Aleksandra Gaweł

ZATRUDNIENIE I WYDAJNOŚĆ PRACY W POLSKIM PRZEMYŚLE W CYKLU KONIUNKTURALNYM

Wstęp

Od początku lat 90. w polskim przemyśle spada zatrudnienie i wzrasta wydajność pracy. Jest to skutek oddziaływania długookresowego trendu rozwojowego gospodarki, który jest okresowo modyfikowany przez fluktuacje koniunkturalne.

Wahania koniunkturalne są średniookresowymi odchyleniami od trendu (J. B. Long, Ch. I. Plosser, 1983), przejawiającymi się w przemiennie występujących okresach, gdy gospodarka znajduje się poniżej lub powyżej tendencji długookresowej. Wahania koniunkturalne dotykają wszystkich dziedzin gospodarki (R. Barczyk, 1997). Na gruncie teorii endogenicznych fluktuacje są uważane za wynik samowyzwalających się mechanizmów, inne modele uznają jednak czynniki zewnętrzne lub egzogeniczne szoki przypadkowe jako czynniki sprawcze (V. Zarnowitz, 1997). W czasie cyklu koniunkturalnego występują wzajemne powiązania we fluktuacjach poszczególnych agregatów gospodarczych, innymi słowy obserwuje się cykliczną zależność kierunkową (J. Siedlecki, 2000), określającą wpływ jednej wielkości ekonomicznej na drugą.

W gospodarkach rozwiniętych ekonomicznie wahania koniunkturalne w zatrudnieniu i wydajności pracy mają ten sam kierunek co fluktuacje w kształtowaniu się ogólnej sytuacji ekonomicznej, mierzonej najczęściej wskaźnikiem produktu krajowego brutto, są zatem zmiennymi procyklicznymi (R. E. Hall, J. B. Taylor, 2000). W czasie poprawy sytuacji koniunkturalnej liczba zatrudnionych pracowników i efektywność ich pracy wzrastają, natomiast w czasie recesji zmniejszają się.

Celem artykułu jest określenie wzajemnych relacji między wahaniami koniunkturalnymi na rynku pracy w zakresie zatrudnienia i wydajności pracy a cyklem referencyjnym w polskiej gospodarce, w szczególności określenie procykliczności lub antycykliczności wahań zmiennych rynku pracy oraz przesunięć czasowych między nimi a cyklem odniesienia. Podstawą analizy była sytu-

acja w przemyśle przetwórczym w latach 1993–2002. Pierwszym etapem badania było przeprowadzenie dekompozycji sezonowej szeregów czasowych w celu zidentyfikowania wahań koniunkturalnych. Następnie na podstawie analizy korelacji i testu przyczynowości Grangera, określono następstwa czasowe między wahaniami w szeregach czasowych poszczególnych zmiennych. Wreszcie metoda regresji pozwoliła na znalezienie najistotniejszych powiązań między wahaniami koniunkturalnymi w cyklu referencyjnym a liczbą zatrudnionych pracowników i wydajnością pracy.

1. Czynniki kształtujące zatrudnienie w teorii ekonomii i ich wpływ na wahania koniunkturalne rynku pracy

Analizę czynników wpływających na popyt na pracę można rozpocząć od ujęcia klasyków ekonomii (opracowanie poglądów A. Smitha, L. Walrasa i A. Marshalla na podstawie W. Milo, Z. Wesoły, U. Cieśluk, 1999). Zgodnie z poglądami A. Smitha, popyt na pracę jest funkcją statystycznej miary bogactwa narodu (*WEA*), liczby ludności w wieku produkcyjnym (N^S), kapitału fizycznego gospodarki (K_{ph}), jednostkowych realnych wynagrodzeń ($\hat{W}$), realnej stopy procentowej ($\check{R}$), wydajności pracy z okresu wcześniejszego $[(Y / N_w^d)_{t-1})]$, rozumianej jako produkcja (Y) przypadająca na zatrudnionych pracowników (N_w^d), stanu koniunktury gospodarczej (*PROSP*) oraz wydatków na postęp techniczny (*YTP*), co można ująć w funkcji (1):

$$N^d = g^d\,(WEA, N^s, K_{ph}, \hat{W}, \check{R}, (Y / N_w^d)_{t-1}, PROSP, YTP, \alpha^d), \qquad (1)$$

gdzie:
g^d – postać funkcji popytu na pracę,
α^d – wektor parametrów równania.

Teoria L. Walrasa zakłada, że popyt na pracę wynika z indeksów cen dóbr konsumpcyjnych (*PCG*) i czynników produkcji (*PPF*) oraz bogactwa kapitalistów (*WEAC*), co można zaprezentować przy pomocy funkcji (2):

$$N^d = g^d\,(PCG, PPF, WEAC, \alpha^d). \qquad (2)$$

Z kolei A. Marshall uzależnia popyt na pracę do wydajności pracy (Y / N_w^d), wartości dywidend (*DIV*), średniego poziomu wykształcenia pracowników (*EDL*), siły przetargowej pracy (*BPW*) oraz przyrostu wydajności pracy $(\Delta Y / N_w^d)$, jak wskazuje funkcja (3):

$$N^d = g^d\,(Y / N_w^d, DIV, EDL, BPW, \Delta Y / N_w^d, \alpha^d). \qquad (3)$$

Współcześnie popyt na pracę wyznacza się z funkcji produkcji (Y), która tradycyjnie jest funkcją liczby zatrudnionych pracowników (L), nakładów kapitałowych (K) oraz efektywności pracy (A), rozumianej jako zasób wiedzy wykorzystywany w procesie produkcyjnym, przy czym najczęściej nakłady A i L są włączane do modeli multiplikatywnie i rozumiane jako nakład pracy efektywnej (AL). Zatem związki te przedstawia równanie (4) (przyt. za D. Romer, 2000):

$$Y = f(AL, K) . \tag{4}$$

Przy funkcji produkcji (4) popyt na pracę zgłaszany przez przedsiębiorstwa wynika ze zrównania wynagrodzenia realnego płaconego pracownikom i produktu krańcowego ich pracy, rozumianego jako przyrost produkcji dokonany pod wpływem przyrostu zatrudnienia (E. Kwiatkowski, 2002).

W polskich badaniach prowadzonych przez zespół prof. W. Welfe przyjęto, że efektywny popyt na pracę wynika z potencjalnego popytu na pracę oraz nierównowagi na rynku pracy. Potencjalny popyt na pracę jest uzależniony od popytu na dobra krajowe, wynikającego z ich cen realnych, wydajności pracy, oraz od potencjalnego PKB możliwego do osiągnięcia przy pełnym wykorzystaniu maszyn i urządzeń. Natomiast nierównowaga na rynku pracy wynika z relacji zarejestrowanych miejsc pracy do liczby osób poszukujących pracy (W. Welfe, A. Welfe, W. Florczak, L. Sabanty, 2001).

