

ALEKSANDRA MAJCHROWSKA<sup>1</sup>

Katedra Makroekonomii  
Uniwersytet Łódzki

## Czy płace dostosowują się do sytuacji na regionalnych rynkach pracy w Polsce? Empiryczna weryfikacja krzywej płac

### Streszczenie

Celem artykułu jest odpowiedź na pytanie, czy istnieje ujemna i istotna zależność pomiędzy przeciętnym poziomem płac a sytuacją na regionalnych rynkach pracy w Polsce mierzoną stopą bezrobocia. Analizy prowadzone są na rocznych danych w przekroju województw. Badany okres to lata 2002–2012. Przeprowadzone analizy wskazują, że ze względu na niestacjonarność zmiennej dotyczącej wynagrodzeń nie można oszacować parametrów typowej krzywej płac. Zależność pomiędzy płacami a bezrobociem ma raczej charakter regionalnych krzywych Philipsa. Wyniki analiz wskazują na to, że parametr przy stopie bezrobocia jest ujemny, ale dość niski ( $-0,005$ ) i istotny statystycznie na 10-procentowym poziomie istotności. Sytuacja na wojewódzkich rynkach pracy jest czynnikiem, który ma wpływ na kształtowanie się płac realnych, ale zależność ta jest dość słaba. Kluczowym czynnikiem determinującym tempo wzrostu płac na regionalnych rynkach pracy jest tempo wzrostu wydajności pracy. Istotne znaczenie ma również struktura bezrobocia, struktura pracujących oraz stopień konkurencji.

**Słowa kluczowe:** krzywa płac, regionalne rynki pracy w Polsce

### 1. Wstęp

Celem opracowania jest odpowiedź na pytanie, czy płace dostosowują się do sytuacji na regionalnych rynkach pracy w Polsce. Zgodnie z koncepcją krzywej

---

<sup>1</sup> Przedstawione w opracowaniu opinie wyrażają osobiste przekonania autorki, a nie instytucji, w których pracuje.

płac (*wage curve*), zaproponowaną przez D.G. Blanchflowera i A.J. Oswald<sup>2</sup>, istnieje ujemna zależność pomiędzy sytuacją na regionalnym rynku pracy mierzoną stopą bezrobocia a poziomem płac. Podstawy teoretyczne autorzy powyższej zależności upatrują na gruncie modeli negocjacji płacowych oraz modeli płac wydajnościowych.

Obserwując stopy bezrobocia na regionalnych rynkach pracy w Polsce, można zauważyć istotne różnice. Przy przeciętnej stopie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w 2012 r. na poziomie 13,4% różnica pomiędzy najniższą i najwyższą stopą bezrobocia w przekroju województw wynosiła ponad 11 pkt proc. Różnice te utrzymują się w czasie, co skłania do postawienia pytania o funkcjonowanie mechanizmów dostosowawczych – mobilności siły roboczej i elastyczności płac. W poniższym opracowaniu głównym zagadnieniem jest kwestia elastyczności wynagrodzeń.

Niniejszy artykuł jest kontynuacją wcześniejszych analiz podjętych przez autorkę<sup>3</sup>. Badany w tym opracowaniu okres to lata 2002–2012. Wykorzystane zostały dłuższe szeregi czasowe, została także uwzględniona niestacjonarność zmiennych.

Struktura opracowania jest następująca. W punkcie drugim przedstawiono krótko podstawy teoretyczne koncepcji krzywej płac. Następnie zostały omówione wyniki dotychczasowych analiz dla Polski. Czwarty punkt zawiera opis danych, w piątym przedstawiono wyniki oszacowanych wartości parametrów krzywej płac dla Polski. Szósta część zawiera podsumowanie i wnioski.

## 2. Teoretyczne podstawy krzywej płac

Na początku lat 90. Blanchflower i Oswald, analizując dane dotyczące kilkunastu gospodarek wysoko rozwiniętych, potwierdzili istnienie ujemnej zależności pomiędzy poziomem płac a sytuacją na regionalnych rynkach pracy. Podstawy teoretyczne autorzy krzywej płac upatrują w modelach nowej ekonomii keynesowskiej, w szczególności w modelach negocjacji płacowych

---

<sup>2</sup> D.G. Blanchflower, A.J. Oswald, *The wage curve*, MIT Press, Cambridge 1994.

