

Aleksandra GAWEL*

Wpływ czynników koniunkturalnych na bezrobocie w Polsce

Utrzymujące się wysokie bezrobocie w Polsce stało się bodźcem do badania związków między ogólną sytuacją koniunkturalną a przepływami między zatrudnieniem a bezrobociem, mierzonymi wskaźnikami ilości bezrobotnych nowo rejestrowanych oraz wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy. Celem analizy była identyfikacja występowania wahań koniunkturalnych w strumieniach bezrobocia oraz ocena wpływu ogólnej sytuacji koniunkturalnej w kraju na nie.

Bezrobocie – problem gospodarczy

Bezrobocie generuje negatywne zjawiska, jak obciążenie finansów państwa kosztami walki z nim, obniżenie poziomu życia bezrobotnych i ich rodzin, niepełne wykorzystanie czynnika pracy. Bezrobocie ma jednak pewne pozytywne aspekty, zagrożenie utratą pracy zwiększa motywację pracowników do lepszej, bardziej wydajnej pracy, mobilizuje ich do podnoszenia swoich kwalifikacji zawodowych, co prowadzi do poprawy jakości czynnika pracy i zwiększa efektywność gospodarki [E. Kwiatkowski, 2002, ss. 78-79].

Bezrobocie nie jest zjawiskiem jednorodnym. Elementarny podział wskazuje na występowanie bezrobocia frykcyjnego, strukturalnego i koniunkturalnego. Bezrobocie frykcyjne jest związane z krótkookresowym pozostawaniem bez pracy osób, które przestały pracować u jednego pracodawcy, a jeszcze nie podjęły pracy u następnego [M. Socha, U. Sztanderska, 2002, ss. 25-28]. Charakterystyczne dla tego typu bezrobocia jest współwystępowanie osób bezrobotnych i wolnych miejsc pracy [J. Gogolewska, 2001, s. 469]. Bezrobocie strukturalne wynika z niedopasowania struktur popytu na pracę i podaży pracy w sensie zawodowym czy regionalnym [M. Socha, U. Sztanderska, 2002, ss. 25-28]. Natomiast bezrobocie koniunkturalne wynika z ogólnej sytuacji makroekonomicznej, której zmiany składają się na cykl koniunkturalny. Czas recesji powoduje ograniczanie produkcji i zatrudnienia, zaś okres prosperity przyczynia się do powstawania nowych miejsc pracy [E. Kwiatkowski, 2002, ss. 58-60].

Bezrobocie oznacza, że liczba zatrudnionych pracowników jest niższa niż zasób pracy (1).

$$U = L - n_L, \quad (1)$$

gdzie: U – bezrobocie, L – zasób pracy, n_L – liczba pracujących.

* Autorka jest pracownikiem AE w Poznaniu. Artykuł wpłynął do redakcji w lutym 2003 r.

Zasób pracy, utożsamiany z liczbą osób w wieku produkcyjnym, można traktować jak zmienną egzogeniczną, uzależnioną od czynników demograficznych i społecznych.

Natomiast liczba pracujących jest wypadkową popytu i podaży pracy. Popyt na pracę wynika z wielkości produkcji, technologii i nakładów kapitałowych, co można przedstawić za pomocą tradycyjnej krzywej produkcji (2), która w większości ujęć modelowych jest funkcją Cobb-Douglasa ze stałymi efektami skali.

$$Y = \alpha K^\beta L_n^{1-\beta} T, \quad (2)$$

gdzie: Y – wielkość produkcji, K – nakład kapitału, L_n – nakład pracy, T – technologia, α , β – parametry równania.

W pracy zespołu prof. W. Welfe przyjęto, że popyt na pracę wynika z popytu na produkty, uzależnionego od ich cen realnych (3), z technologicznych możliwości produkcyjnych (4) oraz adaptacyjnych dostosowań na rynku pracy (5) (równ. 3, 4 i 5 za [W. Welfe, ..., 2001, ss. 86-89]).

$$NDT_t = DX_t/WXN_t, \quad (3)$$

$$NK_t = XKMT_t/WXNMT_t, \quad (4)$$

$$\ln ND_t = a_0 + a_1 \ln N_{t-1} + a_2 \ln NDT_t + a_3 \ln NDT_{t-1} + a_4 \ln Z_t + a_5 \ln Z_{t-1}, \quad (5)$$

gdzie:

NDT_t – potencjalny popyt na pracujących odpowiadający popytowi na dobra krajowe (DX_t) oraz wydajności pracy (WXN_t),

NK_t – potencjalny popyt na pracę odpowiadający potencjalnemu PKB przy pełnym wykorzystaniu maszyn i urządzeń ($XKMT_t/WXNMT_t$),

ND_t – efektywny popyt na pracujących uzależniony od potencjalnego popytu na pracę (NDT_t) oraz nierównowagi na rynku pracy, gdzie $Z_t = LB_t/LZ_t$, LB – rejestrowane wolne miejsca pracy, LZ – liczba osób poszukujących pracy.

