

# Koniunkturalna zmienność zatrudnienia w działach gospodarki polskiej

Aleksandra Gawęł, dr

Katedra Mikroekonomii, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu

Koniunktura gospodarcza jest zjawiskiem oddziałującym na wszystkie aspekty funkcjonowania rynku, w tym również na sytuację na rynku pracy. Zmieniający się popyt na produkty i usługi, związany z następującymi po sobie fazami poprawy i pogorszenia koniunktury, może wpływać na zmiany w poziomie zatrudnienia, powodując koniunkturalne fluktuacje w zatrudnieniu. Jednakże sztywność rynku pracy powoduje, że wpływ koniunktury na zatrudnienie pracowników może być ograniczony.

Stąd też celem postawionym w prezentowanym artykule jest identyfikacja wahań koniunkturalnych w zatrudnieniu w sektorze przedsiębiorstw, zarówno w ujęciu ogólnym, jak i w poszczególnych sekcjach gospodarki oraz ocena siły i kierunku oddziaływania cyklu koniunkturalnego na zmiany w zatrudnieniu.

## 1. Koniunktura gospodarcza

Cykl koniunkturalny jest jednym z elementów, obok wahań sezonowych, przypadkowych i tendencji rozwojowej, wpływających na dynamikę ogólnej sytuacji gospodarczej [m.in. Kowalczyk, 1982, s. 43–44].

Pojęcie cyklu oznacza [Schumpeter, 1951, s. 5], że wahania wskaźników ekonomicznych charakteryzują się naprzemiennym występowaniem okresów wzrostowych i spadkowych, nie zaś jednostajnym wzrostem czy spadkiem. We współczesnej gospodarce, którą cechuje stabilny wzrost, cykliczność przejawia się średniookresowymi odchyleniami od tendencji rozwojowej [m.in. Long Jr., Plosser, 1983, ss. 39–40], w czasie których bieżąca sytuacja gospodarki jest lepsza lub gorsza od długotrwałego trendu.

Fluktuacje koniunkturalne mają charakter krótko-, a przede wszystkim średniookresowy [Barczyk, 1989, s. 112].

Zmienne makroekonomiczne, pokazujące różne aspekty funkcjonowania gospodarki, cechują się powiązaniem ze sobą wahaniami [Diebold, Rudebusch, 2001, s. 6], odbywającymi się w tym samym lub przeciwnym kierunku oraz występującymi z pewnym następstwem czasowym.

Większość zmiennych ekonomicznych ma charakter procykliczny, czyli kierunek ich zmian jest zbieżny ze zmianami w cyklu koniunkturalnym. Ruchy innych wielkości są natomiast antycykliczne, ich wahania mają przeciwny kierunek do zmian całej gospodarki. Faza wzrostowa koniunktury pociąga za sobą wzrost wielkości procyklicznych i spadek wielkości antycyklicznych, faza spadkowa powoduje zaś, że wskaźniki procykliczne maleją, a antycykliczne rosną.

Wielkości ekonomiczne są zbieżne, wyprzedzające lub opóźnione w stosunku do ogólnej sytuacji koniunkturalnej [m.in. Cieślak, 2002, s. 146]. Zmiany wskaźników zbieżnych odbywają się w tym samym czasie co zmiany w cyklu odniesienia, wahania wskaźników wyprzedzających następują wcześniej, natomiast wskaźniki naśladowujące cechują się zmianami późniejszymi niż całość gospodarki. Wskaźniki opóźnione w stosunku do bieżącego cyklu jednocześnie wyprzedzają cykl następny.

## **2. Zatrudnienie w cyklu koniunkturalnym — ujęcie teoretyczne**

Wahania koniunkturalne w liczbie zatrudnionych pracowników w gospodarkach rozwiniętych ekonomicznie są procykliczne [Snowdon, Vane, Wyrnarczyk, 1998, s. 40]. Poprawa koniunktury pociąga za sobą wzrost zatrudnienia, recesja zaś powoduje jego spadek.

Zmiany sytuacji na rynku pracy są wypadkową działań pracowników i firm. Z jednej strony, następują przepływy pracowników, którzy w poszukiwaniu optymalnych dla siebie warunków zmieniają miejsce pracy, wchodzą do zasobu pracy lub go opuszczają. Z drugiej zaś — przedsiębiorstwa tworzą lub likwidują miejsca pracy.

Nakład pracy wynika z liczby zatrudnionych pracowników i ich godzin pracy, obie te wielkości mogą podlegać fluktuacjom. Cykliczne wahania zatrudnienia wynikają w większym stopniu ze zmian w liczbie zatrudnionych pracowników niż ze zmian ich czasu pracy [den Haan, Ramey, Watson, 2000, s. 482]. Wynika to ze zmian liczby miejsc pracy, w czasie recesji obserwuje się przewagę likwidowanych miejsc pracy nad kreacją nowych.

Zależność między sytuacją gospodarczą a zmianą zatrudnienia jest silniejsza w czasie recesji niż w okresach poprawy koniunktury [Tokarski, 2001, s. 86]. W czasie ekspansji liczba tworzonych nowych miejsc pracy jest mniejsza niż liczba likwidowanych stanowisk w czasie recesji [Blanchard, Portugal, 2001, s. 190]. Spadek koniunktury powoduje większą redukcję zatrudnienia niż poprawa koniunktury — wzrost liczby pracujących.