<sup>3</sup> A. Rogut, *Krzywa płac w gospodarce polskiej w latach 1995–2005*, „Bank i Kredyt” 2007, nr 4, s. 18–38.

(*wage bargaining models*) i modelach płac wydajnościowych (*efficiency wages models*).

W modelach negocjacji płacowych pracownicy uzwiązkowionych sektorów dysponują pewną siłą przetargową, która jest zależna od sytuacji na regionalnym rynku pracy. Żądania płacowe związków zawodowych będą zatem tym wyższe, im lepsza będzie sytuacja na regionalnym rynku pracy. Przy wysokiej stopie bezrobocia obawa przed utratą pracy będzie czynnikiem ograniczającym żądania płacowe, a w większym stopniu celem negocjacji związków zawodowych będzie utrzymanie zatrudnienia<sup>4</sup>. Zależność ta będzie zachodzić oczywiście, gdy negocjacje płacowe będą mieć miejsce na regionalnym rynku pracy. W przypadku, gdy negocjacje płacowe są prowadzone na szczeblu krajowym lub sektorowym, elastyczność płac względem regionalnych stóp bezrobocia będzie niższa.

Inne wyjaśnienie ujemnej zależności pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia (szczególnie w państwach o niewielkiej roli związków zawodowych) Blanchflower i Oswald upatrują w modelach płac wydajnościowych<sup>5</sup>. Na ich gruncie zakłada się, że wysiłek pracowników jest dodatnią funkcją uzyskiwanego wynagrodzenia. Pracownicy mogą jednak oszukiwać, nie ponosząc podczas wykonywania pracy żadnego wysiłku. Na gruncie modelu bumelowania (będącego jednym z modeli płac wydajnościowych<sup>6</sup>) zakłada się, że monitorowanie pracy pracowników jest kosztowne. Pracodawcom opłaca się zatem ustalać wyższe wynagrodzenia, tak aby pracownikom nie opłacało się oszukiwać. Utrata wysokiego wynagrodzenia w przypadku, gdy oszukujący pracownik zostanie na tym złapany, będzie dla niego bowiem bardziej bolesna. W sytuacji wysokiej stopy bezrobocia na regionalnym rynku pracy, czyli relatywnie niskiego prawdopodobieństwa znalezienia lepszej pracy po stracie obecnej, firmy nie muszą płacić wysokiego wynagrodzenia, aby zatrzymać pracowników i zmusić ich do wydajnej pracy. Pracownicy zgadzają

---

<sup>4</sup> D.G. Blanchflower, A.J. Oswald, *The wage curve...*, op.cit., s. 11.

<sup>5</sup> Ibidem.

<sup>6</sup> W literaturze dotyczącej modeli płac wydajnościowych wyróżnia się cztery modele opisujące przyczyny ustalania płac przez pracodawców na poziomie wyższym niż płaca opróżniająca rynek. Oprócz modelu bumelowania są to: model ujemnej (negatywnej) selekcji, model rotacji siły roboczej oraz modele socjologiczne. A. Rogut, op.cit.

się pracować za relatywnie niskie wynagrodzenie, gdyż przy wysokiej stopie bezrobocia obniża się ich płaca progowa<sup>7</sup>.