Podaż pracy jest kształtowana przez egzogeniczny zasób pracy oraz poziom aktywności pracowników. Aktywność wynika z kształtowania się realnych wynagrodzeń i efektów psychologicznych, wpływających na skłonność do pracy, w tym głównie czynników demoralizujących długookresowych bezrobotnych, którzy mogą nie wracać do pracy i na trwałe opuszczać zasób pracy. Związki te prezentują równania 6-7 [M. Balmaseda, ..., s. 5 i nast.].

$$L = \alpha(w-p) - bu + \tau, \quad (6)$$

$$w = \arg[n^e = \lambda L_{t-1} + (1-\lambda)n_{t-1}], \quad (7)$$

gdzie:

- w – wynagrodzenie nominalne,
- p – poziom cen,
- τ – czynnik zmiany podaży pracy,
- b – parametr pokazujący efekty oddziaływania bezrobocia na zasób pracy, jeśli długookresowi bezrobotni demoralizują się i odpływają z zasobu pracy, wówczas $b > 0$, w innych przypadkach $b \leq 0$,
- n^e – oczekiwana liczba zatrudnionych, uzależniona od zasobu pracy i liczby pracowników w poprzednim okresie.

Bezrobocie a cykl koniunkturalny

Rynek pracy, tak jak cała gospodarka, podlega ciągłym zmianom. Na procesy dynamiczne w gospodarce jednocześnie wpływają następujące czynniki [m.in. Z. Kowalczyk, 1982, ss. 43-44]:

- tendencja rozwojowa, rozumiana jako długookresowy trend rozwojowy,
- wahania sezonowe, powtarzające się najczęściej w układzie rocznym,
- wahania przypadkowe, występujące nieregularnie, w sposób trudny do przewidzenia,
- wahania koniunkturalne, pokazujące kilkuletnie wahania w poziomie aktywności gospodarczej.

Po II wojnie światowej charakter cyklu koniunkturalnego uległ wyraźnej zmianie jakościowej. Klasyczną definicję cyklu zaproponowali Arthur Burns i Wesley C. Mitchell w 1946 r. [przytoczone za F.E. Kydland, E.C. Prescott, 1990, s. 6 i nast.]. Mówiła ona, że cykl koniunkturalny jest typem wahań w wielkościach ekonomicznych występującym w gospodarkach, gdzie działają przedsiębiorstwa nastawione na zysk. Cykl składał się z czterech faz – ekspansji, recesji, kurczenia się i ożywienia. Fazy te były też określane jako prosperita, kryzys, depresja i ożywienie. Dwie z tych faz: ekspansja (prosperita) i ożywienie, cechują wzrostowy okres w gospodarce, natomiast w czasie pozostałych faz – recesji i kurczenia się (kryzysu i depresji), gospodarka przechodzi okres spadkowy.

Natomiast okres po II wojnie światowej przyniósł bardzo stabilny i szybki wzrost gospodarczy. Nie obserwowano już okresów spadku realnego poziomu PKB, zaś cykl koniunkturalny zaczął przejawiać się w wahaniami tempa wzrostu gospodarki.

W związku z tym została stworzona nowa definicja, zgodnie z którą cyklem koniunkturalnym są średniookresowe odchylenia od tendencji rozwojowej [m.in. J.B. Long Jr., Ch.I. Plosser, 1983, ss. 39-40]. Oznacza to, że przemienne występują okresy, gdy gospodarka jest na wyższym lub niższym poziomie, niż wynika to z długookresowego trendu. Cykl koniunkturalny dotyka wszystkich aspektów życia gospodarczego. Współwystępują zmiany w wielu wskaźnikach ekonomicznych, które mają w miarę stałą sekwencję następujących po sobie wahań [R. Barczyk, 1989, s. 112]. Stała sekwencja wahań oznacza wspólny

(procykliczny) lub przeciwny (antycykliczny) kierunek zmian oraz przesunięcia czasowe w wahaniach wielkości ekonomicznych.

Przesunięcia czasowe pozwalają na identyfikację grupy wielkości zbieżnych, wiodących oraz opóźnionych w stosunku do ogólnej sytuacji koniunkturalnej. Zmiany wskaźników zbieżnych odbywają się w tym samym czasie co zmiany w cyklu odniesienia, wahania wskaźników wiodących następują wcześniej niż w szeregu referencyjnym, natomiast wskaźniki naśladowe cechują się zmianami późniejszymi niż całości gospodarki [m.in. M. Cieślak, 2002, s. 146].

Bezrobocie jest zmienną antycykliczną. W czasie fazy wzrostowej gospodarki następuje spadek bezrobocia, gdyż dotychczasowi bezrobotni znajdują zatrudnienie w rozwijających się przedsiębiorstwach [R.E. Hall, J.B. Taylor, 2000, ss. 143-146]. Natomiast w czasie recesji bezrobocie rośnie, gdyż z jednej strony spada normalny przepływ osób niezatrudnionych (bezrobotnych lub nie stanowiących zasobu pracy) do grupy pracowników, z drugiej natomiast rośnie odpływ pracowników z zatrudnienia do bezrobocia [K. Sill, 1998].

