

# Rafał Czyżycki, Rafał Klóska

---

## Ewolucja struktury podmiotowej rynku w Polsce

---

Ekonomiczne Problemy Usług nr 73, 311-320

---

2011

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej [bazhum.muzhp.pl](http://bazhum.muzhp.pl), gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach  
dozwolonego użytku.

dr RAFAŁ CZYŻYCKI  
dr RAFAŁ KLÓSKA  
Uniwersytet Szczeciński

## EWOLUCJA STRUKTURY PODMIOTOWEJ RYNKU W POLSCE

### Streszczenie

Celem artykułu jest statystyczna analiza zmian liczby przedsiębiorstw ogółem w Polsce w latach 1995–2009 oraz opis zaobserwowanych zmian w strukturze podmiotowej rynku. Przy zastosowaniu odpowiednich metod ilościowych podjęto próbę oceny stopnia ewolucji procentowego udziału przedsiębiorstw prowadzących działalność według poszczególnych sekcji PKD w ogólnej liczbie podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych w systemie REGON. Dodatkowo zaproponowano model prognostyczny celem otrzymania krótkoterminowej prognozy liczby firm ogółem w Polsce – na koniec 2011 roku.

### Wstęp

Tematem rozważań wielu ekonomistów i polityków jest często rozwój przedsiębiorczości w Polsce, a rosnące zainteresowanie tym zagadnieniem wpływa w głównej mierze z roli, jaką firmy odgrywają w prawidłowo działającej gospodarce. Zainteresowania naukowe i pasje badawcze autorów związane z praktycznym zastosowaniem metod ilościowych w procesach analiz, diagnoz i prognoz zjawisk społeczno-gospodarczych skłoniły do ostatecznego wyboru tematu. Przedmiotem rozważań w niniejszym artykule jest statystyczna analiza zmian liczby podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych w systemie REGON oraz charakterystyka zaobserwowanych zmian w strukturze podmiotowej rynku w Polsce.

### Uwagi metodyczne

Pod pojęciem struktura podmiotowa rynku w Polsce autorzy rozumieją udział liczby przedsiębiorstw poszczególnych sekcji PKD (oznaczonych symbolami PKD: A, B, C, D, E, F, G, H, I, J, K, L, M, N, O, P i Q) w ogólnej liczbie podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych w systemie REGON. W badaniach ekono-

micznych często spotyka się problem porównywania struktur w ujęciu dynamicznym. Z uwagi na fakt, że analiza dynamiki struktur ma dostarczyć informacji na temat stopnia zmian struktury danego obiektu w czasie, autorzy podjęli próbę opisu i oceny zmian struktury podmiotowej rynku w Polsce na przestrzeni lat 1995–2009. Mimo że obecnie znanych jest wiele miar badania zgodności struktur, to należy jednak pamiętać, że dokonując wyboru odpowiedniego miernika, wskaźnika czy też metody badawczej do każdego przypadku porównywania struktur winno się podchodzić indywidualnie<sup>1</sup>.

Chcąc porównać zróżnicowanie struktury zbudowanej z  $k$  składowych (17 sekcji PKD) w kolejnych momentach czasu  $t$  (w latach 1995–2009), zbudowano następującą macierz informacji:

$$[\alpha_{it}] = \begin{bmatrix} \alpha_{10} & \alpha_{11} & \dots & \alpha_{1n} \\ \alpha_{20} & \alpha_{21} & \dots & \alpha_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \alpha_{k0} & \alpha_{k1} & \dots & \alpha_{kn} \end{bmatrix} \quad \text{dla } \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, k \\ t = 0, 1, \dots, n \end{matrix}$$

Poszczególne elementy macierzy  $[\alpha_{it}]$  określają udziały  $i$ -tego składnika struktury w ogólnej masie badanej struktury momentu  $t$ , przy czym:

$$0 \leq \alpha_{it} \leq 1 \quad \text{oraz} \quad \sum_{i=1}^k \alpha_{it} = 1$$

