A C T A U N I V E R S I T A T I S L O D Z I E N S I S
FOLIA OECONOMICA 293, 2013

Maria Klonowska-Matynia[*], *Grzegorz Przekota*[**]

ASYMETRYCZNE REAKCJE WYNAGRODZEŃ NA ZMIANY STOPY BEZROBOCIA

1. WSTĘP

Problemy funkcjonowania rynku pracy i występujących na nim zależności wpisują się w nurt współczesnych problemów makroekonomicznych gospodarek na całym świecie. Wśród najczęściej podejmowanych przez ekonomistów badanych zależności znalazły się te dotyczące zmian stopy bezrobocia i zatrudnienia po okresie transformacji (Horodeński, Sadowska-Snarska 2010), przestrzennego zróżnicowania rynku pracy (Tokarski 2008, s. 25–42), (Rogut, Tokarski 2002, s. 62–76), (Tokarski 2005, s. 67–88) i jego uwarunkowań (Kryńska 2011), identyfikacji szoków strukturalnych oddziaływujących na rynki pracy krajów czy kwantyfikacja adaptacyjności do tych szoków gospodarek Polski i pozostałych krajów regionu (Bukowski, Koloch, Lewandowski 2008).

Treść niniejszego artykułu nawiązuje do relacji pomiędzy stopą bezrobocia i tempem wzrostu nominalnych płaci ich uwarunkowań opisywanych ponad 50 lat temu przez Philipsa na gruncie brytyjskim. W tym czasie zaszły ogromne zmiany: płace realne wzrosły więcej niż 6 razy, a nominalne 500 razy. Na przestrzeni lat zachowania płac (realnych i nominalnych)i bezrobocia były już przedmiotem badania wielu ekonomistów. Nieliniową reakcję płac na bezrobocie w latach 1860–2040 badali Jennifer L. Castle i David F. Hendry (Castle, Hendry 2009, s. 5–28). Model kointegracji podjęli Nickell, NunziataiOchelv badając wpływ instytucji rynku racy na kształtowanie płac od 1960 do1994 roku (Nunziata 2005, s. 435–466), (Nunziata, Koeniger, Leonardi 2007, s. 340–356), (Nickell, Nunziata, Ochel 2005, s.1–27), (Nickell, Nunziata, Ochel, Quintini 2003, s. 394–431).Oswald zaś opisuje wpływ zachowania związków zawodowych na elastyczność popytu na pracę i sztywność płac (Oswald 1993, s. 85–113)

Przyczyn bezrobocia w Europie ekonomiści od wielu już lat upatrują w problemie nadmiernych płacach realnych (Layard, Nickell, Jackman 2005, s. xvii), (Blanchard, Summers 1987, s. 543–560). Pogląd ten niesie niepokojące implikacje, że istnieje ostry konflikt pomiędzy interesami tych, zatrudnionych obecnie i bezrobotnych, ponieważ sugeruje, że wzrost zatrudnienia będzie wymagać redukcji realnych wynagrodzeń osób zatrudnionych obecnie (Blanchard,

[*] Dr, Politechnika Koszalińska.
[**] Dr, Politechnika Koszalińska.

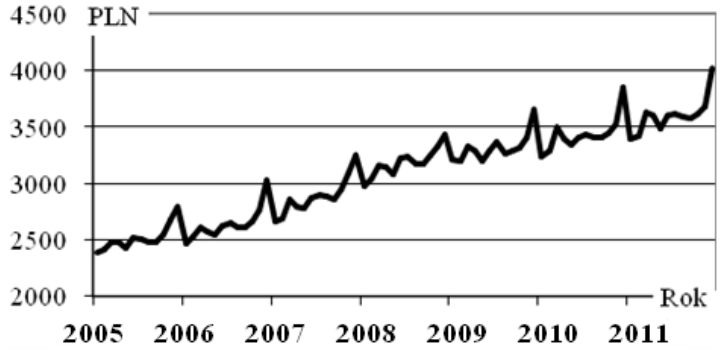
Summers 1987, s. 543–560). Analizę kointegracji w latach 1965-1990 w Szwecji prowadzili T. Jacobson, A. Vredin i A. Warne stwierdzając jedynie słabą relację w krótkim okresie między płacami realnymi i bezrobociem (Jacobson, Vredin, Warne1998, s. 69–96).Nieco inne ujęcie próbują przedstawić autorzy niniejszego opracowania, którego celem było określenie wpływu poziomu i stopy bezrobocia na poziom płac nominalnych i dynamikę zmian płac realnych. Wysunięto hipotezę, iż wyższy poziom i stopa bezrobocia hamują wzrost wynagrodzeń, a niższy poziom i stopa bezrobocia działają stymulująco na płace.