Zauważono [Bleakley, Ferris, 1999], że w czasie dobrej koniunktury aktywność w kreowaniu miejsc pracy wykazują głównie stosunkowo młode i małe firmy, poszukujące swojego miejsca na rynku. Natomiast w czasie recesji gwałtownie likwidują miejsca pracy starsze i większe przedsiębiorstwa, gdyż recesja zmusza do zmiany alokacji zasobów, powodując, że tworzą się nowe, bardziej efektywne firmy. Może być to jedną z przyczyn nierównomiernego kreowania i likwidowania miejsc pracy w czasie cyklu.

Wahania w zatrudnieniu są opóźnione w stosunku do cyklu koniunkturalnego w całej gospodarce [Kydlan, Prescott, 1990]. Redukcja lub zwiększenie zatrudnienia następuje dopiero po pewnym czasie od zmian w cyklu. Opóźnienia w dostosowaniu liczby zatrudnionych pracowników do ogólnej sytuacji w czasie recesji wynikają z kilku przyczyn. Początkowo przedsiębiorstwa starają się zatrzymać wykwalifikowanych pracowników, akceptując niższą wydajność ich pracy [Hall, Taylor, 2000, s. 105]. Mają problemy z restrukturyzacją w odpowiedzi na zmniejszającą się skalę produkcji [Loungani, Trehan, 1997]. Przepisy prawne regulujące funkcjonowanie rynku pracy zmniejszają możliwość natychmiastowego zwolnienia pracowników.

Tworzenie nowych miejsc pracy w czasie poprawy koniunktury jest związane z inwestycjami, które mają charakter procykliczny. Cykl koniunkturalny powoduje przesunięcie inwestycji z branż czy przedsiębiorstw przestarzałych ku nowym, dającym możliwości rozwoju [Caplin, Leahy, 1993, s. 777]. Dlatego też ważnym elementem cyklu jest międzysektorowe przemieszczenie inwestycji, które jest tym większe, im silniejsze są szoki podażowe i im ważniejsze są łączne koszty dostosowań [Cooper, Haltiwanger, Power, 1999, s. 942]. Za zmianami w ulokowaniu inwestycji podążają przepływy miejsc pracy, co powoduje opóźnienia wahań w zatrudnieniu w stosunku do ogólnej sytuacji koniunkturalnej.

Zmiany międzygałęziowe inwestycji i zatrudnienia mają szczególne znaczenie w polskiej gospodarce. Jej przekształcenia i wejście do Unii Europejskiej powodują konieczność zmian strukturalnych, przemian własnościowych, wzrostu sfery usług, rozwoju nowoczesnych gałęzi przemysłu. Prowadzi to do przemieszczenia się pracowników do bardziej efektywnych gałęzi gospodarki [Kubiak, Kwiatkowski, Kucharski, 2000, s. 821].

Szczególnie widoczne jest przemieszczanie się nowych miejsc pracy z przemysłu do usług. Przepływy międzysektorowe w gospodarce amerykańskiej od wczesnych lat 1970 powodują na przykład, że wzrost zatrudnienia netto w przemyśle jest ujemny, a więcej pracowników przechodzi do sfery usług. Przemysł się restrukturyzuje, poprawiając swoją wydajność przy niższym zatrudnieniu, a pracownicy szukają lepszych warunków pracy w usługach [Bleakley, Ferris, 1999].

Od długiego czasu przemysł jest uważany za dział gospodarki najbardziej podatny na wahania koniunkturalne [Filardo, 1997, s. 63]. Wynika to z istnienia odłożonego popytu na produkty przemysłowe, przechowywania wyrobów, jego podatności na zmiany na rynkach światowych i impulsy międzynarodowe oraz konieczności dużych inwestycji kapitałowych, co uzależnia przemysł od wahań stóp procentowych.

Inne działy, jak choćby usługi, edukacja czy sfera budżetowa, są uważane raczej za działy stabilizujące koniunkturę gospodarczą [Kropiwnicki, 1976, s. 143 i n.] ze względu na uniezależnienie sytuacji w tych działach, w tym również w zakresie wielkości zatrudnienia, od warunków koniunkturalnych.

Jednakże w ostatnim czasie następuje jakościowa zmiana charakteru usług, wynikająca np. z coraz większej kapitałochłonności tego działu i inwestycji technologicznych [Filardo, 1997, s. 75 i n.]. Pojawiają się głosy o coraz większej podatności usług na czynniki koniunkturalne.

Reasumując, wielkość zatrudnienia pracowników w całej gospodarce ma charakter procykliczny, rosnąc w czasie poprawy koniunktury, a spadając w czasie recesji. Pracownicy zmieniają miejsce zatrudnienia, opuszczają likwidowane miejsca pracy w upadających lub restrukturyzowanych zakładach, a przenoszą się do nowo tworzonych przedsiębiorstw, które często reprezentują nowe działy gospodarki. Cykl koniunkturalny, zmieniając ułożenie inwestycji, powoduje również przemieszczanie się międzygałęziowe pracowników.

Na zmiany sytuacji na polskim rynku pracy wpływają w dużej mierze czynniki strukturalne [m.in. Kubiak, Kwiatkowski, Kucharski, 2000, Newell, Pastore, Socha, 2000]. Można jednak sądzić, że oddziaływanie czynników koniunkturalnych będzie coraz bardziej odczuwalne. Dlatego też zainteresowanie przyświecające prezentowanemu badaniu wynika z chęci określenia relacji między cyklem koniunkturalnym a sytuacją na rynku pracy w Polsce.