Wzrost popytu na pracę uważany jest za wynik wzrostu gospodarczego, mierzonego dynamiką PKB. W gospodarkach rozwiniętych zwiększenie wzrostu gospodarczego o ok. 1% powoduje przyrost tempa wzrostu popytu na pracę o ok. 0,3–0,7%. Przy niskim tempie wzrostu gospodarczego wzrost zatrudnienia następuje dopiero po przekroczeniu pewnego poziomu, w innym przypadku następuje bezzatrudnieniowy wzrost gospodarczy. Obrazuje to równanie (5) (A. B. Czyżewski, N. Łapicka-Sobczak, 2001);

$$r_L = \alpha + \beta\, r_{PKB}, \tag{5}$$

gdzie:

r_L – tempo wzrostu popytu na pracę,

α – parametr mówiący o tempie wzrostu zatrudnienia przy zerowym PKB,

β – elastyczność zatrudnienia względem PKB,

r_{PKB} – tempo wzrostu PKB.

Podaż pracy jest tradycyjnie wyprowadzana z problemu wyboru optymalizującego korzyści pracownika. Zgodnie z neoklasyczną funkcją użyteczności pracownik, dysponując swoim zasobem pracy, dokonuje substytucji między czasem wolnym a czasem pracy. Czas pracy wymaga od pracownika poniesienia wysiłku, w tym znaczeniu przynosi mi przykrość, ale przynosi również korzyści

w postaci wynagrodzenia za pracę, które pozwala na uzyskanie określonego poziomu konsumpcji. Zatem w konsekwencji decyzja pracownika o podjęciu zatrudnienia jest wynikiem wyboru między poziomem konsumpcji, możliwym do osiągnięcia w wyniku otrzymania wynagrodzenia za pracę, a czasem wolnym. Celem tego wyboru jest maksymalizowanie różnicy między wynagrodzeniem a wysiłkiem koniecznym do wykonania pracy (C. Shapiro, J. E. Stiglitz, 1984). Każda osoba wybiera zatem czy podjąć pracę, czy zostać bezrobotnym.

Ponieważ jednak osoby, które nie podejmą zatrudnienia, mogą osiągnąć alternatywne wobec płacy dochody z tytułu zasiłków dla bezrobotnych, problem optymalizacji rozszerza się o kwestię maksymalizacji różnicy między użytecznością pracowników z płacy a użytecznością wynikającą z zasiłków dla bezrobotnych (V. M. Montuenga-Gómez, M. Fernández, 2001). Jeśli pracownik podejmuje pracę, wówczas otrzymuje wynagrodzenie i ponosi wysiłek związany z pracą, zaś nie otrzymuje zasiłków dla bezrobotnych. Natomiast decyzja o pozostaniu bezrobotnym jest równoznaczna z rezygnacją z wynagrodzenia i zakończeniem wysiłku, ale z pobieraniem zasiłków dla bezrobotnych.

Na łączną podaż pracy na rynku, oprócz problemu indywidualnych decyzji, wpływa sytuacja związana z czynnikami demograficznymi, kształtującymi liczbę osób w wieku produkcyjnym.

Zrównanie popytu i podaży pracy powinno pozwolić na ustalenie się wynagrodzenia równowagi. W rzeczywistości jednak na rynku pracy obserwuje się znaczną sztywność płac, wynikającą z negocjacji płacowych między pracodawcami a pracownikami, często reprezentowanymi przez związki zawodowe, w czasie których przedsiębiorstwa nie chcą się zgodzić na podniesienie płac, a związki zawodowe na ich obniżenie. W konsekwencji płace są sztywne, a na rynku pracy występuje bezrobocie (E. Kwiatkowski, 2002).

Rynek pracy jest jednak o tyle specyficznym rynkiem, że oprócz czynników ekonomicznych oddziałuje na niego sfera społeczna i polityczna (M. Garbicz, E. Golachowski, 2001). Przejawia się to w ograniczeniach wynikających z obowiązujących ram prawnych, jak przykładowo płace minimalne czy możliwość swobodnego zwalniania pracowników. Na rynku pracy występuje ograniczona konkurencja między pracownikami, wynikająca z nieelastycznej możliwości substytucji między pracownikami ze względu na ich różne kwalifikacje, doświadczenia czy możliwość mobilności przestrzennej.

Zatrudnienie w gospodarce jest procykliczne, czyli fluktuacje w liczbie pracowników odbywają się w tym samym kierunku co zmiany ogólnej sytuacji gospodarczej. Poprawie (pogorszeniu) koniunktury towarzyszy wzrost (spadek) liczby zatrudnionych pracowników. Wahania zatrudnienia mają jednak mniejszą amplitudę niż wahania w całej gospodarce (K. Ralf, 2000).

Z teoretycznego punktu widzenia źródła wahań koniunkturalnych na rynku pracy mogą leżeć po stronie pracodawców lub pracowników. Fluktuacje pro-

dukcji, wywołane szokami popytowymi czy podażowymi, zmianami cen realnych czy też innych czynników, w konsekwencji mogą powodować wahania zapotrzebowania na pracę. Zmiany w poziomie wynagrodzenia realnego, alternatywnego dochodu w postaci zasiłku dla bezrobotnych czy zasobie pracy przyczyniają się do wahań w podaży pracy. W konsekwencji następują przepływy pracowników zarówno między zatrudnieniem a bezrobociem, jak i między aktywnością i biernością zawodową.

Zmiany w ogólnej liczbie zatrudnionych są wypadkową dwóch przeciwstawnych decyzji przedsiębiorstw o zatrudnieniu lub zwalnianiu pracowników. W czasie recesji firmy likwidują miejsca pracy, a w czasie poprawy koniunktury tworzą nowe. Jednak redukcja miejsc pracy w warunkach pogorszającej się koniunktury przewyższa kreację nowych miejsc pracy w sytuacji poprawy koniunktury (Sill, 1998). Wynika to z kosztów dostosowania zatrudnienia (J. R. Campbell, J. D. M. Fisher, 1997). Dodatkowo w czasie poprawy koniunktury aktywnością w kreowaniu nowych miejsc pracy wykazują się głównie nowe firmy, które wykorzystując dobry okres gospodarczy, wchodzą na rynek. Natomiast w czasie recesji redukcja miejsc pracy jest przede wszystkim udziałem starszych i większych przedsiębiorstw, które stają przed koniecznością restrukturyzacji swojej działalności (H. Bleakley, A. E. Ferris, 1999). Zatem w czasie cyklu koniunkturalnego może zmieniać się zarówno rozmiar popytu na pracę, jak i jego struktura.

Recesja, powodując wzrost bezrobocia, pociąga za sobą również silne i długotrwałe zakłócenie normalnej ścieżki wzrostu zatrudnienia (H. Bleakley, A. E. Ferris, 1999). Bezrobotni, którzy w czasie recesji pozostają bez pracy ponad rok, stają się bezrobotnymi długookresowymi, a zatem mają coraz mniejsze szanse na ponowne zatrudnienie. Stają się w ten sposób outsiderami na rynku pracy (B. Walsh, 2000). Osoby, które straciły pracę w czasie poprawy koniunktury, mogą ją łatwiej ponownie znaleźć niż pracownicy zwolnieni w czasie recesji, stąd też krócej pozostają bezrobotne. Jednocześnie w czasie poprawy koniunktury, gdy zagregowane bezrobocie spada, bezrobotni długookresowi mają większą szansę na odzyskanie pracy (M. Rosholm, 2001).