Recesja, zwiększając bezrobocie, pociąga za sobą silne i długotrwałe zakłócenie normalnej ścieżki wzrostu zatrudnienia [H. Bleakley, A.E. Ferris, 1999, s. 49]. Bezrobotni, którzy w czasie recesji pozostają bez pracy ponad rok i stają się bezrobotnymi długookresowymi, mają coraz mniejsze szanse na ponowne zatrudnienie. Stają się outsiderami na rynku pracy [B. Walsh, 2000, s. 121].

Osoby, które straciły pracę w czasie poprawy koniunktury, mogą ją łatwiej ponownie znaleźć niż pracownicy zwolnieni w czasie recesji. Pozostają zatem krócej bezrobotne. Jednocześnie w czasie poprawy koniunktury, gdy zagregowane bezrobocie spada, bezrobotni długookresowi mają większą szansę na odzyskanie pracy [M. Rosholm, 2001, s. 187].

Rynek pracy jest aktywny w czasie całego cyklu, następuje jednocześnie przepływ z bezrobocia do pracy i z pracy do bezrobocia. W czasie recesji pracownicy tracą pracę stając się bezrobotni, ale również część bezrobotnych znajduje zatrudnienie. Wynika to ze stosunkowo niskiego kosztu zatrudnienia pracowników w czasie recesji oraz uaktywnienia zawodowego osób, które dotychczas nie były zainteresowane podjęciem pracy [K. Sill, 1998]. Jednak w czasie recesji przeważa przepływ z zatrudnienia do bezrobocia, zwiększając tym samym ogólną liczbę bezrobotnych. Z kolei w czasie poprawy koniunktury liczba osób podejmujących pracę jest większa od tych, które ją tracą, zatem ogólne bezrobocie spada.

Przyczyn koniunkturalnych fluktuacji bezrobocia dopatruje się w wahaniach czynników kształtujących popyt i podaż pracy. Często podkreśla się znaczenie fluktuacji realnych wynagrodzeń, wynikających z cyklicznych ruchów cen i płac nominalnych dla zmian bezrobocia [T.M. Andersen, S. Hylleberg, 2000, s. 93].

Wahania bezrobocia równie często są tłumaczone przez szoki popytowe, zmieniające zapotrzebowanie na produkty, a w konsekwencji na pracowników, oraz szoki podażowe, które przez wprowadzenie nowych technologii redukują zapotrzebowanie na pracę ludzką, jednocześnie generując jej wyższą wydajność. Szoki w zagregowanym popycie przyczyniają się do fluktuacji w bezrobociu w krótkim okresie, zaś wahania w średnim i długim czasie wynikają ze

zmian w podaży pracy i zmiany wydajności pracy [M. Balmaseda, ..., 2000, s. 22].

Bezrobocie w Polsce

Prace analizujące bezrobocie w Polsce akcentują jego strukturalny charakter. Transformacja gospodarki i zbliżające się wejście do Unii Europejskiej stwarzają konieczność przemian własnościowych, wzrostu sfery usług i rozwoju nowych gałęzi przemysłu. Powoduje to przenoszenie pracowników do bardziej efektywnych gałęzi gospodarki [P. Kubiak, E. Kwiatkowski, L. Kucharski, 2000, s. 821].

Powodów wysokiego strukturalnego bezrobocia w Polsce dopatruje się w małej mobilności pracowników, czyli ich niskiej skłonności do zmiany zawodu, kwalifikacji, gałęzi gospodarki, miejsca pracy czy zatrudnienia [m.in. P. Kubiak, E. Kwiatkowski, L. Kucharski, 2000, ss. 836-837], [A. Newell, F. Pastore, M. Socha, 2000, s. 789], [E. Kwiatkowski, T. Tokarski, 1997, s. 347].

Napływ do bezrobocia jest spowodowany zwolnieniami pracowników związanymi z restrukturyzacją i prywatyzacją przedsiębiorstw. Ponieważ są to procesy długotrwałe, zatem napływ do bezrobocia ma również charakter ciągły [A. Newell, F. Pastore, M. Socha, 2000, s. 789].

Z kolei do odpływu z bezrobocia do pracy przyczynia się wzrost PKB, prowadzący do wzrostu popytu na pracę, liczba zarejestrowanych bezrobotnych i zgłoszonych wolnych miejsc pracy oraz struktura regionalnego rynku pracy. Im bardziej rynek pracy w danym regionie jest zbliżony do nowoczesnych struktur w rozwiniętych gospodarkach, tym silniejsze oddziaływania czynników ekonomicznych na odpływy z bezrobocia [E. Kwiatkowski, ..., 2001, ss. 25-39].

W okresie transformacji bezrobocie jest kształtowane przez niski odpływ z bezrobocia. Powoduje to stagnację zasobu pracy, niską rotację w bezrobociu i wysoki udział bezrobocia długookresowego [E. Kwiatkowski, L. Kucharski, 2000, ss. 200-203].