### **3. Zatrudnienie w sekcjach polskiej gospodarki — wyniki badań**

Prezentowane badanie analizuje wahania cykliczne w przeciętnym zatrudnieniu w sektorze przedsiębiorstw w Polsce. Obejmuje okres od stycznia 1993 r. do czerwca 2002 r. w układzie miesięcznym na podstawie danych prezentowanych przez Główny Urząd Statystyczny w Biuletynie Statystycznym. Ograniczenie badań do sektora przedsiębiorstw wynika z przekonania, że funkcjonują one zgodnie z sytuacją na rynku, a nie kierując się względami politycznymi czy społecznymi. Zbadano zwłaszcza wahania przeciętnego zatrudnienia w:

- sektorze przedsiębiorstw ogółem,
- przetwórstwie przemysłowym,
- budownictwie,
- handlu i naprawach,
- transporcie, gospodarce magazynowej i łączności,
- obsłudze nieruchomości i firm.

Świadomie zrezygnowano z badania zatrudnienia w górnictwie, hutnictwie czy rolnictwie, ze względu na silne wpływy polityki na te sekcje.

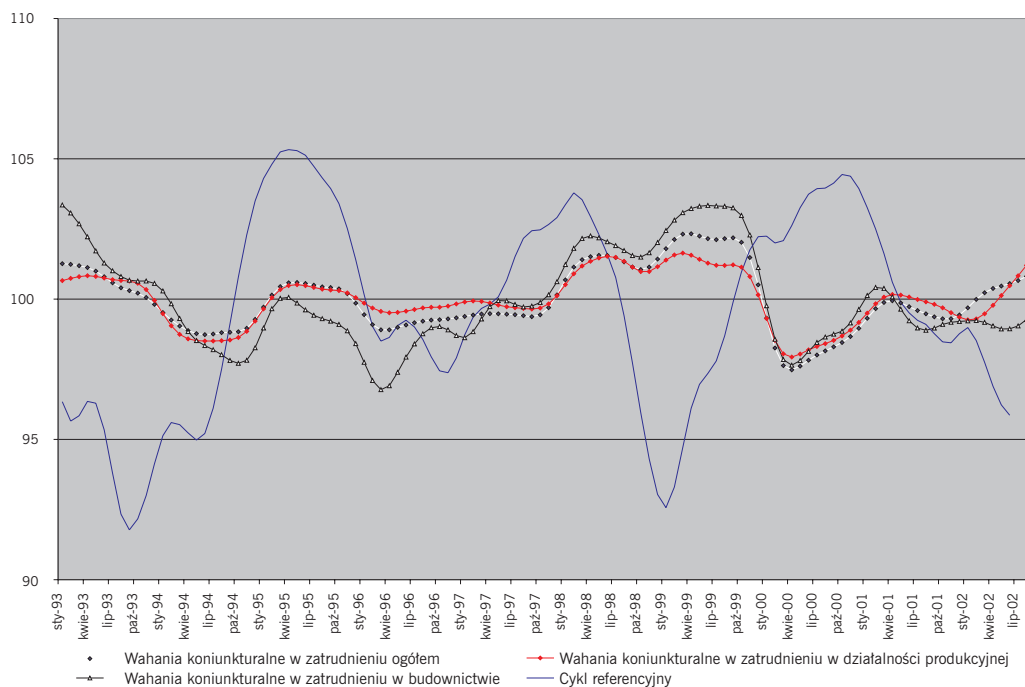
Obserwacje cyklu koniunkturalnego w gospodarkach rozwiniętych pozwalają przypuszczać, że najsilniejsze wahania koniunkturalne powinny mieć miejsce w przetwórstwie przemysłowym. Natomiast zatrudnienie w handlu i naprawach, transporcie, gospodarce magazynowej i łączności, obsłudze nieruchomości i firm, które reprezentują sferę usług, powinny cechować się mniejszymi fluktuacjami. Przepływy międzygałęziowe spowodowane cyklem koniunkturalnym powinny powodować spadek zatrudnienia w przemyśle, a wzrost w usługach.

Cykiem referencyjnym, zwanym również cyklem odniesienia, pokazującym wahania koniunkturalne w całej gospodarce jest realna produkcja przemysłowa, wyznaczona przez skorygowanie produkcji sprzedanej przemysłu o wskaźnik cen.

Szeregi czasowe obrazujące zatrudnienie i cykl referencyjny poddano procedurze dekompozycji, dzięki której usunięto wpływ wahań przypadkowych i sezonowych na ich zmienność. Następnie wyodrębniono trend stochastyczny każdego z szeregów. Dzięki temu możliwe było wyznaczenie wahań koniunkturalnych, stanowiących odchylenia od trendu. Przetestowano stacjonarność otrzymanych szeregów czasowych za pomocą testu Dickey–Fullera. We wszystkich przypadkach wartość statystyki  $t$  była wyższa od wartości krytycznej, co pozwoliło na odrzucenie hipotezy zerowej o braku stacjonarności i stwierdzenie, że szeregi są stacjonarne.