Zdaniem K. Kukuli: „idea pomiaru stopnia struktury w czasie sprowadza się do porównania dwóch wektorów reprezentujących tę strukturę w okresach  $t$  oraz  $t + \tau$ ”

$$S_t = \begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \vdots \\ \alpha_{kt} \end{bmatrix} \quad i \quad S_{t+\tau} = \begin{bmatrix} \alpha_{1(t+\tau)} \\ \alpha_{2(t+\tau)} \\ \vdots \\ \alpha_{k(t+\tau)} \end{bmatrix}^2.$$

<sup>1</sup> Bardzo ciekawe zestawienie takich miar zaproponował K. Kukula. Autor podzielił je na dwie grupy: miary stosunkowo rzadko stosowane w praktyce ze względu na swoje dość specyficzne własności (m.in. współczynnik dywergencji Clarka, metryka „Canberra”, współczynnik Braya-Curtisa, miara odległości Jeffreys’a i Matusita) oraz miary najczęściej spotykane zarówno w opracowaniach teoretycznych, jak i empirycznych. Zdaniem K. Kukuli, te ostatnie wykazują „relatywnie większą zbieżność w ocenie stopnia dywersyfikacji badanej struktury” w porównaniu z miarami z pierwszej grupy, chociaż mimo to „wskazanie miary zgodności struktur o jednoznacznie najlepszych własnościach stanowi niezwykle trudne zadanie”. Za: K. Kukula, *Przegląd wybranych miar zgodności struktur*, „Przegląd Statystyczny” 1986, nr 4, s. 386–393.

<sup>2</sup> K. Kukula, *Elementy statystyki w zadaniach*, Wyd. Naukowe PWN, Warszawa 1998, s. 39.

Do mierzenia stopnia zmian struktury w czasie w badaniu wykorzystano następujące miary<sup>3</sup>:

$$\begin{aligned} \text{a) } v_{t,t+\tau} &= \frac{\sum_{i=1}^k |\alpha_{i(t+\tau)} - \alpha_{it}|}{2} \\ \text{b) } v_{t,t+\tau} &= \sqrt{\sum_{i=1}^k (\alpha_{i(t+\tau)} - \alpha_{it})^2} \\ \text{c) } v'_{t,t+\tau} &= \sqrt{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^k (\alpha_{i(t+\tau)} - \alpha_{it})^2} \end{aligned}$$

Pierwsza z wymienionych metryk oparta jest na tzw. odległości miejskiej<sup>4</sup> i zawiera się w przedziale  $\langle 0,1 \rangle$ , a dwie kolejne bazują na odległości euklidesowej, przy czym  $0 \leq v_{t,t+\tau} \leq \sqrt{2}$ ,  $0 \leq v'_{t,t+\tau} \leq 1$ . Im wartości tych miar są bliższe zeru, tym różnicowanie porównywanych struktur jest mniejsze. Z kolei, wraz ze wzrostem wartości omawianych metryk w kierunku górnej granicy przedziału określoności zwiększa się dyspersja badanych struktur. Celem określenia stopnia zmienności struktur jedynie w dwóch momentach (okresach) czasu jako  $\tau$  należy przyjąć różnicę między nimi. Przebieg zmian strukturalnych w dłuższym okresie wiąże się z przyjęciem  $\tau = 1$  i analizą poszczególnych struktur z badanego przedziału czasowego.

Do obliczenia jak średnio z okresu (momentu)  $t$  na okres (moment)  $t + \tau$  zmieniły się współczynniki struktury  $\alpha_{it}$ ,  $\alpha_{i(t+\tau)}$ . K. Kukula zaproponował, jak sam stwierdza, syntetyczną i zarazem reprezentatywną miarę, wyrażoną wzorem<sup>5</sup>:

$$\varepsilon = \frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_{i,t+\tau}}{n} \quad \text{gdzie} \quad \varepsilon_{i,t+\tau} = \frac{\sum_{i=1}^k |\alpha_{it} - \alpha_{i,t+\tau}|}{k}.$$

Chcąc określić, „czy ewolucja obserwowanej struktury przejawia tendencję do zachowania stałego kierunku zmian, czy też jest efektem przypadkowych wahań udziałów poszczególnych składowych, które w dłuższych okresach nie prowadzą do konsekwentnych zmian w stosunku do struktury okresu początkowego”<sup>6</sup>, wykorzystano miarę monotoniczności zmian strukturalnych wyrażoną wzorem<sup>7</sup>:

<sup>3</sup> Ibidem, s. 38–42.