Czynniki ekonomiczne oddziałują na rynek pracy w różnym czasie. W krótkim okresie fluktuacje zatrudnienia są zdeterminowane przez szoki w zagregowanym popycie. Wahania popytu na produkty prowadzą do zmian w wielkości produkcji, co generuje krótkookresowe zmiany w zatrudnieniu. Natomiast w długim czasie zmiany sytuacji na rynku pracy wynikają ze zmian demograficznych oraz zmian technologicznych, wpływających poprzez wyposażenie kapitałowe pracowników na wydajność pracy (M. Balmaseda, J. J. Dolado, J. D. López-Salido, 2000).

Źródła fluktuacji na rynku pracy uzależnia się też od kwalifikacji pracowników. Wzrost konsumpcji, czyli zmiany popytowe na rynku produktów, są przy-

czyną wzrostu zatrudnienia wysoko wykwalifikowanych pracowników, głównie w sferze usług. Natomiast zmiany technologiczne są powodem likwidacji miejsc pracy i zwolnień pracowników o niskich kwalifikacjach (M. B. Gregory, B. Zissimos, Ch. Greenhalgh, 2001).

Na rynku pracy ważna jest również protekcja państwa. Im protekcja jest większa, tym odnotowuje się mniejsze przepływy pracowników między poszczególnymi miejscami pracy i dłuższy okres pozostawania bezrobotnym w przypadku utraty pracy[1]. Protekcja państwa zmniejsza mobilność pracowników.

Badania wskazują, że wynagrodzenia i ceny są jednymi z determinant silniej wpływających na rozwoju rynku pracy. Stąd też polityka rynku pracy powinna bazować na formowaniu cen i wynagrodzeń, a nie na determinowaniu zatrudnienia (T. M. Andersen, S. Hylleberg, 2000). Polityka rynku pracy przyczyniająca się do centralnego sposobu ustalania płac może powstrzymać ich zbyt gwałtowny wzrost, co może stać się przyczyną rozwoju rynku pracy (B. Walsh, 2000).

2. Zmiany koniunkturalne wydajności pracy

Wydajność pracy może być rozumiana jako produkcja przypadająca na jednego zatrudnionego (6):

$$W_L = Y/L, \tag{6}$$

gdzie:
W_L – wydajność pracy.

Alternatywne ujęcie przyjmuje, że wydajność pracy wynika z wartości dodanej brutto w cenach stałych przypadających na jednego zatrudnionego (J. J. Sztaudynger, 2000) i jest uzależniona od technicznego uzbrojenia pracy (7):

$$\ln X/L = \alpha + \beta \ln K/L, \tag{7}$$

gdzie:
X – wartość dodana brutto w cenach stałych,
X/L – wydajność pracy,
K – środki trwałe w cenach stałych,
K/L – techniczne uzbrojenie pracy.

[1] O. Blanchard, P. Portugal (2001) pokazują, że przy tym samym poziomie bezrobocia w Portugalii, gdzie protekcja na rynku pracy jest duża, występują mniejsze przepływy pracowników między zatrudnieniem w poszczególnych miejscach pracy i dłuższy czas bycia bezrobotnym niż w USA.

Wahania koniunkturalne wydajności pracy są wypadkową zmian w produkcji i zatrudnieniu (M. Lubiński, 2002). Fluktuacje koniunkturalne w wydajności pracy są silne, o większej amplitudzie niż wahania zatrudnienia czy produkcji. Wynika to z faktu, że zmiany wielkości produkcji są spowodowane nie tylko ruchami zatrudnienia, ale również zmianami nakładów kapitałowych i technologii. Elastyczność zatrudnienia względem produkcji jest mniejsza od jedności, koniunkturalne fluktuacje produkcji są większe niż zmiany w zatrudnieniu. Generuje to fluktuacje w wydajności pracy, które są silnie procykliczne, ale jednocześnie wyprzedzają zmiany ogólnogospodarcze (K. Ralf, 2000).

Powodem takiej sytuacji jest fakt, że przedsiębiorstwa, minimalizując koszty, w czasie recesji starają się zatrzymać wykwalifikowanych pracowników, akceptując ich mniejszą wydajność pracy (R. E. Hall, J. B. Taylor, 2000), która następnie w czasie boomu gospodarczego wzrasta. Dodatkowo spadek wydajności w czasie recesji może wynikać z faktu, że przedsiębiorstwa nie potrafią się szybko zrestrukturyzować w odpowiedzi na zmniejszającą się skalę produkcji (P. Loungani, B. Trehan, 1997).

Zmiany w wydajności pracy są w niektórych modelach traktowane wprost jako źródło szoków technologicznych czy podażowych wywołujących wahania koniunkturalne, szczególnie dotyczy to modeli jednosektorowych gospodarki. Szoki technologiczne, które zmieniają średnią produktywność pracy, podnoszą obecną wartość płac i wpływają na stopę likwidacji miejsc pracy (T. Shimer, 2003), przynoszą wzrost wydajności połączony ze spadkiem zatrudnienia. Natomiast szoki nietechnologiczne, na przykład popytowe, przyczyniają się do jednoczesnego wzrostu wydajności pracy i zatrudnienia (J. Galí, 1999).

3. Zmiany w zatrudnieniu i wydajności pracy w polskim przemyśle w okresie transformacji

Po rozpoczęciu procesu transformacji w gospodarce polskiej wyraźnie zaznacza się tendencja do redukcji zatrudnienia w przetwórstwie przemysłowym. Na systematyczne zwolnienia pracowników składa się kilka przyczyn. Szacuje się, że przed rokiem 1989 w przemyśle przetwórczym istniało aż 25%-towe ukryte bezrobocie (T. Tokarski, 2001). Zatem naturalnym procesem po wprowadzeniu zasad gospodarki rynkowej jest zwolnienie części pracowników i dostosowywanie ich liczby do potrzeb produkcyjnych.

Restrukturyzacja i prywatyzacja gospodarki polskiej, powodujące zwolnienia pracowników nie posiadających odpowiednich kwalifikacji, są procesami długookresowymi. Wywołuje to długotrwały napływ zwalnianych pracowników do bezrobocia (A. Newell, F. Pastore, M. Socha, 2000).

Transformacja gospodarki polskiej stwarza konieczność rozwoju sfery usług i nowoczesnych gałęzi przemysłu, co, prowadząc do realokacji pracowników, wiąże się z okresową redukcją zatrudnienia (P. Kubiak, E. Kwiatkowski, L. Kucharski, 2000). Wreszcie, procesy rozwojowe obserwowane na całym świecie prowadzą do zmniejszenia zatrudnienia w przemyśle na rzecz usług. W Polsce ta tendencja również jest widoczna.

Mimo redukcji zatrudnienia efektywność produkcji przemysłowej i pracy ludzkiej cały czas rośnie. Wydajność pracy od początku transformacji wzrosła kilkakrotnie. Wzrost ten ma swoje źródła zarówno w wykorzystaniu rezerw tkwiących w przedsiębiorstwach, jak w zmianach strukturalnych przemysłu, związanych z redukcją branż przestarzałych i rozwojem nowoczesnych (E. Kryńska, H. Sobocka-Szczapa, A. B. Czyżewski, 2001).