Aby określić siłę wahań koniunkturalnych w zatrudnieniu i ich relację z cyklem odniesienia, przeprowadzono następujące kroki badawcze:

- określono statystyki opisowe wahań koniunkturalnych w zatrudnieniu w sektorach gospodarki i porównano je z charakterystyką wahań cyklu referencyjnego,

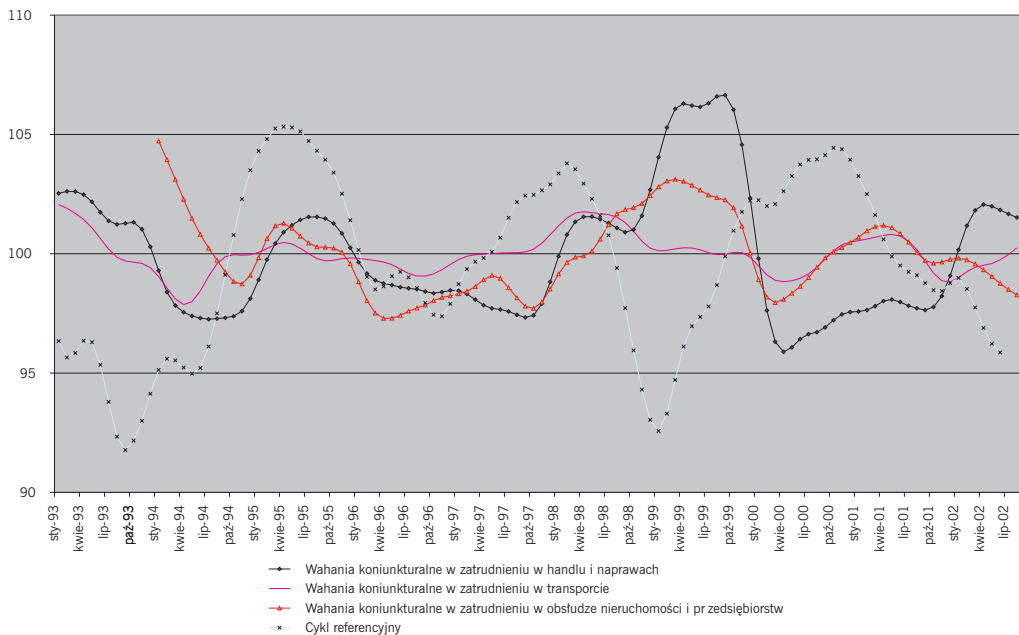


## Wykres 1.

**Wahania koniunkturalne w zatrudnieniu w sektorze przedsiębiorstw ogółem, przetwórstwie przemysłowym i budownictwie oraz w cyklu referencyjnym**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

- wyznaczono korelacje wzajemne między wahaniami koniunkturalnymi w zatrudnieniu w sekcjach i cyklu referencyjnym z uwzględnieniem przesunięć czasowych do 24 miesięcy,
- przeprowadzono analizę przyczynowości Grangera w celu stwierdzenia możliwych wyprzedzeń cyklu referencyjnego wobec zatrudnienia w poszczególnych sekcjach,
- przeprowadzono analizę funkcji regresji z wahaniami w zatrudnieniu jako zmiennymi objaśnianymi a fluktuacjami cyklu odniesienia z uwzględnieniem wyróżnionych wyprzedzeń.



## Wykres 2.

**Wahania koniunkturalne w zatrudnieniu w sektorze przedsiębiorstw w handlu i naprawach, transporcie, gospodarce magazynowej i łączności, obsłudze nieruchomości i firm oraz w cyklu referencyjnym**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wahania koniunkturalne w zatrudnieniu w sektorze przedsiębiorstw otrzymane po zastosowaniu procedury dekompozycji przedstawiają wykresy 1. i 2.

Jak wskazują wykresy 1. i 2. zatrudnienie we wszystkich badanych sekcjach gospodarki polskiej podlega wpływom wahań koniunkturalnych. Wbrew temu, czego można się spodziewać na podstawie prawidłowości cyklu koniunkturalnego w krajach o ugruntowanej gospodarce kapitalistycznej, wahania zatrudnienia w przemyśle są słabsze niż w usługach. Jednocześnie zmiany w zatrudnieniu są opóźnione w stosunku do bieżącego cyklu koniunkturalnego, ale wyprzedzają kolejny cykl.

Aby ocenić zmienność tych szeregów, określono ich statystyki opisowe, które prezentuje tabela 1.

**Tabela 1.**

Statystyki opisowe wahań koniunkturalnych zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw i cyklu referencyjnym

	Średnia	Odchylenie standardowe	Minimum	Maksimum	Współczynnik zmienności
Zatrudnienie ogółem	99,98943	1,146267	97,48007	102,3308	1,146388
Zatrudnienie w produkcji	99,98934	0,928646	97,93681	101,6402	0,928745
Zatrudnienie w budownictwie	99,94726	1,679274	96,77220	103,3547	1,680161
Zatrudnienie w handlu	99,96365	2,641218	95,88786	106,6481	2,642178
Zatrudnienie w transporcie	99,99278	0,837345	97,86966	102,0608	0,837406
Zatrudnienie w obsłudze firm	99,98377	1,667781	97,29143	104,7260	1,668052
Cykl referencyjny	99,52617	3,535899	91,77634	105,3260	3,552733

Źródło: opracowanie własne.

Jak pokazują dane z tabeli 1., wahania koniunkturalne w zatrudnieniu w sektorze przedsiębiorstw cechują się zdecydowanie mniejszą zmiennością niż fluktuacje w szeregu referencyjnym. Zarówno odchylenia standardowe, jak i współczynniki zmienności są większe w cyklu odniesienia niż w zatrudnieniu. Zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw ogółem, które jest wypadkową zatrudnienia we wszystkich sekcjach, wykazuje 3-krotnie mniejszą zmienność niż szereg referencyjny. Najniższe współczynniki zmienności dotyczą zatrudnienia w transporcie i przemyśle, największe zaś w handlu, budownictwie i obsłudze nieruchomości i firm.