<sup>4</sup> Zwanej inaczej metropolitalną, taksówkową, city-block lub Manhattan. Zob. W. Ostasiewicz, *Statystyczne metody analizy danych*, Wyd. Akademii Ekonomicznej, Wrocław 1998, s. 41.

<sup>5</sup> K. Kukula, *Propozycja w zakresie pewnych miar dynamiki struktury*, „Przegląd Statystyczny” 1975, nr 3, s. 453–462.

<sup>6</sup> K. Kukula, *Elementy statystyki...*, s. 40.

<sup>7</sup> Ibidem, s. 41.

$$\eta_m = \frac{\sum_{i=1}^k |\alpha_{im} - \alpha_{i0}|}{\sum_{t=1}^m \sum_{i=1}^k |\alpha_{it} - \alpha_{i(t+1)}|}, \quad m = 1, 2, \dots, n$$

Celem budowy krótkookresowej prognozy liczby firm w Polsce spośród znanych klasycznych modeli szeregów czasowych<sup>8</sup> na podstawie zaobserwowanej tendencji rozwojowej z lat 1995–2009 zaproponowano odpowiedni trend, przy czym dokonując weryfikacji, szczególną uwagę zwrócono na fakt, że:

- a) pożądane są niskie wartości współczynnika niedopasowania i w związku z tym wysokie wartości współczynnika determinacji;
- b) w przypadku statystycznej istotności współczynnika korelacji wielorakiej stopień dopasowania modelu do danych empirycznych można uznać za dostatecznie duży;
- c) im mniejsza jest wartość odchylenia standardowego składnika losowego, tym mniej różnią się przeciętnie między sobą wartości teoretyczne i empiryczne zmiennej prognozowanej;
- d) model jest tym lepszy, im niższa jest wartość współczynnika zmienności losowej obrazującego udział odchylenia standardowego składnika losowego w średniej wartości zmiennej objaśnianej;
- e) parametry strukturalne oszacowanego modelu powinny być statystycznie istotne, przy czym o istotności parametru przesądza zwykle nierówność  $t \geq 2$ , przy stosowaniu testu *t-Studenta* w praktyce.

### Badania struktury podmiotowej rynku w Polsce

Wykorzystując najczęściej stosowane miary z metod indeksowych<sup>9</sup>, a mianowicie przyrosty absolutne i wskaźniki dynamiki zarówno jednopodstawowe, jak i łańcuchowe, przeprowadzono analizę dynamiki liczby podmiotów gospodarki narodowej w Polsce zarejestrowanych w systemie REGON<sup>10</sup> na koniec roku w latach 1995–2009 (tab. 1).

Na podstawie prezentowanych wyników w tabeli 1 należy wyciągnąć następujące wnioski:

- w porównaniu do roku poprzedniego największy wzrost liczby firm w Polsce w latach 1995–2009 wystąpił w roku 1996 (wyniósł on wówczas 301 478 firm, czyli 14,27%) a najmniejszy w roku 2006 (wzrost o 20 418

<sup>8</sup> Szerzej np. R. Czyżycki, R. Klóska, *Ekonometria i prognozowanie zjawisk ekonomicznych w przykładach i zadaniach*, Economicus, Szczecin 2011, s. 85–100.

<sup>9</sup> Więcej informacji na temat metod indeksowych i ich zastosowań m.in. R. Klóska, R. Czyżycki, *Wybrane zagadnienia ze statystyki*, Economicus, Szczecin 2008, s. 56–67.