Założenia badawcze

Prezentowana analiza bezrobocia jest ujęciem strumieniowym, określającym przepływy pracowników pomiędzy zatrudnieniem a pozostawaniem bez pracy, gdyż takie spojrzenie może w większym stopniu pokazać dynamikę zjawiska i związki z koniunkturą gospodarczą.

W badaniu zweryfikowano wpływ koniunktury na kształtowanie się:

- nowo zarejestrowanych bezrobotnych, którzy stanowią o dopływie do bezrobocia,
- bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy, pokazujących odpływ z bezrobocia do zatrudnienia.

Cykiem odniesienia, inaczej referencyjnym, który w możliwie syntetyczny sposób pokazuje ogólny poziom gospodarczy, została realna produkcja przemysłowa, czyli produkcja sprzedana przemysłu skorygowana o miesięczne

wskaźniki cen. O wyborze takiego cyklu odniesienia zdecydowała jego dostępność w układzie miesięcznym.

Analiza opiera się na danych publikowanych przez GUS w miesięczniku *Biuletyn Statystyczny*. Obejmuje okres od listopada 1992 r. do czerwca 2002 r. w ujęciu miesięcznym. Świadomie został pominięty okres początku lat 90., gdyż występujące wówczas silne zmiany strukturalne zniekształciłyby obraz sytuacji.

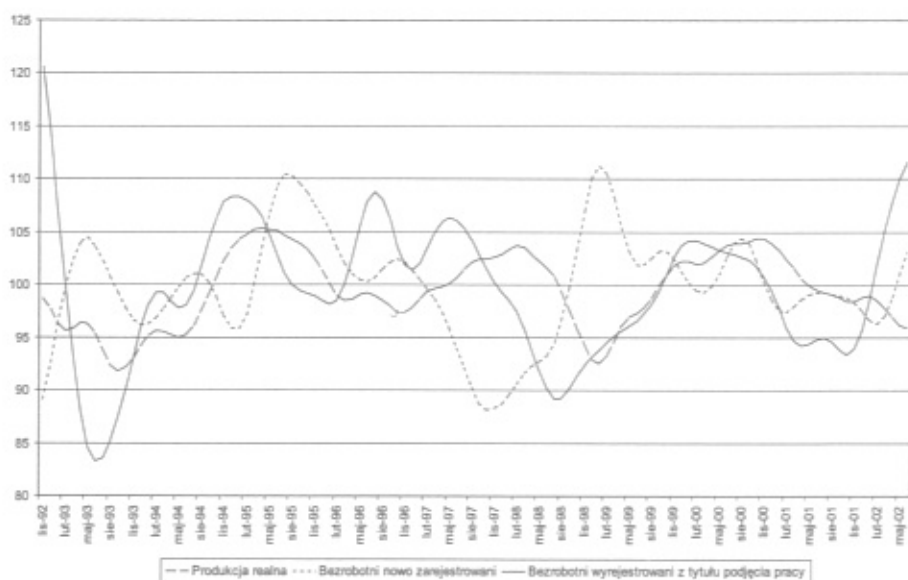
Szereg referencyjny oraz wskaźniki związane z bezrobociem zostały poddane procedurze dekompozycji, mającej na celu wyeliminowanie wpływu wahań sezonowych, przypadkowych i trendu, a wyodrębnienie zmian o charakterze koniunkturalnym. W tym celu w programie *Statistica* zastosowano metodę dekompozycji Census 2. Uzyskano w ten sposób krzywe Hendersona, prezentujące połączone elementy trendu i wahań koniunkturalnych. Z tych krzywych wyodrębniono trend stochastyczny. Następnie wyznaczono wahania koniunkturalne, stanowiące odchylenia od trendu.

W celu określenia związków między sytuacją koniunkturalną a strumieniowymi wskaźnikami bezrobocia przeprowadzono analizę korelacji i regresji liniowej.

Wyniki badań

Wyodrębnione wahania koniunkturalne w cyklu referencyjnym, liczby nowo zarejestrowanych bezrobotnych i bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy prezentuje wykres 1.

Wykres 1. Wahania koniunkturalne w cyklu referencyjnym, bezrobotnych nowo zarejestrowanych i wyrejestrowanych z tytułu podjęcia prac



Źródło: opracowanie własne

We wszystkich badanych wskaźnikach wystąpiły górne i dolne punkty zwrotne. Oddzielają one wyraźnie kształtujące się okresy wzrostowe i spadkowe. Można zatem określić długość faz i amplitudę wahań. Szczegółową charakterystykę wahań wskaźników przedstawia tablica 1.

Pierwszym zarejestrowanym punktem zwrotnym był szczyt w nowo rejestrowanych bezrobotnych, który nastąpił w maju 1993 r. Miesiąc później nastąpił dolny punkt zwrotny w liczbie bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy, a następnie zwrot dolny w szeregu referencyjnym. Taka kolejność zwrotów wynika z faktu, że napływ do bezrobocia jest antycykliczny, a odpływ z bezrobocia procykliczny.