Ponieważ przedmiotem zainteresowania są wzajemne relacje w czasie cyklu, przeprowadzono analizę korelacji wzajemnych, które mają pokazać związki między zatrudnieniem a cyklem odniesienia z uwzględnieniem opóźnień i wyprzedzeń do 24 miesięcy. Wyniki tych obliczeń pokazuje tabela 2.

Obliczenia sugerują, że w większości sekcji, oprócz handlu, zatrudnienie jest opóźnione w stosunku do bieżącego cyklu koniunkturalnego o około 15–18 miesięcy i procykliczne. Jednocześnie wahania te wyprzedzają kolejny cykl o około pół roku, zapowiadając szczyt o przeciwnym kierunku. Najsilniejsze związki korelacyjne z cyklem referencyjnym wykazało zatrudnienie w transporcie i przetwórstwie przemysłowym.

**Tabela 2.**

**Korelacje wzajemne wahań koniunkturalnych cyklu referencyjnego i zatrudnienia z uwzględnieniem przesunięć czasowych**

Przesunięcie czasowe	Zatrudnienie ogółem		Zatrudnienie w produkcji przemysłowej		Zatrudnienie w budownictwie		Zatrudnienie w handlu		Zatrudnienie w transporcie		Zatrudnienie w obsłudze nieruchomości i firm	
	(-i)	(+i)	(-i)	(+i)	(-i)	(+i)	(-i)	(+i)	(-i)	(+i)	(-i)	(+i)
0	-0,26	-0,26	-0,24	-0,24	-0,26	-0,26	-0,32	-0,32	0,17	0,17	-0,34	-0,34
1	-0,28	-0,23	-0,29	-0,19	-0,28	-0,24	-0,31	-0,31	0,10	0,24	-0,36	-0,29
2	-0,31	-0,20	-0,34	-0,13	-0,30	-0,23	-0,31	-0,30	0,02	0,29	-0,38	-0,23
3	-0,34	-0,17	-0,39	-0,07	-0,32	-0,22	-0,31	-0,28	-0,09	0,33	-0,38	-0,18
4	-0,37	-0,13	-0,43	-0,01	-0,35	-0,21	-0,31	-0,25	-0,20	0,37	-0,36	-0,14
5	-0,39	-0,10	-0,47	0,05	-0,37	-0,19	-0,30	-0,22	-0,31	0,39	-0,31	-0,10
6	-0,39	-0,07	-0,50	0,10	-0,37	-0,17	-0,29	-0,19	-0,41	0,40	-0,24	-0,07
7	-0,38	-0,04	-0,50	0,14	-0,36	-0,15	-0,26	-0,15	-0,50	0,38	-0,15	-0,05
8	-0,36	-0,01	-0,48	0,18	-0,33	-0,12	-0,23	-0,11	-0,55	0,34	-0,07	-0,04
9	-0,31	0,03	-0,44	0,21	-0,29	-0,09	-0,17	-0,07	-0,58	0,29	0,01	-0,02
10	-0,26	0,07	-0,38	0,25	-0,23	-0,04	-0,12	-0,01	-0,59	0,23	0,08	-0,01
11	-0,20	0,12	-0,30	0,29	-0,18	0,01	-0,05	0,06	-0,57	0,18	0,15	0,01
12	-0,13	0,17	-0,22	0,32	-0,12	0,07	0,02	0,13	-0,54	0,14	0,22	0,03
13	-0,06	0,22	-0,13	0,34	-0,06	0,12	0,09	0,19	-0,50	0,10	0,29	0,04
14	0,02	0,25	-0,04	0,35	-0,01	0,16	0,16	0,23	-0,44	0,06	0,35	0,05
15	0,09	0,27	0,05	0,35	0,04	0,18	0,22	0,26	-0,39	0,02	0,38	0,05
16	0,15	0,27	0,13	0,32	0,09	0,20	0,27	0,27	-0,32	-0,03	0,39	0,05
17	0,21	0,25	0,21	0,29	0,14	0,20	0,31	0,27	-0,24	-0,08	0,39	0,04
18	0,26	0,23	0,27	0,24	0,19	0,20	0,34	0,25	-0,14	-0,12	0,37	0,02
19	0,30	0,19	0,32	0,19	0,23	0,19	0,36	0,22	-0,04	-0,16	0,34	0,00
20	0,33	0,15	0,35	0,14	0,26	0,19	0,37	0,18	0,07	-0,18	0,32	-0,04
21	0,36	0,11	0,38	0,08	0,29	0,17	0,38	0,13	0,17	-0,20	0,30	-0,07
22	0,37	0,05	0,40	0,02	0,31	0,15	0,37	0,08	0,26	-0,20	0,27	-0,11
23	0,38	0,00	0,41	-0,04	0,32	0,13	0,35	0,03	0,33	-0,20	0,24	-0,14
24	0,38	-0,04	0,41	-0,09	0,32	0,11	0,33	-0,01	0,39	-0,18	0,21	-0,16

Źródło: opracowanie własne

Aby upenić się co do wniosków wyciągniętych na podstawie analizy korelacji, przeprowadzono analizę przyczynowości Grangera, w ramach której określa się, czy wprowadzenie do funkcji autoregresji zmiennej objaśnianej ( $y$ ) zmiennych objaśniających ( $x$ ) zgodnie z równaniem (1), poprawi jej dopasowanie. Zmienne objaśniające stanowią przyczynę w sensie Grangera zmiennej objaśnianej, jeśli parametry równania ( $\beta_1 \dots \beta_n$ ) są istotne statystycznie, a uwzględnienie ich w równaniu (1), poprawia możliwość szacowania wartości zmiennej ( $y$ ) [Chow, 1995].