<sup>10</sup> Wszystkie dane statystyczne wykorzystywane na potrzeby tego artykułu pochodzą z Banku Danych Regionalnych oraz Banku Danych Lokalnych ([www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)).

- firm, czyli o 0,56%); niewielkie spadki odnotowano jedynie w roku 2004 (o 4 763 firm, czyli o 0,13%) i w roku 2009 (o 14 420 firm, czyli o 0,38%);
- w roku 2009 w odniesieniu do roku 1995 (początkowego okresu badania przyjętego za podstawę porównań miar jednopodstawowych) liczba firm w Polsce wzrosła o 1 629 969 firm, czyli o 77,15%.

Tabela 1

Metody indeksowe w analizie liczby firm w Polsce w latach 1995-2009

Lata	$Y_t$	$\Delta y_{t/t-1}$	$\Delta y_{t/o}$	$i_{t/t-1}$	$i_{t/o}$
1995	2 112 704	–	0	–	1
1996	2 414 182	301 478	301 478	1,1427	1,1427
1997	2 599 039	184 857	486 335	1,0766	1,2302
1998	2 842 278	243 239	729 574	1,0939	1,3453
1999	3 039 451	197 173	926 747	1,0694	1,4387
2000	3 185 040	145 589	1 072 336	1,0479	1,5076
2001	3 325 539	140 499	1 212 835	1,0441	1,5741
2002	3 468 218	142 679	1 355 514	1,0429	1,6416
2003	3 581 593	113 375	1 468 889	1,0327	1,6953
2004	3 576 830	–4 763	1 464 126	0,9987	1,6930
2005	3 615 621	38 791	1 502 917	1,0108	1,7114
2006	3 636 039	20 418	1 523 335	1,0056	1,7210
2007	3 685 608	49 569	1 572 904	1,0136	1,7445
2008	3 757 093	71 485	1 644 389	1,0194	1,7783
2009	3 742 673	–14 420	1 629 969	0,9962	1,7715

Źródło: obliczenia własne.

Poszukując klasycznego modelu mającego w sposób zadowalający opisać tendencję rozwojową liczby firm w Polsce w latach 1995–2009 za pomocą pewnej określonej funkcji matematycznej, w której zmienną zależną jest poziom obserwowanego w czasie zjawiska, a zmienną niezależną – zmienna czasowa, zaproponowano model trendu logarytmicznego, przyjmującego po oszacowaniu postać:

$$\hat{Y}_t = 1999230,5799 + 666449,2791 \cdot \ln t$$

$$R^2 = 0,9822; \quad \phi^2 = 0,0178; \quad F = 718,23; \quad Se = 72759,5528; \quad V_{se} = 0,0225$$

$$t_{a_0} = 40,0469 \quad t_{a_1} = 26,7999$$

Dokonując oceny jakości zbudowanego modelu należy zwrócić uwagę, że:

1. Wysoka wartość współczynnika determinacji i w związku z tym niska wartość współczynnika indeterminacji świadczą o dosyć dobrym dopasowaniu modelu do danych empirycznych.
2. Weryfikując współczynnik korelacji wielorakiej celem sprawdzenia postawionej hipotezy  $H_0: R = 0$  wobec  $H_1: R \neq 0$  wykazano, że na z góry przyjętym poziomie istotności, nawet dużo niższym niż najczęściej stosowany 0,05, należy

odrzuć hipotezę zerową na korzyść alternatywnej, co oznacza, że współczynnik korelacji wielorakiej jest statystycznie istotny, a tym samym stopień dopasowania modelu do danych empirycznych jest dostatecznie duży.

