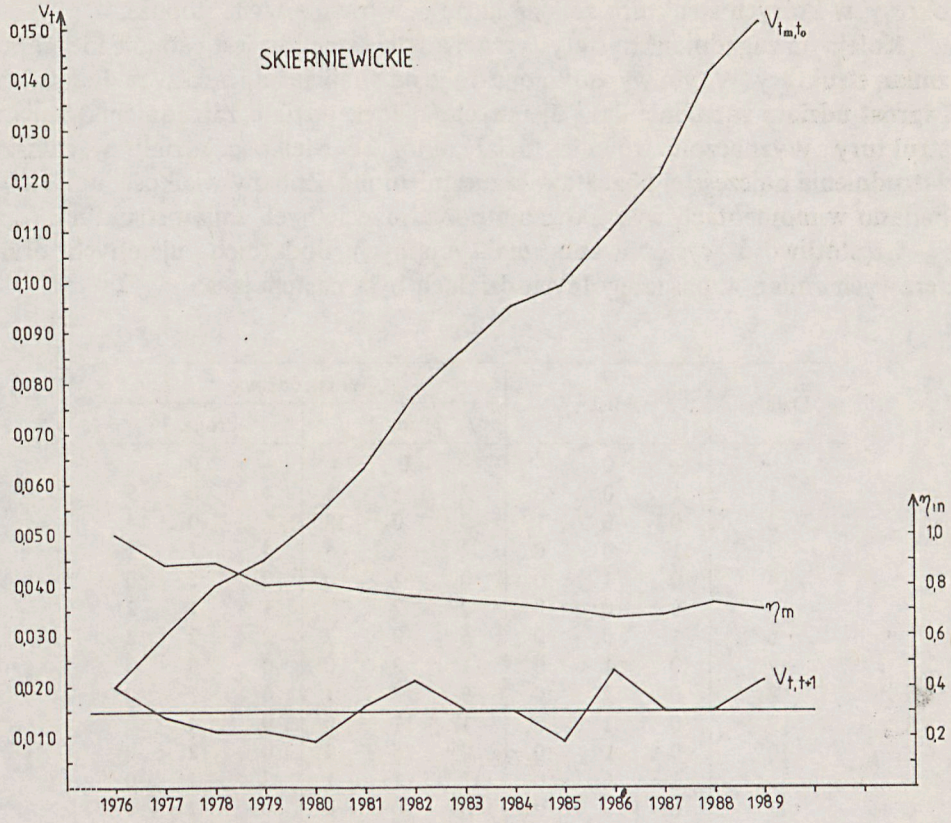
Średnia wartość wskaźnika monotoniczności zmian strukturalnych w tej grupie wyniosła 0,569, a średnia wartość miernika $v_{t,t+1}$ -0,013. Wartości średnie w poszczególnych województwach (z wyjątkiem województwa przemyskiego i piotrkowskiego) były niższe niż średnia wartość obliczona dla 49 województw. Ponadprzeciętne wartości wskaźnika $v_{t,t+1}$ pojawiły się tu w roku 1976 lub 1977, w latach 1981-1984, w roku 1986 (z wyjątkiem województwa piotrkowskiego i katowickiego) i w roku 1989.

Drugą, najliczniejszą grupę tworzą województwa o strukturze oddalonej w roku 1989 od struktury 1975 r. o 10-15%. Średnia wartość wskaźnika $v_{t,t+1}$ w tej grupie jest zróżnicowana, tzn. mniejsza, równa lub większa od średniej dla 49 województw. Wraz ze wzrostem wartości $v_{89,75}$ wzrasta tu wyraźnie średnia wartość wskaźnika monotoniczności kierunku zmian strukturalnych. W grupie województw, w których wartość wskaźnika $v_{89,75}$ wynosiła 10-12%, $\eta_m$ wyniosła 0,632. W województwach, które w badanym okresie zmieniły strukturę zatrudnienia o 12-14%, $\eta_m$ osiągnęła wartość 0,656.

Trzecią grupą utworzyło 5 województw, a mianowicie: skierniewickie (15,1%), chełmskie (15,4%), bielskie (15,0%), białskopodlaskie (15,0%) i tarnowskie (15,6%). Średnia wartość natężenia zmian strukturalnych w okresie 1975-1989 w tych województwach była większa od wartości średniej dla

[6] W nawiasach podano procentowe wartości wskaźnika $v_{89,75}$.

49 województw i wyniosła 0,015. Przeciętna wartość wskaźnika monotoniczności zmian strukturalnych wyniosła 0,696. Ponadprzeciętne zmiany struktury zatrudnienia w wyżej wymienionych województwach występowały w tych samych momentach, w których występowały w całej Polsce (rys. 3).