W dalszym okresie została zachowana sekwencja czasowa między zwrotami we wskaźniku wyrejestrowanych bezrobotnych z tytułu podjęcia pracy a zwrotami w cyklu referencyjnym. Odpływ z bezrobocia następował z kilkumiesięcznym wyprzedzeniem w stosunku do szeregu referencyjnego, ale były to zwroty tego samego charakteru.

Tablica 1

Charakterystyka wahań cyklicznych szeregu referencyjnego, bezrobotnych nowo zarejestrowanych i wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy

Cykl referencyjny			Bezrobotni nowo zarejestrowani			Bezrobotni wyrejestrowani z tytułu podjęcia pracy		
Data punktu zwrotnego	Wartość wskaźnika w punkcie zwrotnym	Amplituda	Data punktu zwrotnego	Wartość wskaźnika w punkcie zwrotnym	Amplituda	Data punktu zwrotnego	Wartość wskaźnika w punkcie zwrotnym	Amplituda
09.93 zwrot dolny	91,78		05.93 zwrot górny	104,47		06.93 zwrot dolny	83,23	
04.95 zwrot górny	105,33	13,55	01.95 zwrot dolny	95,77	8,70	12.94 zwrot górny	108,34	25,14
11.96 zwrot dolny	97,38	7,95	11.95 zwrot górny	110,48	14,71	01.96 zwrot dolny	98,14	10,23
02.98 zwrot górny	103,79	6,41	10.97 zwrot dolny	88,17	22,31	07.97 zwrot górny	108,80	10,66
01.99 zwrot dolny	92,57	11,22	01.99 zwrot górny	111,23	23,06	07.98 zwrot dolny	89,21	19,59
10.00 zwrot górny	104,44	11,84	02.02. zwrot dolny	96,31	14,92	01.00 zwrot górny	104,24	15,03

Źródło: opracowanie własne

Wahania wskaźnika nowo zarejestrowanego bezrobocia nie miały jednoznacznego związku z cyklem odniesienia. Zgodnie z teorią kształtowanie się obu wskaźników przebiega w przeciwnych kierunkach. Faza wzrostowa w cy-

klu odniesienia przyczynia się do spadku nowo rejestrowanych bezrobotnych, zaś faza spadkowa generuje zwiększenie liczby bezrobotnych. Natomiast w prawie 10-letnim badanym okresie taką prawidłowość można zaobserwować tylko między listopadem 1996 r. a marcem 2000 r., czyli przez 3,5 roku. W pozostałych latach nie można zaobserwować antycyklicznego charakteru napływu do bezrobocia.

Tablica 2

Korelacja wzajemna między cyklem odniesienia a wahaniami koniunkturalnymi w bezrobotnych nowo zarejestrowanych i wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy

Okresy opóźnień	Nowo zarejestrowania bezrobotni		Bezrobotni wyrejestrowani z tytułu podjęcia pracy	
	Korelacja wzajemna	Błąd standardowy	Korelacja wzajemna	Błąd standardowy
t - 15	0.319007	0.099504	-0.15712	0.099504
t - 14	0.304978	0.099015	-0.04581	0.099015
t - 13	0.28775	0.098533	0.054368	0.098533
t - 12	0.266871	0.098058	0.139712	0.098058
t - 11	0.239873	0.09759	0.213867	0.09759
t - 10	0.205133	0.097129	0.282427	0.097129
t - 9	0.160122	0.096674	0.353506	0.096674
t - 8	0.10487	0.096225	0.430201	0.096225
t - 7	0.045242	0.095783	0.504746	0.095783
t - 6	-0.01025	0.095346	0.563399	0.095346
t - 5	-0.05478	0.094916	0.593619	0.094916
t - 4	-0.08681	0.094491	0.590558	0.094491
t - 3	-0.11093	0.094072	0.560738	0.094072
t - 2	-0.13229	0.093659	0.515028	0.093659
t - 1	-0.15027	0.09325	0.460054	0.09325
t 0	-0.15683	0.092848	0.392721	0.092848
t + 1	-0.13633	0.09325	0.329686	0.09325
t + 2	-0.09187	0.093659	0.250052	0.093659
t + 3	-0.03088	0.094072	0.160067	0.094072
t + 4	0.03578	0.094491	0.067504	0.094491
t + 5	0.097246	0.094916	-0.01985	0.094916
t + 6	0.14552	0.095346	-0.09636	0.095346
t + 7	0.177499	0.095783	-0.15834	0.095783
t + 8	0.192848	0.096225	-0.2069	0.096225
t + 9	0.192877	0.096674	-0.24519	0.096674
t + 10	0.180582	0.097129	-0.27387	0.097129
t + 11	0.16022	0.09759	-0.29057	0.09759
t + 12	0.136461	0.098058	-0.29135	0.098058
t + 13	0.111808	0.098533	-0.27502	0.098533
t + 14	0.086139	0.099015	-0.24275	0.099015
t + 15	0.056542	0.099504	-0.19895	0.099504

Źródło: opracowanie własne

Porównano amplitudy wahań koniunkturalnych. Cykl referencyjny odznaczał się najmniejszą średnią amplitudą wahań, zaś największą nowo zarejestrowani bezrobotni. Jednocześnie amplituda wahań w nowo rejestrowanych bezrobotnych jest większa niż w bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy. Analogiczne obserwacje poczyniono w gospodarkach rozwiniętych

[H. Bleakley, A.E. Ferris, 1999, s. 53]. Świadczyć to może o tym, że nie wszyscy rejestrujący się bezrobotni trafiają z powrotem na rynek pracy.