4. Przemysł przetwórczy w cyklu koniunkturalnym

W gospodarkach kapitalistycznych przemysł przetwórczy jest powszechnie uważany za sektor najbardziej podatny na czynniki koniunkturalne (A. J. Filardo, 1997). Na taką sytuację wpływają następujące cechy przemysłu:

- w przemyśle istnieje odłożony popyt, w czasach pogorszenia się warunków koniunkturalnych spadają zakupy produktów przemysłowych, głównie dóbr trwałego użytku;
- istnieje możliwość przechowywania wyrobów przemysłowych;
- przemysł jest podatny na zmiany na rynkach światowych, odczuwa zatem wpływ impulsów międzynarodowych;
- produkcja wymaga dużych inwestycji kapitałowych, jest w związku z tym podatna na wahania stóp procentowych.

Inne działy gospodarki, jak choćby edukacja czy sfera budżetowa, są uważane za działy stabilizujące koniunkturę gospodarczą (J. Kropiwnicki, 1976) ze względu na uniezależnienie sytuacji w tych działach, w tym również w zakresie wielkości zatrudnienia, od warunków koniunkturalnych.

5. Założenia i metoda zastosowana do badań zatrudnienie i wydajności pracy w polskim przemyśle przetwórczym

Ze względu na stosunkowo wysoką podatność przemysłu przetwórczego na czynniki koniunkturalne ograniczono badania cykliczności zatrudnienia i wydaj-

ności pracy w gospodarce do danych tego sektora. W klasyfikacji EKD polskiej gospodarki stosowanej przez Główny Urząd Statystyczny przemysł składa się z górnictwa i kopalnictwa, przetwórstwa przemysłowego oraz wytwarzania i zaopatrywania w energię elektryczną, gaz i wodę. Do poniższej analizy zostało wykorzystane przetwórstwo przemysłowe w Polsce od stycznia 1993 r. do września 2002 r. w układzie danych miesięcznych.

Przeprowadzono analizę zależności pomiędzy fluktuacjami koniunkturalnymi następujących wielkości ekonomicznych:

- przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego;
- wydajności pracy, rozumianej jako wielkość realnej produkcji sprzedanej przetwórstwa przemysłowego (produkcja sprzedana skorygowana o wskaźnik cen produkcji przemysłowej) przypadająca na jednego zatrudnionego;
- wskaźnika jakościowego testu koniunkturalnego pokazującego prognozy zatrudnienia dokonywane przez przedsiębiorstwa na najbliższe trzy miesiące;
- cyklu referencyjnego, stanowiącego punkt odniesienia do sytuacji koniunkturalnej w całej gospodarce. Za cykl referencyjny została przyjęta realna produkcja sprzedana całego przemysłu[2], czyli produkcja sprzedana skorygowana o wskaźnik cen.

Cykl referencyjny, liczba pracujących i wydajność pracy zostały zaczerpnięte z Biuletynu Statystycznego, miesięcznika Głównego Urzędu Statystycznego za okres od stycznia 1993 r. do września 2002 r.

Wskaźnik prognoz zatrudnienia jest wskaźnikiem jakościowym, publikowanym przez GUS w Badaniach Koniunktury, a powstałym na podstawie odpowiedzi ankietowych przedsiębiorstw.

W comiesięcznych badaniach przedsiębiorstwa odpowiadają na pytanie, czy w ciągu najbliższych trzech miesięcy poziom zatrudnienia planują zwiększyć, zmniejszyć, czy pozostawić bez zmian. Wartość wskaźnika w danym miesiącu stanowi różnicę między procentową ilością odpowiedzi wskazujących na planowany wzrost zatrudnienia oraz spadek zatrudnienia. Odpowiedzi neutralne, mówiące o stabilności zatrudnienia, nie wpływają na wysokość wskaźnika. Stąd, jeśli przykładowo wartość wskaźnika prognozy zatrudnienia wynosiłaby (–13), oznaczałoby to, że liczba firm planujących zmniejszenie zatrudnienia o 13% przewyższa liczbę firm planujących zwiększyć zatrudnienia.

Wskaźnik prognozy zatrudnienia można traktować jako obraz zamierzeń przedsiębiorstw, które nie zawsze znajdują później odzwierciedlenie w realnych decyzjach. Włączenie tego wskaźnika do analizy pozwoli spojrzeć na potencjal-

[2] Produkcja sprzedana łącznie górnictwa i kopalnictwa, przetwórstwa przemysłowego oraz wytwarzania i zaopatrywania w energię elektryczną, gaz i wodę.

ne decyzje przedsiębiorstwa w zakresie zatrudnienia, które mogłyby zapaść, gdyby rynek pracy nie był sztywny, a zmiana liczby zatrudnionych pracowników nie pociągałaby za sobą dużych kosztów.

Na zmiany wielkości ekonomicznej jednocześnie wpływają wahania przypadkowe, sezonowe, koniunkturalne i tendencja rozwojowa. W związku z tym przeprowadza się procedurę dekompozycji szeregów czasowych, pozwalającą na zidentyfikowanie każdego z tych czynników (P. Dittmann, 2002).

Dekompozycja badanych szeregów czasowych została dokonana przy pomocy metody Census X – 11. Jej efektem była krzywa Hendersona, pokazująca łącznie element cyklu koniunkturalnego i trendu. Następnie z danych został wyodrębniony trend stochastyczny za pomocą filtru Hodricka-Prescotta. Wahania koniunkturalne natomiast zostały potraktowane jako odchylenia od tak uzyskanej tendencji rozwojowej.

W celu określenia zależności między wielkościami obrazującymi sytuację na rynku pracy a cyklem koniunkturalnym w gospodarce przeprowadzono następujące kroki badawcze:

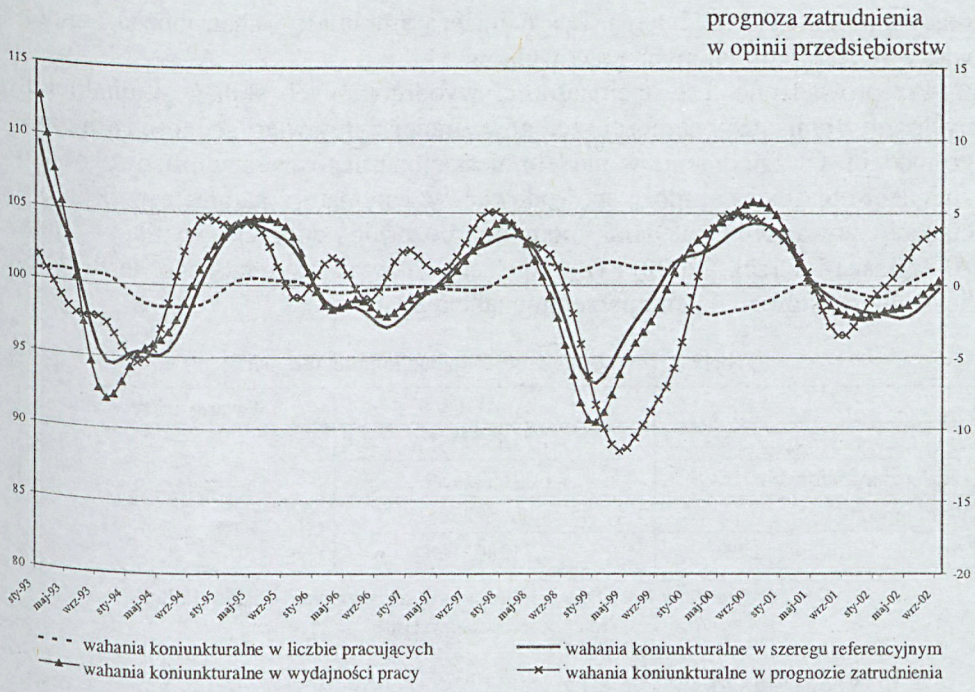
- analizę korelacji między badanymi wielkościami ekonomicznymi a cyklem referencyjnym z uwzględnieniem przesunięć czasowych,
- test przyczynowości w sensie Grangera,
- analizę regresji z cyklem referencyjnym jako zmienną objaśnianą oraz wahaniami koniunkturalnymi w zatrudnieniu i wydajności pracy jako zmiennymi objaśniającymi.