2. ZAKRES DANYCH

W pracy analizowano dane z lat 2005–2011 pochodzące z publikacji Głównego Urzędu Statystycznego i obejmujące następujące charakterystyki:

- poziom przeciętnego miesięcznego nominalnego wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw;
- dynamikę zmian przeciętnego realnego wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw;
- poziom bezrobocia rejestrowanego;
- stopę bezrobocia rejestrowanego.

Przeprowadzona obserwacja danych wykazała, że w latach 2005–2011 przeciętne miesięczne nominalne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw systematycznie rosło, wykazując dość wyraźne wahania sezonowe (rysunek 1).

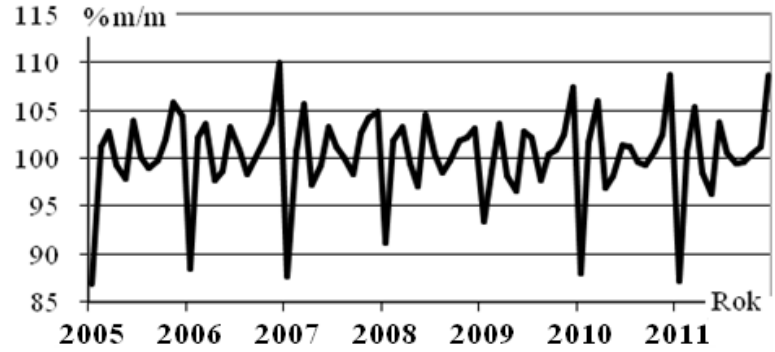


Rysunek 1. Przeciętne miesięczne nominalne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

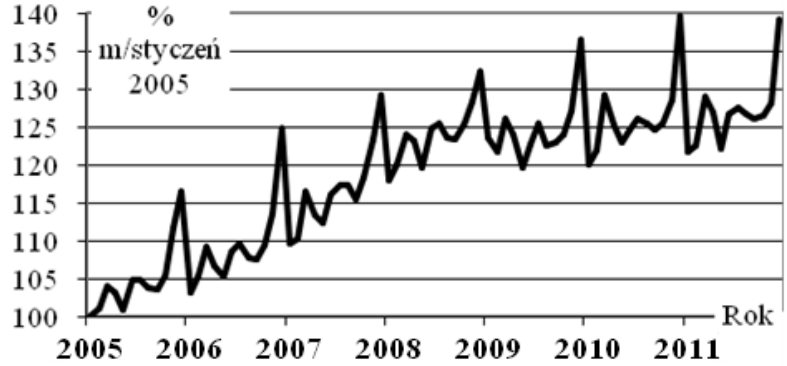
Na początku badanego okresu kształtowało się na poziome poniżej 2500 zł, a już na koniec badanego okresu na poziomie zbliżonym do 4000 zł. Oznacza to średni miesięczny przyrost rzędu 0,63%, a w całym badanym okresie o 68,3%. Dla liniowej funkcji trendu przyrost ten kształtował się na poziomie

0,53% miesięcznie. Obserwuje się także dość dużą różnicę pomiędzy wynagrodzeniami na początku i końcu roku. W każdym roku w miesiącach listopad i grudzień wynagrodzenia wyraźnie rosną, są one średnio o blisko 60 i 260 zł wyższe niż przeciętne wynikające z trendu liniowego, a tymczasem w styczniu średnio o blisko 90 zł niższe.