By zbadać siłę związków między cyklem referencyjnym a strumieniami bezrobotnych, przeprowadzono analizę związków korelacyjnych z uwzględnieniem przesunięć czasowych do 15 miesięcy, której wyniki przedstawia tablica 2.

Korelacja między szeregiem odniesienia a nowo rejestrowanym bezrobociem jest ujemna dla najbliższych przesunięć czasowych (od t-6 do t+3). Jednak wartość współczynnika korelacji jest statystycznie nieistotna.

Korelacja między nowo zatrudnionymi bezrobotnymi a cyklem odniesienia jest dodatnia i istotna ze statystycznego punktu widzenia. Współczynnik korelacji rośnie wówczas, gdy odpływy z bezrobocia do pracy wyprzedzają cykl referencyjny o kilka miesięcy.

W kolejnym kroku przeprowadzono regresję krokową postępującą między cyklem odniesienia jako zmienną zależną a przepływami z bezrobocia do zatrudnienia i z zatrudnienia do bezrobocia jako zmiennymi niezależnymi. Uwzględniono w niej przesunięcia czasowe zmiennych niezależnych, czyli opóźnienia i wyprzedzenia do 6 miesięcy (od t-6 do t+6). Wyniki modelu o najlepszym współczynniku determinacji prezentuje tablica 3.

Tabela 3

Podsumowanie regresji cyklu referencyjnego
z uwzględnieniem przesunięć czasowych zmiennych niezależnych

Podsumowanie regresji zmiennej zależnej: cykl referencyjny						
R = 73359157 R2 = .53815659 Popraw. R^2 = .52901117						
F(2,101) = 58.844 p < .00000 Błąd std. estymacji: 2.4582						
	BETA	Błąd st. BETA	B	Błąd st. B	t(101)	poziom p
W. wolny			41.17933	6.646878	6.19529	1.27E-08
BPP t-5	0.731535	0.068411	0.425184	0.039762	10.69318	2.68E-18
NB t+5	0.234493	0.068411	0.163856	0.047804	3.427696	0.000882

Źródło: opracowanie własne

Regresja szeregu referencyjnego jest następującą funkcją:

$$CR = 41,18 + 0,43 * BPP_{t-5} + 0,16 * NB_{t+5},$$

gdzie:

CR – cykl referencyjny,

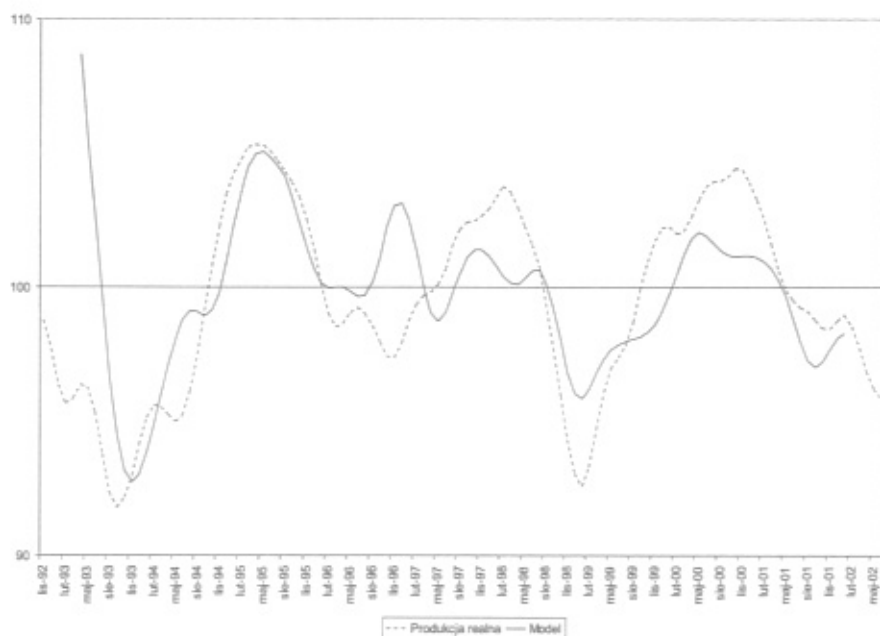
BPP_{t-5} – bezrobotni podejmujący pracę z wyprzedzeniem 5 miesięcy,

NB_{t+5} – nowo zarejestrowani bezrobotni z opóźnieniem 5 miesięcy.