Analiza empiryczna przyjmuje za cel określenie współwystępowania wahań koniunkturalnych w zmiennych rynku pracy i cyklu odniesienia, w szczególności procykliczności lub antycykliczności wielkości rynku pracy i przesunięć czasowych między nimi a cyklem referencyjnym.

6. Wahania koniunkturalne w zatrudnieniu i wydajności pracy produkcji przemysłowej w Polsce – wyniki badań

Otrzymane po zastosowaniu procedury dekompozycji wahania koniunkturalne w cyklu referencyjnym oraz badanych wielkościach cechujących rynek pracy prezentuje rysunek 1.

Na wszystkie badane wielkości wpływają czynniki koniunkturalne przejawiające się w odchyleniach od tendencji rozwojowej. Zmienność badanych wskaźników pokazuje tabela 1.



Rysunek 1. Wahania koniunkturalne w cyklu referencyjnym i badanych wielkościach obrazujących rynek pracy
Źródło: opracowanie własne[3]

Tabela 1. Statystyki opisowe wahań koniunkturalnych cyklu referencyjnego i zmiennych rynku pracy

Zmienne	Średnia	Odchylenie standardowe	Wartość minimalna	Wartość maksymalna
Cykl referencyjny	99,98481	3,251763	93,22566	109,4152
Przeciętne zatrudnienie	100,0033	0,932333	97,96478	101,6487
Wydajność pracy	100,0159	4,104239	90,47858	112,616
Prognoza zatrudnienia	0	4,100736	–11,4991	5,083427

Źródło: opracowanie własne.

Cykl referencyjny, przeciętne zatrudnienie w przetwórstwie przemysłowym i wydajność pracy wahają się wokół średniej o wartości 100, natomiast prognoza zatrudnienia – wokół średniej o wartości 0. Największa zmienność, oceniana na podstawie wartości odchylenia standardowego dotyczy wskaźnika wydajności

[3] Wykresy 1–3 zostały opracowane przy użyciu programu Excel, nr licencji 36397 – OEM – – 0028954 – 29404.

pracy i prognozy zatrudnienia. Zaś najniższą amplitudę wahań można odnotować w liczbie zatrudnionych pracowników.

Przeprowadzono test stacjonarności wyodrębnionych wahań koniunkturalnych, gdyż brak stacjonarności szeregów zmniejszyłby wiarygodność tworzonego modelu. Uwzględnienie w modelu niestacjonarnego szeregu czasowego jako zmiennej objaśniającej może spowodować, że estymatory parametrów będą obciążone poważnymi błędami pomimo pozornie dobrych wyników (por. A. Zglińska-Pietrzak, 2002). Do tego celu użyto rozszerzonego testu Dickey-Fullera, którego wyniki prezentuje tabela 2.

Tabela 2. Test stacjonarności wahań koniunkturalnych

	Test ADF*	1% wartość krytyczna
Cykl referencyjny	–7,216507755	–3,48798
Liczba zatrudnionych	–6,316825139	
Wydajność pracy	–8,056693595	
Prognoza zatrudnienia	–7,312862188	

*ADF – rozszerzony test Dickey-Fullera (ang. Augemented Dickey-Fuller).
Źródło: opracowanie własne.

W przypadku każdego z analizowanych szeregów bezwzględna wartość testu Dickey-Fullera jest większa od bezwzględnej wartości krytycznej. Oznacza to, że z 1-procentowym prawdopodobieństwem popełnienia błędu można odrzucić hipotezę zerową o braku stacjonarności szeregów i przyjąć hipotezę alternatywną o występowaniu stacjonarności.

Zbadano korelacje między wahaniami koniunkturalnymi w cyklu odniesienia a wielkościami prezentującymi rynek pracy z wyprzedzeniami (t–i) i opóźnieniami (t+i) do 12 miesięcy (i = 1, 2, ..., 12). Wyniki prezentuje tabela 3.

Analiza korelacji wzajemnych pozwala wstępnie sądzić, że fluktuacje w wydajności pracy i prognozie zatrudnienia są zbieżne w czasie z cyklem referencyjnym i procykliczne, gdyż najwyższe dodatnie wartości współczynnik korelacji przyjmuje w bieżącym okresie, bez przesunięć czasowych. Więcej wątpliwości budzą wyniki analizy korelacji między cyklem referencyjnym a liczbą zatrudnionych pracowników. Z teoretycznego punktu widzenia należy spodziewać się wprost proporcjonalnej zależności między tymi zmiennymi, zatem współczynnik korelacji powinien przyjmować wartości dodatnie. Sytuacja taka występuje przy uwzględnieniu kilkumiesięcznych opóźnień czasowych między wahaniami zatrudnienia a cyklem odniesienia.

By stwierdzić występowanie związków między cyklem referencyjnym a badanymi zmiennymi rynku pracy, przeprowadzono test przyczynowości w sensie Grangera. Jeśli występują dwa szeregi czasowe X i Y, to X jest przyczyną w sensie Grangera Y, jeśli Y_t można lepiej prognozować wykorzystując przeszłe wartości X_t niż pomijając je (G. C. Chow, 1995).

Tabela 3. Korelacje między cyklem odniesienia a wielkościami obrazującymi rynek pracy

	Wydajność pracy		Liczba zatrudnionych		Prognoza zatrudnienia	
i	$t-i$	$t+i$	$t-i$	$t+i$	$t-i$	$t+i$
0	0,9735	0,9735	–0,0842	–0,0842	0,6186	0,6186
1	0,9255	0,8896	–0,1558	–0,035	0,5983	0,6061
2	0,8445	0,7721	–0,2268	0,0093	0,5577	0,5769
3	0,7324	0,628	–0,2957	0,049	0,4964	0,5297
4	0,5955	0,4667	–0,3582	0,0832	0,4149	0,4634
5	0,4414	0,2983	–0,4088	0,1107	0,316	0,3775
6	0,2815	0,1342	–0,4416	0,1298	0,2048	0,2728
7	0,1253	–0,0166	–0,4525	0,139	0,0877	0,1522
8	–0,0215	–0,1499	–0,4398	0,1385	–0,0292	0,0215
9	–0,156	–0,2648	–0,4042	0,1306	–0,141	–0,1105
10	–0,2775	–0,3627	–0,3486	0,1185	–0,2443	–0,2338
11	–0,3864	–0,4449	–0,277	0,107	–0,3365	–0,3392
12	–0,4814	–0,5118	–0,1944	0,0995	–0,4156	–0,4199

Źródło: opracowanie własne.