Rys. 3. Wartości miary dynamiki struktury zatrudnienia w województwie skierniewickim w okresie 1975 - 1989

Źródło: Jak na rys. 2.

Proces zmian struktury zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej w Polsce w latach 1975 - 1989 charakteryzowały następujące cechy:

1. Natężenie zmian struktury zatrudnienia w badanym okresie we wszystkich regionach nie było szczególnie duże; średnia wartość wskaźnika natężenia tych zmian wyniosła 0,014;

2. zróżnicowanie oddalenia struktury końcowej (1989 r.) od struktury wyjściowej (1975 r.) wynosiło od 7,4% w województwie konińskim do 15,6% w województwie tarnowskim:

3. monotoniczność kierunku zmian struktury zatrudnienia jest wyraźnie zróżnicowana i wynosi od 0,478 (wartość średnia w woj. przemyskim) do 0,825 w woj. kieleckim; widoczna jest wyraźna dodatnia zależność między stabilnością

kierunku zmian i stopniem oddalenia struktury końcowej od struktury roku 1975;

4. ponadprzeciętne natężenie zmiany struktury natężenia występuje, generalnie rzecz biorąc, w tych samych momentach w całym kraju, tj. w latach 1976, 1982 (1981 - 1983), 1986 i 1989; momenty ponadprzeciętnych zmian wyznaczają okresy, w których struktura zmieniała się w wyraźniejszym stopniu.

Kolejnym zagadnieniem statystycznej analizy struktur jest badanie kierunku zmian struktury. W tym wypadku oparto je na analizie największych dodatnich (wzrost udziału zatrudnienia) i ujemnych (spadek udziału zatrudnienia) zmian struktury. Wyznaczono również działy, których wielkość udziału w całości zatrudnienia najczęściej pozostawała niezmieniona. Zmiany wielkości udziałów badano w momentach występowania ponadprzeciętnych zmian struktury.

Częstotliwość występowania maksymalnych dodatnich, ujemnych oraz zerowych zmian w poszczególnych działach była następująca:

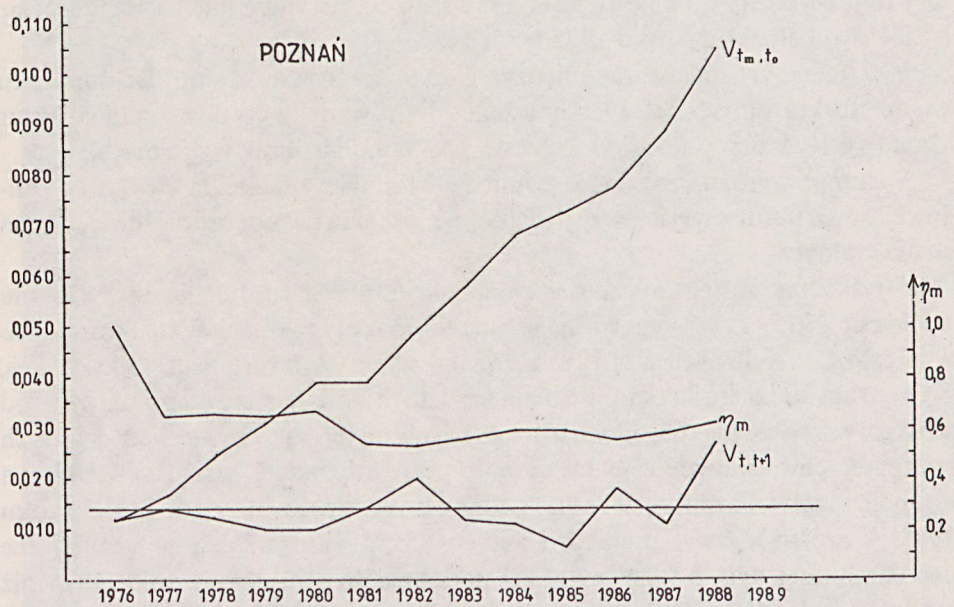
| Działy | Polska | | | Województwa | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | grupa 1 | | | grupa 3 | | |
| | + | 0 | − | + | 0 | − | + | 0 | − |
| 1 | 1 | 0 | 3 | 3 | 1 | 8 | 4 | 0 | 9 |
| 2 | 0 | 0 | 1 | 2 | 0 | 18 | 1 | 0 | 4 |
| 3 | 1 | 0 | 0 | 4 | 5 | 5 | 4 | 1 | 1 |
| 4 | 0 | 1 | 0 | 0 | 7 | 0 | 0 | 5 | 0 |
| 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | 3 | 1 | 1 | 2 |
| 6 | 1 | 0 | 0 | 6 | 3 | 2 | 2 | 2 | 2 |
| 7 | 0 | 1 | 0 | 1 | 3 | 0 | 0 | 6 | 0 |
| 8 | 0 | 2 | 0 | 0 | 7 | 1 | 0 | 1 | 0 |
| 9 | 0 | 1 | 0 | 1 | 11 | 0 | 0 | 4 | 0 |
| 10 | 0 | 1 | 0 | 0 | 15 | 0 | 0 | 12 | 0 |
| 11 | 2 | 1 | 0 | 11 | 1 | 1 | 2 | 1 | 0 |
| 12 | 0 | 1 | 0 | 0 | 10 | 0 | 0 | 7 | 0 |
| 13 | 0 | 0 | 0 | 12 | 1 | 0 | 7 | 0 | 3 |
| 14 | 0 | 0 | 0 | 0 | 8 | 0 | 0 | 8 | 0 |
| 15 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4 | 3 | 0 | 3 | 1 |