Wartość skorygowanego współczynnika determinacji R² wynosi (0,53), co oznacza, że w 53% zmiany w szeregu referencyjnym są tłumaczone przez zastosowaną funkcję regresji.

Wahania cyklu referencyjnego i modelu opracowanego na podstawie strumieniowego ujęcia bezrobocia z uwzględnieniem przesunięć czasowych prezentuje wykres 2.

Wykres 2. Wahania koniunkturalne cyklu odniesienia i modelu regresji zbudowanego w oparciu o strumienie bezrobocia



Źródło: opracowanie własne

Model dość dobrze oddaje wahania zmiennej objaśnianej, niezgodność kierunku wahań w modelu i danych wyjściowych miała miejsce jedynie na przełomie 1996 i 1997 r.

Istotne dla budowy modelu okazały się odpływy z bezrobocia do pracy z wyprzedzeniem 5-miesięcznym oraz przepływy z pracy do bezrobocia z opóźnieniem 5 miesięcy.

Współczynnik liczby wyrejestrowanych bezrobotnych z tytułu podjęcia pracy przy funkcji regresji jest dodatni, co pozwala sądzić, że jest to zmienna procykliczna. Poprawa koniunktury zwiększa liczbę osób, które przechodzą z bezrobocia do zatrudnienia. Recesja zaś zmniejsza ilość odpływów do pracy. Jest to zatem zależność zgodna z teorią cykli koniunkturalnych.

Jednocześnie zmienna ta okazała się wyprzedzająca w stosunku do cyklu odniesienia. Wynik ten można interpretować w połączeniu z zachowaniem przedsiębiorstw w czasie cyklu koniunkturalnego.

W czasie poprawy koniunktury aktywność uruchamiają nowe firmy, które wykorzystują dobry moment gospodarczy na znalezienie swojego miejsca na rynku. Aktywność tej grupy firm na rynku pracy w zakresie zatrudniania pracowników ma zatem charakter wyprzedzający.

W czasie pogorszenia koniunktury firmy mają skłonność do swego rodzaju przechowywania pracowników. Wstrzymują się z redukcją zatrudnienia, akceptując niższą pracę w czasie recesji, z obawy przed wysokimi kosztami zatrudniania i wdrażania pracowników w czasie poprawy koniunktury. Ta grupa przedsiębiorstw ma zatem rezerwę potencjału pracowniczego, który wykorzystuje w momencie poprawy koniunktury. Wzrost zatrudnienia z ich strony jest zatem opóźniony w stosunku do cyklu referencyjnego.

Można zatem przypuszczać, że wyprzedzający charakter odpływu z bezrobocia do pracy wynika z aktywności nowo powstałych przedsiębiorstw.

Jednocześnie poprawa koniunktury może powodować efekt psychologiczny wśród bezrobotnych. Widząc lepsze perspektywy na podjęcie pracy, bezrobotni uaktywniają swoje poszukiwania zatrudnienia, co przynosi efekt w postaci większego odpływu z bezrobocia do pracy.

Wahania w liczbie nowo zarejestrowanych bezrobotnych okazały się opóźnione w stosunku do cyklu referencyjnego, a współczynnik funkcji regresji nowo rejestrowanych bezrobotnych jest dodatni, co nie odpowiada teorii cykli. W badanych latach tylko między listopadem 1996 r. a marcem 2000 r., czyli przez 3,5 roku, zmienna ta była antycykliczna. W pozostałym okresie liczba nowo rejestrowanych bezrobotnych zachowywała się procyklicznie. Taka sytuacja spowodowała słabą i mało jednoznaczną zależność między przyptywami do bezrobocia a cyklem referencyjnym.

Świadczyć to może o występowaniu zjawiska przechowywania pracowników w czasie recesji. Powoduje to, że odpływy z pracy do bezrobocia nie mają jednoznacznie antycyklicznego charakteru w stosunku do cyklu referencyjnego.

Wnioski końcowe

W strumieniowych wskaźnikach bezrobocia w Polsce w latach 1992-2002, czyli liczby nowo rejestrowanych bezrobotnych i bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy, po usunięciu wpływu czynników sezonowych i przypadkowych, można wyodrębnić wahania koniunkturalne, identyfikowane jako odchylenia od trendu rozwojowego.

Amplituda wahań cyklicznych we wskaźniku nowo rejestrowanych bezrobotnych jest wyższa niż w bezrobotnych podejmujących pracę. Sugeruje to, że nie wszystkie osoby, które tracą pracę, wracają do zasobu pracy.

Związek bezrobocia w ujęciu strumieniowym z ogólną sytuacją gospodarczą, prezentowaną przez szereg referencyjny, nie jest jednoznaczny.

Występuje wyraźny związek między ogólną sytuacją koniunkturalną a liczbą bezrobotnych, którzy podejmują pracę. Związek ten pokazuje, że liczba bezrobotnych odpływających do zatrudnienia jest procykliczna i wyprzedza ogólny

poziom aktywności gospodarczej o 3-5 miesięcy. Można to tłumaczyć aktywnością nowo tworzonych przedsiębiorstw, które wykorzystując poprawę koniunktury szukają swojego miejsca na rynku i w związku z tym zatrudniają pracowników z pewnym wyprzedzeniem w stosunku do cyklu referencyjnego.