Hipotezę zerową stanowiło twierdzenie, że wahania w analizowanych zmiennych rynku pracy nie są przyczyną w sensie Grangera fluktuacji w cyklu odniesienia. W tabeli 4 przedstawiono te przesunięcia czasowe, które z 5-procentowym prawdopodobieństwem popełnienia błędu, pozwoliły na odrzucenie hipotezy zerowej.

Tabela 4. Wyniki testu przyczynowości Grangera

	Wyprzedzenia	Statystyka F	Prawdopodobieństwo
Liczba zatrudnionych	1 miesiąc	15,5858	0,00014
	1–2 miesiące	3,59796	0,03065
	1–3 miesiące	4,52211	0,00502
Wydajność pracy	1 miesiąc	9,72346	0,00231
	1–4 miesiące	2,51702	0,04577
Prognoza zatrudnienia	1–3 miesiące	6,7356	0,00033
	1–5 miesięcy	2,38912	0,04306
	1–6 miesięcy	2,54237	0,02489

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie testu przyczynowości w sensie Grangera można przypuszczać, że występuje zależność między ogólną sytuacją koniunkturalną, mierzoną cyklem referencyjnym, a fluktuacjami na rynku pracy. Istotne wyprzedzenia

w wahaniach liczby zatrudnionych pracowników w stosunku do fluktuacji cyklu odniesienia występują od 1 do 3 miesięcy, w wydajności pracy – do 4 miesięcy oraz w prognozie zatrudnienia – do 6 miesięcy.

Ponieważ analiza korelacji i przyczynowości wykazują istnienie współzależności między cyklem odniesienia i zmiennymi rynku pracy, przystąpiono do tworzenia funkcji regresji, uwzględniającej wyprzedzenia i opóźnienia między zmiennymi objaśnianą i objaśniającymi. Jej celem było określenie najistotniejszych, spośród wcześniej wyróżnionych, przesunięć czasowych między wahaniami koniunkturalnymi cyklu referencyjnego a wahaniami zmiennych rynku pracy oraz ocena procykliczności lub antycykliczności zmian na rynku pracy.

Ogólna postać ekonometrycznego modelu z opóźnieniami ma postać (8) (za A. Zeliaś, 1997):

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \ldots + \beta_m X_{t-m} + \mu_t, \tag{8}$$

gdzie:

Y_t – zmienna objaśniana,

X_t – nieopóźniona zmienna objaśniająca,

X_{t-j} – opóźniona zmienna objaśniająca dla $j = 1, \ldots, m$,

α, β_0, β_j – parametry równania estymowane za pomocą metody najmniejszych kwadratów,

μ_t – składnik losowy.

Początkowo do funkcji regresji liniowej z cyklem referencyjnym jako zmienną objaśnianą a analizowanymi wielkościami rynku pracy jako zmiennymi objaśnianymi wprowadzono wszystkie istotne wyprzedzenia i opóźnienia wyróżnione w czasie analizy przyczynowości, zatem funkcja miała postać równania (9):

$$CR_t = \alpha + \beta_1 WP_{t-4} + \ldots + \beta_9 WP_{t+4} + \beta_{10} LZ_{t-3} + \ldots + \beta_{16} LZ_{t+3} + \beta_{17} PZ_{t-6} + \ldots$$

$$\ldots + \beta_{29} PZ_{t+6}, \tag{9}$$

gdzie:

CR – cykl referencyjny w czasie t,

WP_{t-4}, WP_{t+4} – wydajność pracy w czasie od $(t-4)$ do $(t+4)$,

LZ_{t-3}, LZ_{t+3} – liczba zatrudnionych w czasie od $(t-3)$ do $(t+3)$,

PZ_{t-6}, PZ_{t+6} – prognoza zatrudnienia w czasie od $(t-6)$ do $(t+6)$,

α, β_1, ..., β_{29} – parametry równania.

Następnie zastosowano procedurę regresji krokowej postępującej, w której zmienne niezależne są wprowadzane lub usuwane oddzielnie z równania regresji aż do momentu otrzymania równania najlepiej dopasowanego. W konsekwencji otrzymano następującą postać funkcji (10):

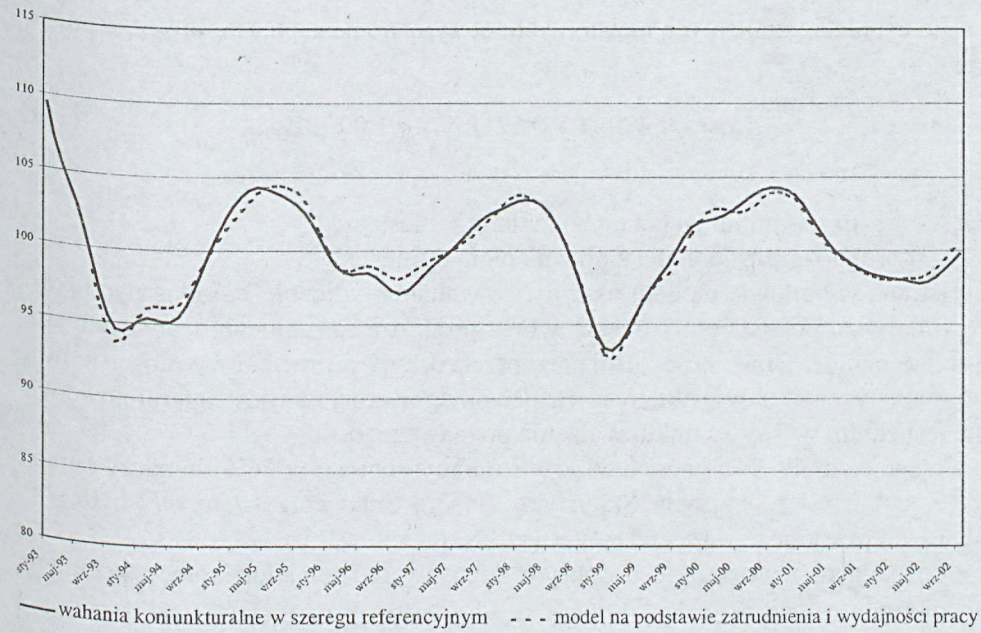
$$CR_t = -46{,}89 + 0{,}85*WP_t + 0{,}62*LZ_{t-3} + 0{,}04*PZ_{t-6}, \quad (10)$$

gdzie:
CR – cykl referencyjny w czasie t,
WP_t – wydajność pracy w czasie t,
LZ_{t-3} – liczba zatrudnionych z wyprzedzeniem 3 miesięcy,
PZ_{t-6} – prognoza zatrudnienia z wyprzedzeniem 6 miesięcy.

Wszystkie zmienne, które objaśniają model, przekroczyły 52-procentowy próg istotności statystycznej. Istotna dla wyjaśniania wahań koniunkturalnych w cyklu referencyjnym okazała się wydajność pracy o fluktuacjach zbieżnych do cyklu odniesienia, liczba pracujących z wyprzedzeniem 3 miesięcy oraz prognozy zatrudnienia z wyprzedzeniem 6 miesięcy.