Jak podkreśla się w powyższych modelach teoretycznych, sytuacja na regionalnym rynku pracy mierzona stopą bezrobocia jest traktowana jako miara stopnia konkurencji na rynku pracy, pokazująca, jak trudno byłoby znaleźć zwolnionemu pracownikowi nową pracę<sup>8</sup>. Stopa bezrobocia jest w koncepcji krzywej płac istotnym czynnikiem determinującym wynagrodzenia pracowników na regionalnym rynku pracy. Krzywą płac, czyli zależność pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia, na regionalnych rynkach pracy można przedstawić następująco<sup>9</sup>:

$$\ln w_{r,t} = \beta \ln u_{r,t} + \gamma_n X_{n,r,t} + \varepsilon_{r,t}, \quad (1)$$

gdzie:

$w_{r,t}$  – poziom płac realnych na regionalnym rynku pracy  $r$  w okresie  $t$ ;

$u_{r,t}$  – stopa bezrobocia na regionalnym rynku pracy  $r$  w okresie  $t$ ;

$X_{n,r,t}$  – wektor  $n$  innych niż stopa bezrobocia czynników determinujących poziom płac na regionalnym rynku pracy  $r$  w okresie  $t$ ;

$\varepsilon_{r,t}$  – składnik losowy;

$\beta$  – elastyczność płac względem stóp bezrobocia na regionalnych rynkach pracy, pokazuje ona, jak płace dostosowują się do stanu rynku pracy mierzonego stopą bezrobocia; zgodnie z przedstawionymi podstawami teoretycznymi, parametr ten powinien być ujemny, wyższy poziom bezrobocia powinien przekładać się na niższy poziom płac.

W powyższym modelu uwzględnia się inne zmienne, które – zgodnie z teorią ekonomii – mogą mieć wpływ na poziom płac. Zalicza się do nich zarówno czynniki wewnętrzne, jak i czynniki zewnętrzne dla przedsiębiorstw<sup>10</sup>. Do pierwszej grupy można zaliczyć poziom wydajności pracy, siłę związków zawodowych

<sup>7</sup> D.G. Blanchflower, A.J. Oswald, *The wage curve...*, op.cit., s. 11; B.H. Baltagi, Y.S. Baskaya, T. Hulagu, *The Turkish wage curve: Evidence from the household labour force survey*, IZA Discussion Paper No. 5633, 2011.

<sup>8</sup> S. Longhi, P. Nijkamp, J. Poot, *Spatial Heterogeneity and the Wage Curve Revisited*, „Journal of Regional Science” 2006, vol. 46(4), s. 707–731.

<sup>9</sup> Wyprowadzenie postaci krzywej płac na gruncie modelu płac wydajnościowych znajduje się w opracowaniu: A. Rogut, op.cit.; por. też D.G. Blanchflower, A.J. Oswald, *The wage curve reloaded*, IZA Discussion Paper No. 1665, 2005.

<sup>10</sup> R.G. Layard, S. Nickell, P. Jackman, *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, New York 2005.

oraz koszty produkcji, do drugiej – czynniki determinujące sytuację na rynku pracy i na rynku produktów, wśród nich wymienia się strukturę bezrobocia, w szczególności odsetek bezrobotnych długookresowo, strukturę pracujących w regionie, czynniki instytucjonalne wpływające na poziom płac progowych (takie jak wysokość i długość pobierania zasiłków dla bezrobotnych) oraz stopień konkurencji na rynku.

### 3. Dotychczasowe wyniki analiz krzywej płac dla Polski

Dotychczasowe wyniki dotyczące wielkości elastyczności płac względem regionalnych stóp bezrobocia w Polsce były w większości prowadzone na danych jednostkowych dotyczących wynagrodzeń i stóp bezrobocia na wojewódzkich rynkach pracy. Poniżej zostały przedstawione te przeprowadzone w ostatnich 10 latach<sup>11</sup>.

D.G. Blanchflower<sup>12</sup> analizował krzywe płac dla 23 państw Europy Środkowej i Wschodniej, m.in. dla Polski, bazując na danych mikroekonomicznych dla lat 1990–1997. Dane pochodziły z przeprowadzanych w tych państwach badań ankietowych. Wyniki wskazały, że w przypadku Polski elastyczność płac względem regionalnych stóp bezrobocia wynosiła  $-0,13$ .