Rysunek 2. Dynamika zmian przeciętnego realnego wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw (miesiąc do miesiąca poprzedniego)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



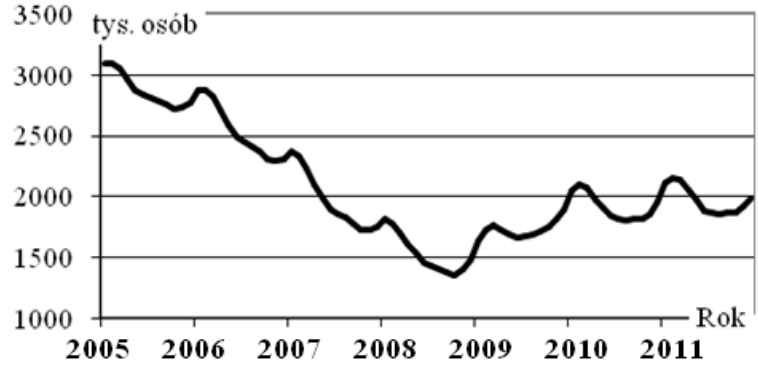
Rysunek 3. Dynamika zmian przeciętnego realnego wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw (miesiąc do stycznia 2005)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Obserwowane na wykresie wahania sezonowe miesięcznego nominalnego wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw widoczne są także na wykresie dynamiki zmian przeciętnego realnego wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw (rysunek 2 i rysunek 3).

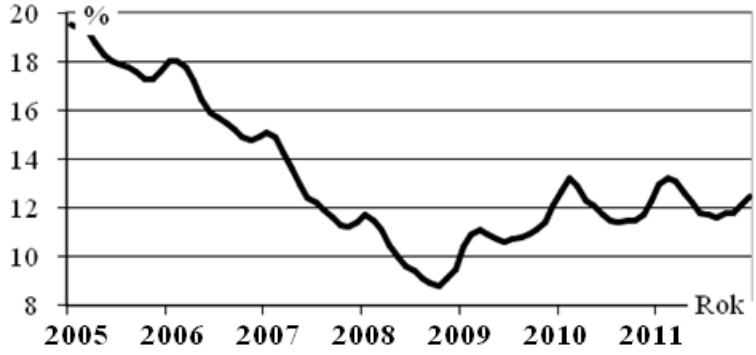
Mają one podobny charakter – przyspieszenie na końcu roku oraz spadek na początku, gdyż w grudniu realne wynagrodzenie było wyższe niż w listopa-

dzie średnio o 6,7%, a w styczniu niższe niż w grudniu o ponad 11%. Nominalne i realne wynagrodzenie rosło także dość wyraźnie, chociaż nie tak jak w grudniu, w miesiącach marzec i czerwiec. W całym badanym okresie realne wynagrodzenie brutto wzrosło o 39,2%, co daje średni miesięczny przyrost na poziomie 0,40%.



Rysunek 4. Poziom bezrobocia rejestrowanego

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Rysunek 5. Stopa bezrobocia rejestrowanego

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

O ile wynagrodzenie w badanym okresie zachowywało się w miarę przewidywalnie, tj. systematycznie rosło z wahaniami sezonowymi, o tyle trend dotyczący poziomu bezrobocia (rysunek 4) oraz stopy bezrobocia (rysunek 5) składał się wyraźnie z dwóch faz. Pierwszy okres (lata 2005–2008) to czas szybkiego spadku poziomu i stopy bezrobocia, drugi okres (lata 2009–2011) to czas powolnego wzrostu poziomu i stopy bezrobocia.

Prowadzone rozważania modelowe dotyczyć będą wpływu poziomu i stopy bezrobocia na poziom płac nominalnych oraz dynamikę zmian płac realnych.

3. UWAGI DOTYCZĄCE MODELOWANIA ZALEŻNOŚCI

Modelowanie zależności przeprowadzono na przy użyciu modelu korekty błędem z asymetrią (Granger, Lee 1989). Uzasadnieniem takiego wyboru jest przypuszczenie, iż siła reakcji wynagrodzeń na zmiany poziomu i stopy bezrobocia może zależeć do tego, czy bezrobocie rośnie czy maleje. We współczesnych gospodarkach, dość silnie regulowanych przez państwo, chociażby za pomocą płacy minimalnej, presja na obniżenie wynagrodzeń na skutek wzrostu bezrobocia może być słabsza, iż presja na wzrost wynagrodzeń na skutek spadku bezrobocia.