3. Wartość odchylenia standardowego reszt sugeruje, że wartości teoretyczne i empiryczne zmiennej objaśnianej różnią się przeciętnie między sobą o ok 72 760 firm.
4. Udział odchylenia standardowego reszt w średniej wartości badanej zmiennej objaśnianej jest na zadowalająco niskim poziomie, o czym świadczy wartość współczynnika zmienności losowej.
5. Ocena istotności parametrów strukturalnych przy użyciu testu *t-Studenta* celem sprawdzenia  $H_0: \alpha_i = 0$  wobec  $H_1: \alpha_i \neq 0$  pozwoliła wyciągnąć wniosek, że w obu przypadkach na z góry przyjętym poziomie istotności, nawet dużo niższym niż najczęściej stosowany 0,05, należy odrzucić hipotezę zerową na korzyść alternatywnej, a zatem wszystkie parametry strukturalne oszacowanego modelu są statystycznie istotne.

Zakładając, że zaobserwowana dotychczasowa tendencja rozwojowa nie ulegnie zmianie i nie wystąpią inne uwarunkowania mogące w jakikolwiek sposób zakłócić mechanizm rozwoju analizowanego zjawiska, dokonano ekstrapolacji oszacowanego modelu trendu logarytmicznego. Spełnienie fundamentalnych postulatów teorii predykcji obliguje jednak do tego, aby w wyniku procesu predykcji podać nie tylko prognozę, lecz także odpowiedni miernik rzędu jej dokładności<sup>11</sup>. Osiągnięcie możliwie korzystnej wartości tego miernika zapewnić ma wysoką efektywność prognozowania. Ostatecznie przewidywana liczba podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych ogółem w systemie REGON w Polsce na koniec 2011 roku ustalona została na poziomie 3 895 969 firm, przy czym podając tę prognozę, mylimy się średnio o 79 046 firm, czyli o 2,03%.

Analiza stopnia zróżnicowania struktury podmiotowej rynku w Polsce w roku 2009 w stosunku do roku 1995 sugeruje, że wykazała ona dość istotną zmianę<sup>12</sup>. Do wysunięcia tego wniosku skłoniła autorów analiza wyników trzech alternatywnych mierników wykorzystanych w badaniu (tab. 2).

Szczegółowo przeprowadzone badania wykazały dodatkowo, że w latach 1995–2009 liczba podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych w systemie REGON wykazywała wyraźną tendencję rosnącą i na przestrzeni analizowanych piętnastu lat wzrosła o 77,15% z 2 112 704 firm w 1995 roku do 3 742 673 na koniec 2009 r.

<sup>11</sup> Szerzej m.in. *Wybrane zagadnienia z prognozowania*, red. R. Klóska, Economicus, Szczecin 2007, s. 9–20.

<sup>12</sup> Zdaniem K. Kukuly: „makrostruktury przejawiają na ogół duży stopień inercji i stosunkowo rzadko w tak krótkim okresie wykazują tak znaczne zmiany”. Zob. K. Kukula, *Elementy statystyki...*, s. 42–43.

Tabela 2

Wartości mierników porównujących wektor  $S_0$  przedstawiający strukturę podmiotową rynku w Polsce z roku 1995 z wektorem  $S_{14}$  obrazującym strukturę rynku w roku 2009.

Symbol miernika	Wartość miernika
$v_{0,14}$	0,1173
$V_{0,14}$	0,1039
$V'_{0,14}$	0,0735

Źródło: obliczenia własne.

We wszystkich trzech sektorach gospodarki (I – tzw. rolnictwo i rybołówstwo, obejmującym sekcje PKD: A i B; II – tzw. przemysł i budownictwo, obejmującym sekcje PKD: C, D, E i F oraz III – usługowym, obejmującym pozostałe sekcje PKD) z roku na rok rosła liczba firm prowadzących działalność<sup>13</sup>, przy czym przy znacznym bezwzględnym wzroście liczby zarejestrowanych podmiotów w badanym okresie w Polsce obserwowane nieznaczne zmiany w sektorowej strukturze podmiotowej rynku odzwierciedlają zmiany i tendencje charakterystyczne dla gospodarek wysoko rozwiniętych: wzrost udziału firm prowadzących działalność usługową dokonuje się kosztem spadku udziału firm dwóch pierwszych sektorów gospodarki i dziś ponad 76% firm prowadzi działalność usługową, 21,4% – to firmy sektora II i brakujące ok. 2,5% uzupełniają podmioty z I sektora gospodarki. Wyraźne zmiany zaobserwowano natomiast w procentowym udziale liczby firm prowadzących działalność według poszczególnych sekcji PKD w ogólnej liczbie zarejestrowanych podmiotów gospodarki narodowej (tab. 3).