+: maksymalne dodatnie zmiany, −: maksymalne ujemne zmiany, 0: brak zmiany udziału.

Tak jak przewidywano, najczęściej największy spadek udziału zatrudnienia pojawiał się w przemyśle i w budownictwie. Budownictwo reagowało najsilniej w województwach o mniejszych zmianach całej struktury, a przemysł w grupie województw, w których wskaźnik $v_{89,75}$ osiągnął największe wartości. W obydwu grupach natomiast największy wzrost udziału notowano najczęściej w dziale ochrony zdrowia i opieki społecznej. Najbardziej stabilnymi, tzn. nie zmieniającymi wielkości udziału, okazały się: gospodarka mieszkaniowa, nauka i technika oraz kultura fizyczna[7].

[7] Stabilność oznacza, że tempo wzrostu zatrudnienia w danym dziale równe jest dynamice wzrostu zatrudnienia ogółem.

Restrukturyzacja zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej w mieście Poznaniu charakteryzowała się niską stabilnością kierunku zmian. Średnia wartość wskaźnika monotoniczności zmian strukturalnych $\eta_m$ w okresie 1975-1988 wyniosła tylko 0,558. Zmiany nie prowadzące konsekwentnie w jednym kierunku zmieniły jednak strukturę wyjściową w ciągu 14 lat o 11%. Średnia wartość zmian wskaźnika zmian struktury zatrudnienia wyniosła 0,014, co jest taką samą wartością, jaką uzyskano dla 49 województw. Ponadprzeciętne zmiany struktury pozwoliły w latach 1975-1988 wyróżnić trzy podokresy (rys. 4). Pierwszy obejmował okres 1975-1982 (nie zaznaczyła się tu, tak jak w przypadku większości województw, ponadprzeciętna zmiana około roku 1976). Działem o największym spadku udziału zatrudnienia w tym przedziale czasu był przemysł, a działem, który osiągnął największy przyrost – oświata i wychowanie. Kolejne dwa podokresy to lata 1983-1986 i 1987-1988. W obu przypadkach największe ujemne zmiany udziału pojawiły się w przemyśle, a dodatnie w działach określonych jako pozostałe. Przebieg procesu zmian struktury zatrudnienia w Poznaniu generalnie nie odbiegał więc od procesów restrukturyzacji zatrudnienia w Polsce i w poszczególnych województwach. Różnice, które dają się jednak zauważyć, to:




Rys. 4. Wartości miar dynamiki struktury zatrudnienia w Poznaniu w okresie 1975-1988

Źródło: Roczniki Statystyczne województwa poznańskiego dla okresu 1975-1988.

1) stosunkowo słaba stabilność kierunku zmian strukturalnych wskazująca na dosyć chaotyczny przebieg przeobrażeń; są tu działy, w których zmiany udziału zatrudnienia kilkakrotnie przybierają inny kierunek, np. budownictwo, handel, gospodarka komunalna czy nauka i technika; działy, w których nie

wystąpiły prawie żadne zmiany np. leśnictwo, kultura i sztuka oraz działy, których wskaźniki udziału zatrudnienia tworzą monotoniczny ciąg roznący np. ochrona zdrowia lub prawie idealnie monotoniczny ciąg malejący, jaki wystąpił w przypadku przemysłu;

2) ponadprzeciętna zmiana struktury w roku 1988 (w ujęciu wojewódzkim wystąpiła ona dopiero w roku 1989);

3) największy wzrost udziału zatrudnienia w tzw. działach pozostałych, do których należą m.in. pozostałe działy gospodarki materiałowej, finanse i ubezpieczenia, administracja państwowa, wymiar sprawiedliwości i obrona narodowa.