Analiza danych statystycznych obejmowała następujące etapy:

1. Analizę stopnia integracji poszczególnych zmiennych w oparciu o test Phillipsa-Perrona (Phillips, Perron, 1988);

2. Analizę kointegracji przeprowadzoną w oparciu o budowę wektora kointegrującego pomiędzy wynagrodzeniami a bezrobociem oraz test na stacjonarność reszt z regresji kointegrującej. W tym celu wykorzystano następujące równanie kointegrujące:

$$y_t = \beta x_t , \tag{1}$$

gdzie: y_t – wynagrodzenia (nominalne, realne);x_t – bezrobocie (poziom, stopa).

3. Analizę transmisji w oparciu o model autoregresyjny. Konkretna postać modelu zależała od wyników uzyskanych w dwóch pierwszych krokach (twierdzenie Grangera). W przypadku stwierdzenia stacjonarności szeregów czasowych powinno stosować się model autoregresyjny w oparciu o zmienne na ich poziomach, w przypadku zmiennych zintegrowanych w stopniu jeden (stacjonarne pierwsze różnice zmiennych) i skointegrowanych ze sobą model autoregresyjny oparty na pierwszych różnicach zmiennych z mechanizmem korekty błędem, o następującej postaci:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \alpha ECM_{t-1} + \varepsilon_t , \tag{2}$$

gdzie: ECM_{t-1} – reszty z równania kointegrującego.

W przypadku zmiennych nieskoitegrowanych bardziej właściwy byłby model autoregresyjny nie uwzględniający mechanizmu korekty błędem.

Wyrażenie $y_t = \beta x_t$ jest interpretowane jako równowaga długookresowa, a więc taka relacja między zmiennymi, do której te zmienne dążą przy braku zaburzeń losowanych. Parametr α związany jest z szybkością dostosowywania zmiennej y_t do poziomu równowagi, a parametry θ i γ związane są z dynamiką krótkookresową.

W równaniu (2) rozpatruje się jednocześnie reakcję y_t na zmiany długo- i krótkoterminowe. Jeśli interesuje nas dodatkowo, jak szybko zmienna y_t

dostosowuje się do odchyleń dodatnich i ujemnych od poziomu równowagi należy oszacować model z asymetrią, który przedstawić można następująco:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \alpha_1 ECT_{t-1}^{+} + \alpha_2 ECT_{t-1}^{-} + \varepsilon_t , \qquad (3)$$

gdzie: $ECT_t^{+} = \begin{cases} ECM_t & \text{gdy} \quad ECM_t > 0 \\ 0 & \text{gdy} \quad ECM_t < 0 \end{cases}$, $ECT_t^{-} = \begin{cases} ECM_t & \text{gdy} \quad ECM_t < 0 \\ 0 & \text{gdy} \quad ECM_t > 0 \end{cases}$.

W pracy do modelowania zależności pomiędzy wynagrodzeniami a bezrobociem zastosowano model z asymetrią (równanie 3).

4. REAKCJE POZIOMU WYNAGRODZENIA NOMINALNEGO NA ZMIANY POZIOMU I STOPY BEZROBOCIA

W tabeli 1 przedstawiono wyniki testu Phillipsa-Perrona dla wynagrodzenia nominalnego oraz poziomu i stopy bezrobocia. Uzyskane wyniki wskazują, iż poziomy badanych zmiennych są szeregami niestacjonarnymi, natomiast szeregi pierwszych różnic są szeregami stacjonarnymi. Hipoteza o niestacjonarności dla pierwszych różnic odrzucona została przy poziomie istotności poniżej 0,005.

Tabela 1. Wyniki testowania stopnia integracji dla wynagrodzeń nominalnych

Szereg	Poziomy zmiennych		Pierwsze różnice	
	statystyka P-P	poziom p	statystyka P-P	poziom p
Wynagrodzenie nominalne	6,1055	1,0000	– 12,1323	0,0000
Poziom bezrobocia	– 1,6977	0,0847	– 2,9855	0,0033
Stopa bezrobocia	– 1,8284	0,0645	– 3,1985	0,0017

Źródło: obliczenia własne.