Analiza wyników informuje, że w roku 2009 w porównaniu do 1995 wśród firm usługowych wyraźnie wzrósł odsetek przedsiębiorstw sekcji Pośrednictwo finansowe, Obsługa nieruchomości i firm oraz Edukacja. Znaczne spadki udziałów w rynku podmiotów zaobserwowano z kolei wśród firm sekcji Handel i naprawy; Transport, gospodarka magazynowa i łączność oraz Przetwórstwo przemysłowe. Należy w tym miejscu również dodać, że taka orientacja zmian obserwowana była na przestrzeni całego badanego okresu lat 1995–2009. Można zatem stwierdzić, że w tym kierunku ewoluuje struktura podmiotowa rynku w Polsce. Potwierdzeniem tej tezy są wysokie wartości miary monotoniczności zmian strukturalnych  $\eta_m$  utrzymujące się przez cały badany okres na poziomie 0,8336 i wyższym (tab. 4).

<sup>13</sup> Jedyne w roku 2004 i 2009 liczba zarejestrowanych podmiotów w systemie REGON była nieznacznie niższa niż w roku poprzednim (zob. tabela 1), czego przyczyną mogły być zmiany w systemie ewidencji.



Tabela 3

Struktura podmiotowa rynku w Polsce w 1995 roku i w 2009 roku (%)

Sekcje PKD	Rok 1995	Rok 2009
A – Rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo	1,73	2,51
B – Rybolówstwo i rybactwo	0,06	0,05
C – Górnictwo i kopalnictwo	0,05	0,08
D – Przetwórstwo przemysłowe	14,52	9,75
E – Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną	0,08	0,14
F – Budownictwo	9,61	11,46
G – Handel i naprawy	42,15	29,32
H – Hotele i restauracje	2,90	3,16
I – Transport, gospodarka magazynowa i łączność	7,63	7,18
J – Pośrednictwo finansowe	1,05	3,48
K – Obsługa nieruchomości i firm	10,77	17,21
L – Administracja publiczna i obrona narodowa	0,28	0,72
M – Edukacja	1,46	2,69
N – Ochrona zdrowia i opieka społeczna	3,00	4,91
O – Pozostała działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna	4,67	7,33
P – Organizacje i zespoły eksterytorialne	0,04	0,00
Q – Gospodarstwa domowe zatrudniające pracowników	0,00	0,00
Ogółem	100	100

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl).

Tabela 4

Wartości metryki  $\eta_m$  obrazującej zmiany struktury podmiotowej rynku w Polsce w latach 1995–2009

Rodzaj miernika	Wyniki badania
$\eta_m$	$\eta_1 = 1; \eta_2 = 0,9958; \eta_3 = 0,9903; \eta_4 = 0,9855; \eta_5 = 0,9696; \eta_6 = 0,9244;$ $\eta_7 = 0,8899; \eta_8 = 0,8609; \eta_9 = 0,8336; \eta_{10} = 0,8375; \eta_{11} = 0,8433;$ $\eta_{12} = 0,8489; \eta_{13} = 0,8563; \eta_{14} = 0,8561$

Źródło: obliczenia własne.

Obliczony dodatkowo syntetyczny i zarazem reprezentatywny miernik  $\bar{\varepsilon}$  informuje, że wskaźniki struktury obrazujące udział liczby podmiotów poszczególnych sekcji PKD w ogólnej liczbie zarejestrowanych przedsiębiorstw w Polsce na przestrzeni lat 1995–2009 z roku na rok zmieniały się średnio o  $\pm 0,18\%$ . W tabeli 5 zaprezentowano ciąg wartości miernika  $u_{t,t+\tau}$  (przy  $\tau = 1$ ).