$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_n y_{t-n} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_n x_{t-n} \quad (1)$$

W przeprowadzonej analizie przyczynowości kolejnymi zmiennymi objaśnianymi ( $y$ ) były szeregi czasowe obrazujące wahania koniunkturalne w zatrudnieniu ogółem oraz w zatrudnieniu w poszczególnych sekcjach gospodarki, natomiast zmienną objaśniającą ( $x$ ) był cykl referencyjny. Podobnie jak w analizie korelacji, maksymalne uwzględnione wyprzedzenie szeregu referencyjnego wobec zmiennych objaśnianych wynosiło 24 miesiące ( $n = 24$ ). Najdłuższe istotne wyprzedzenia zgodnie z analizą przyczynowości prezentuje tabela 3.

**Tabela 3.**

Najdłuższe istotne wyprzedzenia wahań cyklu referencyjnego wobec fluktuacji w zatrudnieniu (w miesiącach)

Hipoteza zerowa	Wyprzedzenia cyklu referencyjnego	Statystyka $F$	Prawdopodobieństwo	Wniosek
Szereg referencyjny nie jest przyczyną zatrudnienia ogółem	24	3,14407	0,00061	hipoteza zerowa odrzucona
Szereg referencyjny nie jest przyczyną zatrudnienia w przetwórstwie przemysłowym	24	1,87382	0,03755	hipoteza zerowa odrzucona
Szereg referencyjny nie jest przyczyną zatrudnienia w handlu i naprawach	24	2,75284	0,00211	hipoteza zerowa odrzucona
Szereg referencyjny nie jest przyczyną zatrudnienia w budownictwie	22	2,30248	0,00828	hipoteza zerowa odrzucona
Szereg referencyjny nie jest przyczyną zatrudnienia w obsłudze nieruchomości i firm	24	2,51334	0,00951	hipoteza zerowa odrzucona
Szereg referencyjny nie jest przyczyną zatrudnienia w transporcie	14	1,95238	0,03466	hipoteza zerowa odrzucona

Źródło: opracowanie własne.

Wahania w szeregu referencyjnym stanowią przyczynę w sensie Grangera fluktuacji koniunkturalnych zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw ogółem, przetwórstwie przemysłowym, handlu i naprawach oraz obsłudze nieruchomości i firm z wyprzedzeniem do 24 miesięcy, w budownictwie do 22 miesięcy, a w transporcie do 14 miesięcy.

W dalszej części badania przeprowadzono analizę regresji, aby potwierdzić lub odrzucić obserwacje poczynione na podstawie korelacji i przyczynowości. W kolejnych ujęciach zmiennymi objaśnianymi były wahania w zatrudnieniu ogółem oraz w kolejnych sekcjach, a zmienną objaśniającą szereg referencyjny z wyprzedzeniami wynikającymi z przyczynowości. Zastosowano metodę regresji krokowej, która pozwala na wprowadzanie i odrzucanie kolejnych zmiennych objaśniających do równania, aż do momentu uzyskania

najlepiej dopasowanej funkcji. Zatem początkowa postać równania regresji była zgodna z funkcją (2).

$$Z_t = \alpha + \beta REF_{t-n} \quad (2)$$

gdzie:  $Z_t$  — wahania koniunkturalne w bieżącym okresie w kolejnych sekcjach gospodarki, wprowadzane kolejno zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw ogółem (ZO), zatrudnienie w przetwórstwie przemysłowym (ZPP), zatrudnienie w handlu i naprawach (ZHN), zatrudnienie w budownictwie (ZB), zatrudnienie w obsłudze nieruchomości i firm (ZON), zatrudnienie w transporcie (ZT);  $REF_{t-n}$  — wahania koniunkturalne w cyklu referencyjnym z wyprzedzeniami do  $n$  okresów, przy czym maksymalna liczba okresów wyprzedzeń ( $n$ ) uwzględnianych przy budowie funkcji wynika z przyczynowości Grangera;  $\alpha, \beta$  — parametry równania.

Budując najlepiej dopasowane funkcje regresji, ostatecznie otrzymano równania (3) — (8), których dopasowanie prezentuje tabela 4., a oceny parametrów tabela 5.

$$ZO_t = 92,77392 + 0,072402 REF_{t-16} \quad (3)$$

$$ZPP_t = 93,82499 + 0,062171 REF_{t-16} \quad (4)$$

$$ZHN_t = 82,55141 + 0,174493 REF_{t-17} \quad (5)$$

$$ZB_t = 91,99817 + 0,079033 REF_{t-20} \quad (6)$$

$$ZON_t = 109,9026 - 0,10092 REF_{t-24} \quad (7)$$

$$ZT_t = 89,87449 + 0,100596 REF_{t-5} \quad (8)$$

## Tabela 4.

Podsumowanie funkcji regresji (3) — (8)

	Skorygowany $R^2$	Statystyka $F$	Błąd standardowy estymacji
Funkcja (3)	0,03737011	$F(1,88) = 4,4551$	1,17880
Funkcja (4)	0,05272818	$F(1,88) = 5,9540$	0,87555
Funkcja (5)	0,04373908	$F(1,88) = 5,0708$	2,72140
Funkcja (6)	0,02132269	$F(1,92) = 3,0262$	1,64920
Funkcja (7)	0,04544251	$F(1,88) = 5,2369$	1,53570
Funkcja (8)	0,17532599	$F(1,98) = 22,047$	0,71907

Źródło: opracowanie własne.