Kointegrację szeregów czasowych poziomu wynagrodzenia nominalnego i poziomu oraz stopy bezrobocia badano przy użyciu następujących równań (tabela 2):

$$\begin{aligned} w_n &= \beta p_b \\ w_n &= \beta s_b \end{aligned}, \qquad (4)$$

Warunek kointegracji szeregów jest spełniony wówczas, gdy reszty z równania kointegrującego są stacjonarne. Hipoteza o niestacjonarności reszt z równania kointegrującego nie została jednak odrzucona. Oznacza to niespełnienie drugiego założenia twierdzenia Grangera. Nie wykluczają one możliwości zastosowania modelu korekty błędem, ale uzyskane wyniki trzeba interpretować z dużą ostrożnością.

Tabela 2. Wyniki testowania stopnia kointegracji wynagrodzeń nominalnych

Model	β	Reszty	
		statystyka P-P	poziom p
w_n = β p_b	1,3864	– 1,4614	0,1336
w_n = β s_b	217,9181	– 1,3798	0,1546

Objaśnienia: w_n – poziom wynagrodzeń nominalnych, p_b – poziom bezrobocia, s_b – stopa bezrobocia.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki wpływu poziomu i stopy bezrobocia na poziom nominalnych wynagrodzeń brutto w sektorze przedsiębiorstw zaprezentowano w tabeli 3.

Tabela 3. Model ECT dla wynagrodzenia nominalnego oraz poziomu i stopy bezrobocia

Zmienne niezależne	Zmienna zależna d(w_n)	
	parametr	poziom p
$d((w_n)_{(-1)})$	– 0,2935	0,0273
d(p_b)	– 0,2776	0,4831
$d((p_b)_{(-1)})$	– 0,1529	0,7009
$ECT+_{(-1)}$	0,0247	0,2372
$ECT-_{(-1)}$	– 0,0046	0,8481
$d((w_n)_{(-1)})$	– 0,3319	0,0065
d(s_b)	22,7978	0,7295
$d((s_b)_{(-1))}$	– 88,1418	0,1833
$ECT+_{(-1)}$	0,0212	0,3098
$ECT-_{(-1)}$	– 0,0084	0,7272

Objaśnienia: d(w_n) – przyrost poziomu wynagrodzeń nominalnych, d(p_b) – przyrost poziomu bezrobocia, d(s_b) – przyrost stopy bezrobocia, symbolem „– 1" oznaczono opóźnienie o jeden okres.

Źródło: obliczenia własne.

Z uzyskanych rezultatów wnioskować można, iż na bieżący przyrost wynagrodzenia nominalnego istotnie wpływa jedynie przyrost uzyskany w okresie poprzedzającym. Wpływ ten jest ujemny, co oznacza, iż zwiększenie wynagrodzenia w okresie poprzedzającym oznacza średnio mniejszy wzrost w okresie bieżącym. Wpływ poziomu i stopy bezrobocia jest statystycznie nieistotny, chociaż kierunek zmian dla poziomu i stopy z okresu poprzedzającego jest zgodny z teorią, gdyż wzrost tych wielkości działa hamująco na bieżący wzrost wynagrodzeń. W długim okresie czasu brak jest związku pomiędzy tymi zmiennymi, co obrazuje brak kointegracji omawiany wyżej oraz nieistotne parametry ECT.

5. REAKCJE DYNAMIKI ZMIAN WYNAGRODZENIA REALNEGO NA ZMIANY POZIOMU I STOPY BEZROBOCIA

W tabeli 4 przedstawiono wyniki testu Phillipsa-Perrona dla dynamiki zmian wynagrodzeń realnych w sektorze przedsiębiorstw oraz poziomu i stopy bezrobocia.

Tabela 4. Wyniki testowania stopnia integracji wynagrodzeń realnych

Szereg	Poziomy zmiennych		Pierwsze różnice	
	statystyka P-P	poziom p	statystyka P-P	poziom p
Wynagrodzenie realne m/m	1,0127	0,9170	– 40,0040	0,0000
Poziom bezrobocia	– 1,6977	0,0847	– 2,9855	0,0033
Stopa bezrobocia	– 1,8284	0,0645	– 3,1985	0,0017

Objaśnienia: m/m – dynamika zmian wynagrodzeń realnych miesiąc do miesiąca poprzedniego.