Tabela 5

Wartości miernika  $u_{t,t+\tau}$  (przy  $\tau = 1$ ) obrazującego zmiany struktury podmiotowej usług w Szczecinie w latach 1995–2009

Rodzaj miernika	Wyniki badania
$u_{t,t+\tau}$	$u_{0,1} = 0,0280; u_{1,2} = 0,0213; u_{2,3} = 0,0198; u_{3,4} = 0,0180; u_{4,5} = 0,0201;$ $u_{5,6} = 0,0176; u_{6,7} = 0,0107; u_{7,8} = 0,0105; u_{8,9} = 0,0112; u_{9,10} = 0,0077;$ $u_{10,11} = 0,0117; u_{11,12} = 0,0090; u_{12,13} = 0,0125; u_{13,14} = 0,0125$

Źródło: obliczenia własne.

Analiza powyższych wyników pozwala stwierdzić, że największe zmiany struktury podmiotowej rynku w Polsce przypadają na lata 1995–1996, a najmniejsze z kolei na lata 2004–2005.

### **Zakończenie**

Analizując dane statystyczne z lat 1995–2009 dotyczące liczby podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych w systemie REGON w Polsce, zauważono wyraźną tendencję rosnącą, przy czym tempo wzrostu ostatnimi laty jest znacznie mniejsze niż w początkowym okresie badania. Zakładając zatem, że dynamika badanego zjawiska nie ulegnie zmianie, w krótkiej perspektywie należy jeszcze oczekiwać niewielkiego przyrostu liczby przedsiębiorstw w naszym kraju. Zarysowujące się coraz wyraźniej symptomy nasycenia rynku sprawiają, że należy stale monitorować strukturę podmiotową gospodarki, a w szczególności kontrolować procesy powstawania oraz upadania przedsiębiorstw, głównie małych i średnich. O ile procentowy udział przedsiębiorstw prowadzących działalność odpowiednio w trzech sektorach gospodarki wskazuje na pewną stabilizację w czasie (przy wyraźnie dominującym sektorze usług), o tyle ewolucji podlega struktura podmiotowa rynku według specyfiki działalności opisanej w Polskiej Klasyfikacji Działalności jako sekcje. Znaczenie poszczególnych sekcji niekiedy zmniejszać się będzie na korzyść innych, bardziej nowoczesnych, rentownych i wykorzystujących zaawansowane technologie. Na rynku dominują jeszcze przedsiębiorstwa zajmujące się handlem i naprawami, ale najlepsze czasy dla rozwoju podmiotów z tej sekcji, wydaje się, już minęły. Najbardziej dynamicznie rozwijają się obecnie tzw. usługi biznesowe, co świadczy o wyjątkowo dużym zapotrzebowaniu na usługi profesjonalne.

Warto na koniec podkreślić, że nie bez znaczenia dla zaprezentowanych rozważań pozostaje również fakt, iż metody ilościowe znajdują szerokie zastosowanie w procesach analiz, diagnoz i prognoz gospodarczych, a przy ich użyciu opis i ocena kształtowania się zmiennych ekonomicznych w czasie lub przestrzeni, jak również przewidywania dotyczące kierunku i charakteru zmian tych zmiennych stają się bardziej precyzyjne.

## **EVOLUTION OF THE ENTITY STRUCTURE OF THE MARKET IN POLAND**

### **Summary**

The aims of the paper are both a statistical analysis of changes in a total number of enterprises in Poland in years 1995-2009 and a description of the observed changes in the structure of the entities in the market. By means of the appropriate quantitative methods there has been made an attempt to assess the degree of evolution of the percentage of companies from different sections

of PKD in the total number of economic entities registered in the REGON system. An attempt has been made also to build an adequate prognostic model to obtain the short-term forecasts of the total number of companies in Poland – at the end of 2011.