Natomiast odpływ z pracy do bezrobocia, który zgodnie z teorią powinien być antycykliczny, zachowywał się w ten sposób tylko w latach 1996-2000. W pozostałych okresach objętych badaniem był procykliczny. Nie można zatem jednoznacznie określić związków między sytuacją koniunkturalną a liczbą nowo rejestrowanych bezrobotnych. Pozwala to jednak przypuszczać, że część przedsiębiorstw zatrzymuje pracowników mimo recesji, chcąc uniknąć kosztów ponownego zatrudniania w czasie poprawy koniunktury.

Bibliografia

- Andersen T.M., Hylleberg S., [2000], *Sources of persistence in employment adjustment – Denmark 1974-93*, Oxford Economic Papers, January.
- Balmaseda M., Dolado J.J., López-Salido J.D., [2000], *The dynamic effects of shocks to labour markets: evidence from OECD countries*, Oxford Economic Papers, January.
- Barczyk R., [1989], *Teoretyczne podstawy statystycznych analiz współczesnych wahań koniunkturalnych*, GUS – PAN, Warszawa.
- Biuletyn Statystyczny*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa, 1992-2002.
- Bleakley H, Ferris A.E., [1999], *New Data on Worker Flows During Business Cycles*, New England Economic Review, July/August.
- Cieślak M., [2002], *Prognozowanie analogowe*, w: *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, red. nauk. M. Cieślak, PWN, Warszawa.
- Gogolewska J., [2001], *Regulowanie rynku pracy*, w: *Polityka gospodarcza*, praca zbiorowa, red. nauk. B. Winiarski, PWN, Warszawa.
- Hall R.E., Taylor J.B., [2000], *Makroekonomia*, PWN, Warszawa.
- Koniunktura gospodarcza*, [1982], red. nauk. Z. Kowalczyk, PWE, Warszawa.
- Kubiak P., Kwiatkowski E., Kucharski L., [2000], *Mobilność międzygałęziowa i wewnątrzgałęziowa siły roboczej w Polsce w latach 1994-1998*, *Ekonomista* nr 6.
- Kwiatkowski E., [2002], *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, PWN, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Kaczorowski P., Rogut A., Tokarski T., [2001], *Uwarunkowania integracji Polski z Unią Europejską w dziedzinie zatrudnienia i bezrobocia. Implikacje integracji z UE dla zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, IPISS, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., [2000], *Przepływy siły roboczej między zatrudnieniem, bezrobociem i biernością zawodową*, w: *Mobilność zasobów pracy. Analiza i metody symulacji*, red. E. Kryńska, IPISS, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Tokarski T., [1997], *Efekty polityki państwa wobec rynku pracy w Polsce. Analiza na podstawie funkcji dostosowań*, *Ekonomista* nr 3.
- Kydland F.E., Prescott E.C., [1990], *Business cycles: Real facts and a monetary myth*, *Quarterly Review* (Federal Reserve Bank of Minneapolis), Spring.
- Long Jr. J.B., Plosser Ch.I., [1983], *Real Business Cycles*, *Journal of Political Economy*, February.
- Newell A., Pastore F., Socha M., [2000], *Niektóre czynniki kształtujące regionalną strukturę bezrobocia w Polsce*, *Ekonomista* nr 6.
- Rosholm M., [2001], *Cyclical variations in unemployment duration*, *Journal of Population Economics*, Springer-Verlag.

- Sill K., [1998], *Restructuring during recessions: a silver lining in the cloud?*, *Business Review*, May/June.
- Socha M., Sztanderska U., [2002], *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, PWN, Warszawa.
- Walsh B., [2000], *Cyclical and structural influences on Irish unemployment*, *Oxford Economic Papers*, January.
- Welfe W., Welfe A., Florczak W., Sabanty L., [2001], *Długookresowy ekonometryczny model W8-D gospodarki polskiej. Założenia i wyniki estymacji*, w: *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, red. W. Welfe, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

IMPACT OF CYCLICAL FACTORS ON UNEMPLOYMENT

Summary

The article analyses the issue of flows between employment and unemployment over the business cycle in Poland. Relationships were examined between the reference cycle, measured by real production and the number of newly registered unemployed persons and persons removed from unemployment rolls who received jobs.

A decomposition procedure was applied to data in order to separate cyclical fluctuations, seen as a deviation from trend. Correlation and regression analyses were carried out next.

It was found that the outflow from unemployment to employment was a procyclical variable, increasing in upswing phases of the business cycle, and declining in its downswing phases. At the same time, that variable precedes the reference cycle, which suggests labour market activity of enterprises established over the business cycle.

On the other hand, flows of registered unemployed persons do not present an unequivocal pattern over the business cycle. This allows to suspect that firms tend to hoard labour in a recession.