Natężenie, stabilność oraz kierunek zmian struktury zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej w okresie 1975-1989 można scharakteryzować w następujący sposób:

– natężenie corocznych zmian struktury zatrudnienia w Polsce wynosiło średnio 1%, tzn. że struktura ta zmieniała się stosunkowo wolno,

– wysoka monotoniczność restrukturyzacji w skali kraju, $\eta_m = 0{,}791$, przy wspomnianym powyżej stsounkowo słabym natężeniu corocznych zmian struktury doprowadziła do powstania w 1989 r. struktury zatrudnienia różniącej się o 10,4% od struktury roku 1975,

– wyraźne zróżnicowanie międzyregionalne zarówno stabilności kierunku zmian strukturalnych, jak i ich natężenia doprowadziły do powstania struktur końcowych różniących się od 7,4% do 15,6% od struktur wyjściowych,

– istnieje wyraźna zależność pomiędzy stopniem oddalenia struktury końcowej od struktury wyjściowej i wielkością wskaźnika monotoniczności zmian strukturalnych,

– wskaźnik monotoniczności zmian struktury zatrudnienia w Poznaniu w okresie 1975-1988 wynosił 0,558, a średnie natężenie zmian strukturalnych wyniosło 1,4%. Struktura w 1988 r. różniła się od struktury roku 1975 o 11%,

– struktura zatrudnienia w kolejnych latach oddalała się coraz bardziej od struktury wyjściowej. Ciągi wartości wskaźników $v_{t,t_0}$ są prawie we wszystkich przypadkach rosnącymi ciągami monotonicznymi. Spadek wartości wskaźnika $v_{t,t_0}$ pojawiał się niezmiernie rzadko i tylko raz przekroczył wartość 1%[8]. W roku 1983 w województwie piotrkowskim struktura zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej była o 3,2% bardziej podobna do struktury z roku 1975 niż struktura roku 1982. Podobny stopień oddalenia od struktury wyjściowej, jak w roku 1982, został osiągnięty dopiero w roku 1989[9]. W poszczególnych przypadkach maksymalna wartość spadku wielkości wskaźnika $v_{t,t_0}$ w stosunku do $v_{t-1,t_0}$ wyniosła 0,9%.

[8] Wartości mniejsze od 1% można uznać za wielkość mieszczącą się w granicach błędu.

[9] Podobny stopień oddalenia nie musi oznaczać podobnej struktury. Stosowany wskaźnik bowiem nie uwzględnia kierunku zmian udziałów poszczególnych elementów struktury.

## STATISTICAL STRUCTURAL ANALYSIS IN STUDIES OF EMPLOYMENT

**Summary**

As the country's economy is a subject of analyses of a high degree of aggregation, it is essential to carry out parallel research of the growth process of its particular components. For such studies methods of statistical structural analysis can be useful. By means of a formula:

$$v_{t,t+\Delta t}=\frac{\sum_{i=1}^{k}(\alpha_{i,t}-\alpha_{i,t+\Delta t})}{2}$$

which determines the degree of intensity of structural changes, changes in the structure of employment in the state-run economy, according to the national economy sectors in the period 1975 - 1989 are characterised. Research embraces Poland as a whole, particular voivodships, and the city of Poznań. Assuming that $t=1$ the intensity of structural changes in subsequent years is determined which makes it possible to find moments when these changes exceed average values. Changes of structure higher than average are treated as a criterion for division into periods. Using the indicator of intensity of structural changes $v_{t,t+\Delta t}$, stability of structural changes direction is evaluated, calculating for all the studied objects indicator

$$\eta_m=\frac{v_{m,0}}{\sum_{t=1}^{m} v_{t,t+1}}.$$

The volume of monotonicity measure explains whether the evolution of the studied structure shows a tendency to maintain a permanent course of changes, or whether the obtained structure results from random fluctuations of shares of particular components which did not lead (or led to a small extent) to consistent changes as compared with the initial period.

High monotonicity of employment restructurisation at the level of the country and in particular voivodships, with relatively weak intensity of annual changes of the structure led to creation in 1989 of a structure of employment different from the initial one by 10%, and at the voivodship level from 7,4% - 15,6%. In Poznań the structure of employment, apart from very few exceptions, was more and more different from the initial structure i.e. the one from 1975, at the level of the country, voivodships and the city of Poznań.