Współczynnik R^2 wynosi 0,97, co oznacza, że zbudowana funkcja regresji tłumaczy w 97% zmiany w zmiennej objaśnianej. Jest to zatem bardzo dobre dopasowanie modelu do zmian rzeczywistych. Jednocześnie statystyka Fishera-Snedecora wynosi $F(3,101) = 1163{,}9$, co znacząco przekracza wartość krytyczną.

Można zatem uznać, że model został dobrze dopasowany. Wahania otrzymane na podstawie modelu i opisywanego cyklu referencyjnego przedstawia rysunek 2.



Rysunek 2. Wahania cyklu referencyjnego i modelu regresji liniowej zbudowanej na podstawie wielkości rynku pracy
Źródło: opracowanie własne

Sądząc na podstawie dodatniej wartości parametru przy funkcji regresji, można przypuszczać, że wahania koniunkturalne w wydajności pracy mają charakter procykliczny i zbieżny w czasie do zmian w cyklu referencyjnym. Poprawa (pogorszenie) koniunktury gospodarczej jest równoczesna ze zwiększeniem (zmniejszeniem) wydajności pracy.

Bardzo wysoka korelacja między cyklem referencyjnym a wydajnością pracy (por. tabela 3) jest powodem, dla którego wydajność pracy jest czynnikiem o największym wpływie na dopasowanie funkcji regresji. Powstała stąd obawa o poprawność wniosków o relacjach między cyklem referencyjnym a zatrudnieniem i prognozą zatrudnienia. Dlatego też została przeprowadzona po raz kolejny analiza funkcji regresji liniowej, jednak z wyłączeniem wydajności pracy jako zmiennej objaśniającej.

Do budowy tego modelu za zmienne niezależne posłużyły wahania koniunkturalne w liczbie zatrudnionych pracowników i w prognozie zatrudnienia. Ze względu na możliwy opóźniony charakter tych zmiennych wobec cyklu referencyjnego uwzględniono zarówno wyprzedzenia, jak i opóźnienia zmiennych objaśniających. Przyjęto, że istotne opóźnienia mogą być tak długie jak wyodrębnione wcześniej wyprzedzenia. Zatem w przypadku liczby zatrudnionych pracowników przyjęto 3-miesięczny okres wyprzedzeń i opóźnień, natomiast przy prognozie zatrudnienia uwzględniono wyprzedzenia i opóźnienia do 6 miesięcy.

Po usunięciu zmiennych nieistotnych, otrzymano następującą funkcję regresji (11):

$$CR_t = -9{,}47044 + 0{,}62*LZ_{t+2} + 1{,}09*PZ_{t+3}, \qquad (11)$$

gdzie:
LZ_{t+2} – liczba zatrudnionych z opóźnieniem 2 miesięcy,
PZ_{t+3} – prognoza zatrudnienia z opóźnieniem 3 miesięcy.

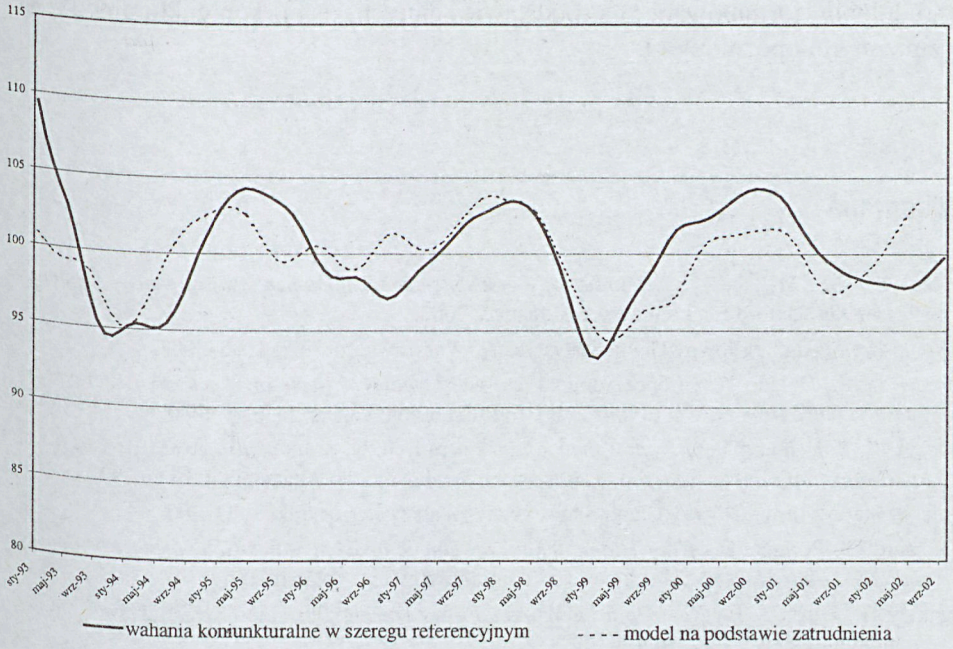
Istotne w budowie modelu okazały się wahania w liczbie zatrudnionych pracowników z opóźnieniem 2 miesięcy oraz prognoza zatrudnienia z opóźnieniem 3-miesięcznym. Zmienne objaśniające przekroczyły 5-procentowy próg istotności statystycznej, z wyjątkiem wyrazu wolnego, który nie jest interpretowany, nie jest zatem ważny z punktu widzenia poznawczego.

Współczynnik R^2 wynosi 0,56, czyli funkcja regresji w 56% tłumaczy zmiany w cyklu referencyjnym. Statystyka Fishera Snedecora wynosi $F(2,102) = 65{,}38$, co przekracza wartość krytyczną (3,83).

Pozwala to wnioskować o dobrym dopasowaniu modelu, którego przebieg prezentuje rysunek 3.

Wnioskując na podstawie dodatnich parametrów funkcji regresji można sądzić, że zatrudnienie i prognoza zatrudnienia mają charakter procykliczny, rosnąc w czasie poprawy koniunktury, a malejąc w czasie jej pogorszenia. Jedno-

cześnie obie te zmienne są opóźnione w stosunku do cyklu referencyjnego, można zatem sądzić, że przedsiębiorstwa w zakresie polityki zatrudnieniowej reagują z pewnym opóźnieniem wobec impulsów wynikających ze zmiany sytuacji koniunkturalnej.



Rysunek 3. Wahania cyklu referencyjnego i modelu regresji liniowej zbudowanej na podstawie zatrudnienia
Źródło: opracowanie własne

Uwagi końcowe

1. W latach dziewięćdziesiątych XX wieku w polskim przetwórstwie przemysłowym występują wahania o charakterze koniunkturalnym w wydajności pracy, liczbie zatrudnionych pracowników i prognozach firm dotyczących liczby pracowników, identyfikowane jako odchylenia od długookresowej tendencji rozwojowej.
2. Wszystkie analizowane zmienne obrazujące rynek pracy mają charakter procykliczny, rosnąc w czasie poprawy koniunktury, a spadając w czasie jej pogorszenia.
3. Czynniki koniunkturalne silniej oddziałują na wydajność pracy i prognozy zatrudnienia, a słabiej na liczbę zatrudnionych pracowników.
4. Prognozy zatrudnienia, określane na podstawie odpowiedzi ankietowych przedsiębiorstw, są zdecydowanie bardziej podatne na wahania koniunktural-

ne niż ich realizacja w postaci faktycznej ilości zatrudnionych. Sugeruje to, że sztywność rynku pracy działa stabilizująco na liczbę zatrudnionych.