M. Estevao<sup>13</sup>, wykorzystując dane indywidualne z BAEL dla lat 1995–2002, uzyskał przeciętną elastyczność w analizowanym okresie na poziomie  $-0,065$ . Autor sugerował jednakże, że wynik ten uzyskany metodą najniższych kwadratów może być zaniżony. Te same dane z BAEL wykorzystał S. Yamaguchi<sup>14</sup>, który badał elastyczność płac na polskim rynku pracy, wykorzystując m.in. koncepcję krzywej płac. Po podziale na podokresy wskazał, że płace w Polsce są bardziej elastyczne w okresie dobrej koniunktury niż w czasie osłabienia gospodarczego.

---

<sup>11</sup> Wcześniejsze badania dotyczą początku lub połowy lat 90., trudno je porównywać zatem z późniejszymi.

<sup>12</sup> D.G. Blanchflower, *Unemployment, Well-Being, and Wage Curves in Eastern and Central Europe*, „Journal of the Japanese and International Economies” 2001, vol. 15, s. 364–402.

<sup>13</sup> M. Estevao, *Structural and cyclical labour market changes in Poland, in Republic of Poland: Selected Issues*, IMF Country Report 2003, No. 03/188, s. 14–43.

<sup>14</sup> S. Yamaguchi, *Wage Flexibility in Turbulent Times: A Practitioner's Guide, with an Application to Poland*, IMF Working Paper 05/134, 2005.

A. Iara i I. Traistaru<sup>15</sup> analizowały krzywą płac dla Polski, Bułgarii, Rumunii i Węgier w latach 1992–1999 na danych regionalnych na poziomie NUTS3 (w przypadku Polski było to 49 starych województw). Wyniki dla Polski świadczą o tym, że w przypadku statycznej krzywej płac elastyczność płac względem bezrobocia kształtowała się na poziomie  $-0,06$ . Podział danych na dwa podokresy (1992–1994 i 1995–1999) udowodnił, że płace w Polsce dostosowywały się do regionalnej sytuacji na rynkach pracy w późniejszym okresie, dla pierwszego podokresu zależność ta była nieistotna statystycznie. Wyniki dynamicznej krzywej płac wskazały, że stopa bezrobocia w Polsce jest predeterminowana, płace dostosowują się do sytuacji na regionalnym rynku pracy z rocznym opóźnieniem, a elastyczność płac względem bezrobocia spada do  $-0,04$  w krótkim i  $-0,03$  w długim okresie.

Analizy zależności pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia na regionalnym rynku pracy w Polsce były również prowadzone w pracy A. Rogut<sup>16</sup>. Do szacunków wykorzystano dane dotyczące 16 nowych województw z lat 1995–2005. Wyniki analiz potwierdziły występowanie w badanym okresie ujemnej zależności pomiędzy poziomem płac a sytuacją na regionalnym rynku pracy, aczkolwiek elastyczność płac względem bezrobocia była słabsza niż ta postulowana przez Blanchflowera i Oswalda i wyniosła ok.  $-0,05$ .

Estymację krzywej płac dla Polski na danych mikro pochodzących z BAEL podjęli w ostatnim czasie B.H. Baltagi i B. Rokicki<sup>17</sup>. Ich szacunki wskazują, że w latach 1999–2010 elastyczność płac względem stóp bezrobocia kształtowała się na poziomie  $-0,06$ . Wykorzystanie danych indywidualnych umożliwiło oszacowanie elastyczności płac dla różnych grup, w szczególności pokazało, że wynagrodzenia mężczyzn są bardziej elastyczne niż wynagrodzenia kobiet.

Wyniki pochodzące z powyższych opracowań, ze względu na różne dane uwzględnione w szacunkach, nie do końca są porównywalne. Część autorów wykorzystywała dane indywidualne z BAEL, należy jednak podkreślić fakt, że o ile są one reprezentatywne na poziomie województw, o tyle problem budzi wiarygodność odpowiedzi dotyczących wynagrodzeń, gdyż tylko część ankietowanych odpowiada na pytanie dotyczące uzyskiwanych płac. Ponadto, w szczególności w przypadku osób o wysokich dochodach dane mogą być zaniżone.

---

<sup>15</sup> A. Iara, I. Traistaru, *How flexible are wages in EU accession countries?*, „Labour Economics” 2004, vol. 11(4), s. 431–450.