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane wyniki wskazują, iż poziomy badanych zmiennych są szeregami niestacjonarnymi, natomiast szeregi pierwszych różnic są szeregami stacjonarnymi. Hipoteza o niestacjonarności dla pierwszych różnic odrzucona została przy poziomie istotności poniżej 0,005.

Kointegrację szeregów czasowych dynamiki wynagrodzenia realnego i poziomu oraz stopy bezrobocia badano przy użyciu następujących równań (tabela 5):

$$\begin{aligned} w_r\ (m/m) &= \beta p_b \\ w_r\ (m/m) &= \beta s_b \end{aligned}, \tag{5}$$

Hipoteza o niestacjonarności reszt z równania kointegrującego została tutaj odrzucona. Oznacza to spełnienie drugiego założenia twierdzenia Grangera oraz wiarygodne zastosowanie modelu z mechanizmem korekty błędem.

Tabela 5. Wyniki testowania stopnia kointegracji wynagrodzeń realnych

Model	*B*	Reszty	
		statystyka P-P	poziom p
w_r (m/m) = β p_b	0,0461	– 2,4962	0,0130
w_r (m/m) = β s_b	7,2478	– 2,4976	0,0129

Objaśnienia: w_r – dynamika wynagrodzeń realnych, p_b – poziom bezrobocia, s_b – stopa bezrobocia.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki wpływu poziomu i stopy bezrobocia na dynamikę realnych wynagrodzeń brutto w sektorze przedsiębiorstw zaprezentowano w tabeli 4. Podobnie jak w przypadku wynagrodzeń nominalnych ujawnia się jedynie zależność krótkookresowa.

Tabela 6. Model ECT dla wynagrodzenia realnego oraz poziomu i stopy bezrobocia.

Zmienne niezależne	Zmienna zależna d(w_r)(m/m)	
	parametr	poziom p
$d((w_r)_{(-1)})$	– 0,3454	0,0009
d(p_b)	– 0,0482	0,0042
$d((p_b)_{(-1)})$	0,0356	0,0321
$ECT+_{(-1)}$	– 0,0027	0,9461
$ECT-_{(-1)}$	– 0,0053	0,9142

Zmienne niezależne	Zmienna zależna d(w_r)(m/m)	
	parametr	poziom p
$d((w_r)_{(-1)})$	– 0,3988	0,0002
d(s_b)	– 3,9997	0,1836
$d((s_b)_{(-1)})$	2,0618	0,4882
$ECT+_{(-1)}$	– 0,0182	0,6705
$ECT-_{(-1)}$	– 0,0205	0,6925

Objaśnienia: d(w_r) – przyrost dynamiki poziomu wynagrodzeń realnych, d(p_b) – przyrost poziomu bezrobocia, d(s_b) – przyrost stopy bezrobocia, symbolem „– 1" oznaczono opóźnienie o jeden okres.

Źródło: obliczenia własne.

6. PODSUMOWANIE

Z uzyskanych rezultatów wnioskować można, iż na bieżący przyrost dynamiki wynagrodzeń realnych istotnie wpływa przyrost dynamiki tych wynagrodzeń w okresie poprzedzającym oraz bieżąca i poprzednia zmiana poziomu bezrobocia. Nie ujawnia się wpływ stopy bezrobocia.

Wpływ poprzedniego przyrostu dynamiki wynagrodzeń realnych jest ujemny, co oznacza, iż zwiększenie wynagrodzenia w okresie poprzedzającym oznacza średnio mniejszy wzrost w okresie bieżącym. Wpływ aktualnego poziomu bezrobocia jest ujemny, co oznacza, że wzrost tej wielkości działa hamująco na bieżący wzrost wynagrodzeń. W długim okresie czasu brak jest związku pomiędzy tymi zmiennymi, co obrazują nieistotne parametry ECT.

W przypadku wynagrodzenia nominalnego stwierdzono, iż na bieżący przyrost wynagrodzenia nominalnego istotnie wpływa jedynie przyrost uzyskany w okresie poprzedzającym. Ponadto wpływ ten jest ujemny, co oznacza, iż zwiększenie wynagrodzenia w okresie poprzedzającym oznacza średnio mniejszy wzrost w okresie bieżącym. Nie stwierdzono istotnego wpływu poziomu i stopy bezrobocia, chociaż kierunek zmian jest zgodny z teorią, gdyż wzrost tych wielkości działa hamująco na bieżący wzrost wynagrodzeń. Wszystkie te stwierdzenia dotyczą zmian bieżących. W długim okresie czasu brak jest związku pomiędzy tymi zmiennymi, co obrazuje brak kointegracji omawiany wyżej oraz nieistotne parametry ECT.