## Tabela 5.

Oceny parametrów funkcji (3) — (8)

	Nazwa parametru	Wartość parametru	Błąd standardowy parametru	$t$	poziom $p$
Funkcja (3)	Wyraz wolny	92,77392	3,434540	27,01204	0
	$REF_{t-16}$	0,072402	0,034303	2,1107	0,037635

	Nazwa parametru	Wartość parametru	Błąd standardowy parametru	$t$	poziom $p$
Funkcja (4)	Wyraz wolny	93,82499	2,551086	36,77844	0
	$REF_{t-16}$	0,062171	0,025479	2,440087	0,016689
Funkcja (5)	Wyraz wolny	82,55141	7,750016	10,65177	0
	$REF_{t-17}$	0,174493	0,077488	2,251851	0,026821
Funkcja (6)	Wyraz wolny	91,99817	4,531667	20,30118	0
	$REF_{t-20}$	0,079033	0,045432	1,739602	0,085273
Funkcja (7)	Wyraz wolny	109,9026	4,381995	25,08049	0
	$REF_{t-24}$	-0,10092	0,0441	-2,28843	0,024508
Funkcja (8)	Wyraz wolny	89,87449	2,145109	41,89739	0
	$REF_{t-5}$	0,100596	0,021424	4,69547	0

Źródło: opracowanie własne.

Otrzymane funkcje pozwalają sądzić, że wahania koniunkturalne w cyklu referencyjnym wpływają na fluktuacje w zatrudnieniu w poszczególnych sekcjach gospodarki z wyprzedzeniem najczęściej około półtora roku. Najdłuższe, 24-miesięczne, wyprzedzenie występuje w przypadku wpływu cyklu odniesienia na zatrudnienie w obsłudze nieruchomości i firm, a najkrótsze, 5-miesięczne, w przypadku zatrudnienia w transporcie. Można zatem przypuszczać, że zatrudnienie w poszczególnych sekcjach gospodarki jest opóźnione względem ogólnej sytuacji koniunkturalnej.

Na podstawie wartości parametrów przy funkcjach regresji (3) — (8) można sądzić, że zmiany koniunkturalne w zatrudnieniu są procykliczne. Dodatkowo wartości parametrów oznaczają, że poprawa (pogorszenie) koniunktury gospodarczej, mierzone wzrostem (spadkiem) cyklu referencyjnego, powoduje z pewnym opóźnieniem wzrost (spadek) zatrudnienia zarówno w sektorze przedsiębiorstw ogółem, jak i w poszczególnych sekcjach.

Jedynym wyjątkiem jest zatrudnienie w obsłudze nieruchomości i firm, w przypadku którego z długim, 2-letnim opóźnieniem, w odpowiedzi na wzrost (spadek) koniunktury następuje spadek (wzrost) zatrudnienia. Ponieważ jednak często prawidłowością jest to, że zmiany w szeregach czasowych opóźnionych wobec szeregu referencyjnego zapowiadają kolejny cykl koniunkturalny, można przypuszczać, że taka sytuacja ma miejsce w tym przypadku.

Najwięcej wątpliwości budzi jednak stosunkowo słabe dopasowanie kolejnych funkcji regresji (3) — (8). Najlepiej dopasowana funkcja regresji (8), obrazująca wpływ szeregu odniesienia na zatrudnienie w transporcie, ma skorygowany współczynnik determinacji wynoszący (0,18). Oznacza to, że funkcja ta tłumaczy koniunkturalne zmiany w zatrudnieniu w transporcie w 18%. Pozwala to sądzić, że sytuacja związana z ogólną sytuacją koniunkturalną nie jest główną determinantą zmian w zatrudnieniu, ale na zmiany te oddziałują również inne czynniki. Ponadto, sztywność rynku pracy łagodzi wpływ koniunktury w całej gospodarce na zatrudnienie.

## Wnioski końcowe

Przeprowadzone badania pozwalają stwierdzić, że na zatrudnienie pracowników w sektorze przedsiębiorstw mają wpływ czynniki koniunkturalne. Dzięki zastosowaniu procedury dekompozycji wyodrębniono fluktuacje koniunkturalne w przeciętnym zatrudnieniu w sektorze przedsiębiorstw ogółem; w produkcji przemysłowej; budownictwie; handlu i naprawach; transporcie, gospodarce magazynowej i łączności oraz obsłudze nieruchomości i firm.

Na podstawie takich charakterystyk, jak odchylenie standardowe od średniej, różnica między wartościami maksymalnymi i minimalnymi czy współczynnik zmienności, można przypuszczać, że siła oddziaływania koniunktury na zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw, zarówno w ujęciu ogółem, jak i w poszczególnych sekcjach, jest znacznie mniejsza niż siła oddziaływania na cykl referencyjny.

Wbrew obserwacjom dokonany w krajach o rozwiniętych gospodarkach, w Polsce w latach 1993–2002 najsilniejsze fluktuacje koniunkturalne wystąpiły w zatrudnieniu w handlu i naprawach oraz w transporcie, gospodarce magazynowej i łączności, zatem w sekcjach reprezentujących sferę usług.