5. Wydajność pracy ma charakter zmiennej równoczesnej w stosunku do cyklu referencyjnego, natomiast liczba zatrudnionych pracowników i prognozy zatrudnienia formułowane na podstawie danych testu koniunkturalnego są zmiennymi opóźnionymi.

Bibliografia

Andersen T. M., Hylleberg S., *Sources of Persistence in Employment Adjustment – Denmark 1974– 1993*, Oxford Economic Papers, January 2000.

Badania Koniunktury, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa, roczniki 1995–2002.

Balmaseda M., Dolado J. J., López-Salido J. D., *The Dynamic Effects of Shocks to Labour Markets: Evidence from OECD Countries*, Oxford Economic Papers, January 2000.

Barczyk R., *Pojęcie współczesnych wahań koniunkturalnych*, w: *Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, red. R. Rekowski, Wydawnictwo Akademia, Poznań 1997.

Biuletyn Statystyczny, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa, roczniki 1993–2002.

Blanchard O., Portugal P., *What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Market*, „The American Economic Review", March 2001.

Bleakley H., Ferris A. E., *New Data on Worker Flows During Business Cycles*, „New England Economic Review", July/August 1999.

Campbell J. R., Fisher J. D. M., *Understanding Aggregate Job Flows*, „Economic Perspectives", Septeber/October 1997.

Chow G. C., *Ekonometria*, PWN, Warszawa 1995.

Czyżewski A. B., Łapicka-Sobczak N., *Zatrudnienie i bezrobocie a płace i koszty pracy w wybranych krajach Unii Europejskiej*, „Ekonomista" 2001, nr 4.

Dittmann P., *Prognozowanie na podstawie szeregów czasowych*, w: *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, red. M. Cieślak, PWN, Warszawa 2002.

Filardo A. J., *Cyclical Implications of the Declining Manufacturing Employment Share*, „Economic Review" (Federal Reserve Bank of Kansas City), Issue 1997, No 2, 2nd Quarter, Vol. 8.

Gali J., *Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuation?* „The American Economic Review", March 1999.

Garbicz M., Golachowski E., *Elementarne modele makroekonomiczne*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa 2001.

Gomułka S., *Teoria innowacji i wzrostu gospodarczego*, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa 1998.

Gregory M., B. Zissimos B., Greenhalgh Ch., *Jobs for the Skilled: how Technology, Trade, and Domestic Demand Changed the Structure of UK Employment, 1979–90*, „Oxford Economic Papers", January 2001.

Hall R. E., Taylor J. B., *Makroekonomia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000.

Kropiwnicki J., *Teoria automatycznych stabilizatorów koniunktury*, PWN, Warszawa 1976.

Kryńska E., Sobocka-Szczapa H., Czyżewski A. B., *Wpływ wewnętrznych uwarunkowań makroekonomicznych na rynek pracy w Polsce i ich konsekwencje dla procesu integracji. Analiza porównawcza: Irlandia, Grecja, Hiszpania, Portugalia*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa 2001.

Kubiak P., Kwiatkowski E., Kucharski L., *Mobilność międzygałęziowa i wewnątrzgałęziowa siły roboczej w Polsce w latach 1994–1998*, „Ekonomista" 2000, nr 6.

Kwiatkowski E., *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, PWN, Warszawa 2002.

Long J. B. Jr, Plosser Ch. I., *Real Business Cycles*, „Journal of Political Economy", February 1983.

Loungani P., Trehan B., Job Creation and Destruction, „FRBSF Economic Letter", 05/02/97, Issue 1997, No 13.

Lubiński M., *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2002.

Milo W., Wesoły Z., Cieśluk U., *Bezrobocie, aktywność kapitałowa, ceny a wzrost gospodarczy Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1999.

Montuenga-Gómez V. M., Fernández M., *The Relationship Between Wages and Productivity: Can Inter – Industry Wage Differentials Explain the Behaviour of Aggregate Unemployment?*, „Konjunkturpolitik" 2001, vol. 47.

Newell A., Pastore F., Socha M., *Niektóre czynniki kształtujące regionalną strukturę bezrobocia w Polsce*, „Ekonomista" 2000, nr 6.

Ralf K., *Business Cycles. Market Structure and Market Interaction*, Physica-Verlag, Heidelberg 2000.

Romer D., *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000.

Rosholm M., *Cyclical Variations in Unemployment Duration*, „Journal of Population Economics", Springer-Verlag 2001.

Shapiro C., Stiglitz J. E., *Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Devine*, „The American Economic Review", June 1984, vol. 74.

Shimer R., *The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies: Evidence and Theory*, „NBER Working Paper" February 2003, Np. 9536.

Siedlecki J., *Równowaga a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa – Wrocław 2000.

Sill K., *Restructuring During Recession: a Silver Lining in the Cloud?*, „Business Review", May/June 1998.

Sztaudynger J. J., *Zastosowanie funkcji wydajności pracy do oceny efektu prywatyzacji przemysłu*, „Ekonomista" 2000, nr 1.

Tokarski T., *Wzrost gospodarczy a zatrudnienie w wybranych krajach OECD*, „Gospodarka Narodowa", 2001, nr 7–8.

Walsh B., *Cyclical and Structural Influence on Irish Unemployment*, „Oxford Economic Papers", January 2000.

Welfe W., Welfe A., Florczak W., Sabanty L., *Długookresowy, ekonometryczny model W8-D gospodarki polskiej. Założenia i wyniki estymacji*, w: *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, red. W. Welfe, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2001.

Zarnowitz V., *Business Cycles Observed and Assessed: Why and How They Matter*, „NBER Working Paper" October 1997, No 6230.

Zeliaś A., *Teoria prognozy*, PWE, Warszawa 1997.

Zglińska-Pietrzak A., *O empirycznej mocy testu istnienia pierwiastków jednostkowych w małych próbach*, „Przegląd Statystyczny", 2002, nr 2.

Aleksandra Gaweł

Employment and labour productivity in the Polish industry in a business cycle

Summary

The article analyses the level of employment and labour productivity in the course of a business cycle in the Polish manufacturing industry in the years 1993-2002. Business fluctuations were differentiated in the indicators of labour productivity, number of employees and the firms' forecasts as regards the number of employees. The business fluctuations are deviations from the long-term tendency of growth. Relations between them and the reference cycle were studied. Procyclical character of employment and labour productivity characteristic of capitalist economies was verified. Improvement (worsening) in business conditions is accompanied by growth (decline) in labour productivity and the number of employees. Business conditions factors exert a stronger influence on labour productivity and a weaker influence on the number of employees. At the same time employment forecasts, made on the basis of responses from the surveyed enterprises, are much more prone to business fluctuations than the actual number of employees. This suggests that rigidity of the labour market has a stabilizing influence on the number of employees.