BIBLIOGRAFIA

Blanchard J. O., Summers Lawrence H. (1987), *Fiscal Increasing Returns, Hysteresis, Real Wages and Unemployment*, European Economic Review, vol. 31(3).

Bukowski M., Koloch G., Lewandowski P. (2008), *Adaptacyjność gospodarki polskiej do szoków makroekonomicznych*, Instytut Badań Strukturalnych, Warszawa.

Castle L.J., Hendry D.F. (2009), *The long-run determinants of UK wages*, 1860–2004, Journal of Macroeconomics, Elsevier, vol. 31(1), March.

Charemza W., Deadman D. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.

Enders W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, Wiley.

Engle R., Granger C. (1987), *Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing*, Econometrica, 55(2).
Granger C.W.J., Lee T.H., (1989), *Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-symmetric Error Correction Models*, Journal of Applied Econometrics, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 4(S).
Jacobson T., Vredin A., Warne A. (1998), A*re Real Wages and Unemployment Related*?, Economica No. 65 (257).
Kośko M., Osińska M., Stempińska J. (2007), *Ekonometria współczesna*, Dom Organizatora, Toruń.
Layard R., Nickell S., Jackman R. (2005), *Unemployment. Macroeconomics Performance and the Labour Marke*t, Oxford University Press.
Nickell S., Nunziata L., Ochel W. (2005), *Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?*, Economic Journal, vol. 115.
Nickell S., Nunziata L., Ochel W., Quintini G. (2003), *The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD*, (w:) Aghion, Frydman, Stiglitz and Woodford (red.), *Knowledge, Information and Expectations in Modern Macroeconomics:* in Honor of Edmund S. Phelps, Princeton University Press.
Nunziata L. (2005), *Institutions and Wage Determination: a Multi-country Approach*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 67 (4), August.
Nunziata L., Koeniger W., Leonardi M. (2007), *Labor Market Institutions and Wage Differentials'*, Industrial and Labor Relations Review, Volume 60, No. 3, April.
Oswald A.J. (1993), *Efficient contracts are on the labour demand curve: Theory and facts*, Labour Economics, Elsevier, vol. 1(1), June.
Phillips P.C.B, Perron P. (1988), *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, Biometrika, 75.
Rogut A., Tokarski T. (2002), *Regional diversity of employment structure and outflows from unemployment to employment in Poland*, International Journal of Manpower, Vol. 23, No. 1.
Kryńska E. (red.), (2001), *Rozwój zasobów i miejsc pracy na Mazowszu. Uwarunkowania społeczno-gospodarcze*, IPISS, Warszawa.
Samuelson P.A., Nordhaus W.D. (2004), *Ekonomia*, tom 1, PWN, Warszawa.
Sims C. A. (1980), *Macroeconomics and Reality*, Econometrica, January .
Tokarski T. (2005), *Regionalne zróżnicowanie rynku pracy*, Wiadomości Statystyczne, No. 11.
Tokarski T. (2008), *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999–2006*, Gospodarka narodowa No. 7–8.
Horodeński R.Cz., Sadowska-Snarska C. (red.), (2010), *Uwarunkowania rynku pracy w Polsce. Aspekty regionalne*, IPiPS, WSE w Białymstoku, Białystok, Warszawa.

Maria Klonowska-Matynia, Grzegorz Przekota

ASYMMETRICRESPONSES OF WAGES ON UNEMPLOYMENT RATE CHANGES

The essential scientific aim of this article will be estimate the strength and direction of reaction changes in nominal and real wages in Poland to changes in the unemployment rate. The research will aim at answering the following detailed questions: Is there a reaction in nominal and real wages changing on unemployment rate in Poland? How strong is the reaction and what kind of direction is this? Detailed analyses will be carried out with the following groups' data support: unemployment and rate, real and nominal wages in consecutive months of 2000 and 2011. Basis method used in article ECM Model with and without asymmetry.