Jest to prawdopodobnie związane z okresem transformacji, w którym znajduje się polska gospodarka. Pozostałe sekcje, jak przemysł, budownictwo, transport, wymagają dużych nakładów kapitałowych, w związku z tym zmiana skali działania tych przedsiębiorstw nie może się dokonać zbyt szybko. Natomiast firmom działającym w handlu łatwiej rozwinąć lub zmniejszyć zatrudnienie, wykorzystując ogólną sytuację koniunkturalną.

Zatrudnienie w sekcjach okazało się procykliczne, poprawa koniunktury przyczynia się do wzrostu zatrudnienia, recesja pociąga za sobą jego spadek. Zaobserwowano jednak, że występują przesunięcia czasowe między cyklem referencyjnym a zatrudnieniem. Zatrudnienie jest zmienną, która reaguje z opóźnieniem wobec zmian koniunkturalnych na rynku, przy czym najczęściej występujące opóźnienie wynosi ponad 1 rok. Najkrótsze, 5-miesięczne, a jednocześnie najistotniejsze ze statystycznego punktu widzenia, opóźnienia w dostosowaniu zatrudnienia do zmian koniunkturalnych można zaobserwować w przypadku zatrudnienia w transporcie.

## Bibliografia

- Barczyk R., 1989, *Teoretyczne podstawy statystycznych analiz współczesnych wahań koniunkturalnych*, GUS — PAN, Warszawa.
- Blanchard O., Portugal P., 2001, *What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Market*, „The American Economic Review”, March.
- Bleakley H., Ferris A. E., 1999, *New Data on Worker Flows During Business Cycles*, „New England Economic Review”, July/August.
- Caplin A., Leahy J., 1993, *Sectoral Shocks, Learning, and Aggregate Fluctuations*, „Review of Economic Studies”, October.
- Chow G.C., 1995, *Ekonometria*, PWN, Warszawa.

- Cieślak M., 2002, *Prognozowanie analogowe*, w: *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, red. nauk. Maria Cieślak, PWN, Warszawa.
- Cooper R., Haltiwanger J., Power L., 1999, *Machine Replacement and the Business Cycle: Lumps and Bumps*, „The American Economic Review”, September.
- Diebold F. X., Rudebusch G. D., 2001, *Five Questions about Business Cycles*, Economic Review (Federal Reserve Bank of San Francisco).
- Filardo A. J., 1997, *Cyclical implications of the declining manufacturing employment share*, „Economic Review” (Federal Reserve Bank of Kansas City), 2<sup>nd</sup> Quarter, Vol. 82 Issue 2.
- Hall R. E., Taylor J. B., 2000, *Makroekonomia*, PWN, Warszawa.
- den Haan W. J., Ramey G., Watson J., 2000, *Job Destruction and Propagation of Shocks*, „The American Economic Review”, June.
- Kowalczyk Z., 1982, red., *Koniunktura gospodarcza*, PWE, Warszawa.
- Kropiwnicki J., 1976, *Teoria automatycznych stabilizatorów koniunktury*, PWN, Warszawa.
- Kubiak P., Kwiatkowski E., Kucharski L., 2000, *Mobilność międzygałęziowa i wewnętrzna gałęziowa siły roboczej w Polsce w latach 1994–1998*, „Ekonomista” nr 6.
- Kydland F.E., Prescott E.C., 1990, *Business cycles: Real facts and a monetary myth*, „Quarterly Review” (Federal Reserve Bank of Minneapolis), Spring.
- Long J. B. Jr., Plosser Ch. I., 1983, *Real Business Cycles*, „Journal of Political Economy”, February.
- Loungani P., Trehan B., 1997, *Job creation and destruction*, „FRBSF Economic Letter”, 05/02/97, Vol. 97, Issue 13.
- Newell A., Pastore F., Socha M., 2000, *Niektóre czynniki kształtujące regionalną strukturę bezrobocia w Polsce*, „Ekonomista” nr 6.
- Schumpeter J. A., 1951, *The Analysis of Economic Change*, w: *Readings in Business Cycles Theory*, red. nauk. G. Haberler, The Blakiston Company, Philadelphia–Toronto.
- Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P., 1998, *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, PWN, Warszawa.
- Tokarski T., 2001, *Wzrost gospodarczy a zatrudnienie w wybranych krajach OECD*, „Gospodarka Narodowa” nr 7–8.

### **A b s t r a c t** The Business Cycle Dependent Fluctuation of Employment in Sectors in Polish Economy



One of the factors determining the number of employed workers is the business cycle. From theoretical point of view during the bettering (worsening) phase of the business cycle the number of employees increases (decreases). Creation and reduction of posts enterprises is the cause of the flow of workers between employment in different firms and branches of economy.

The main aim of the paper is the evaluation of business cycle influence on the number employees in Poland in the period 1993–2002. Research was done both into employment in enterprise sector in general and employment in particular branches of economy such as manufacturing, construction, trade and repair, transport, storage and communication and real estate and business activities.

The results allow to suppose that in Poland the fluctuation in the number of employed workers is influenced by the business cycle, but this influence is not very strong. Fluctuation in employment is pro-cyclical, which means that improvement (worsening) of the business cycle influences the growth (decline) of employment. It was also observed that there are some time leads between reference cycle and employment. Employment is a lagging variable, which means that changes in the number of employees are lagged in relation to changes in the overall business cycle, usually with approximately 1 year of lag.