<sup>16</sup> A. Rogut, op.cit.

<sup>17</sup> B.H. Baltagi, B. Rokicki, *The Polish Wage Curve: Micro Panel Data Analysis Based on the Polish Labor Force Survey*, IZA Discussion Paper 7812, 2013.

## 4. Dane i analizy statystyczne

Alternatywą dla analiz krzywej płac na danych indywidualnych jest wykorzystanie danych na poziomie województw. Są one wiarygodne, pochodzą bowiem ze sprawozdań składanych do GUS przez podmioty gospodarcze. Wadą ich jest brak możliwości oszacowania elastyczności płac dla poszczególnych grup pracowników.

Istotne znaczenie ma wybór poziomu danych regionalnych. W przypadku Polski wybór ten determinowany jest zarówno przez obecny podział administracyjny, jak i przez dostępność danych statystycznych. Podjęte w opracowaniu analizy są prowadzone na danych wojewódzkich (NUTS2). Zaletą ich jest dość duża dostępność, wadą – duża heterogeniczność wojewódzkich rynków pracy.

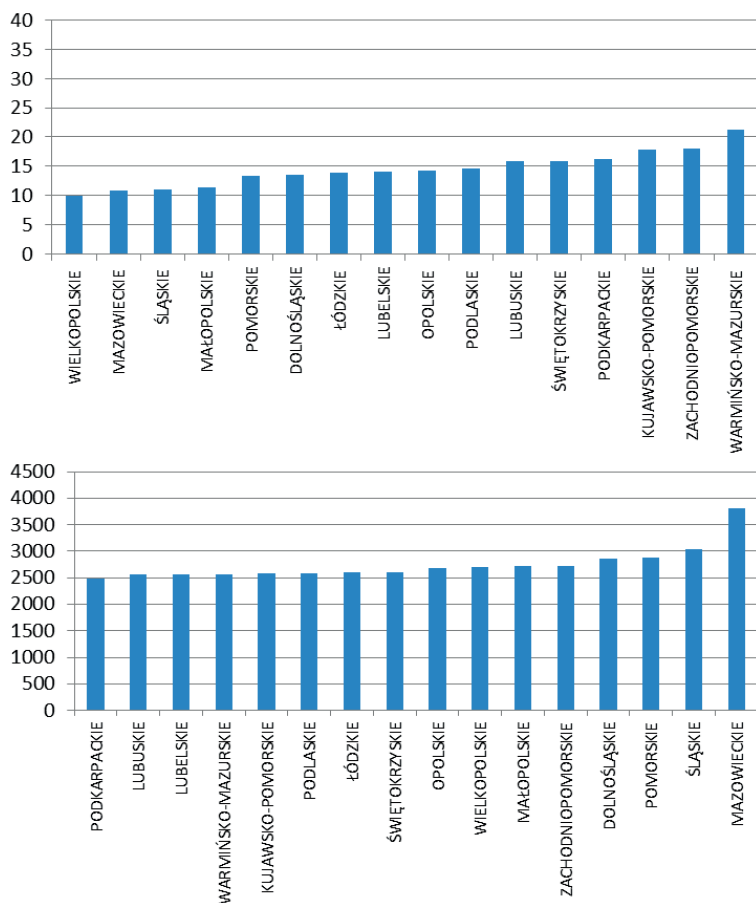
W niniejszym artykule zostały wykorzystane przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w jednostkach zatrudniających co najmniej 10 osób<sup>18</sup>. Płace nominalne zostały urealnione wskaźnikiem cen CPI. Stopy bezrobocia wykorzystane w opracowaniu to dane dotyczące bezrobotnych zarejestrowanych w powiatowych urzędach pracy.

Analizując regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w Polsce, można zauważyć istotne różnice. W 2012 r. różnica pomiędzy najniższą (w województwie wielkopolskim – 9,9%) a najwyższą wartością (w warmińsko-mazurskim – 21,2%) wyniosła 11,3 pkt proc. Różnice między województwami utrzymywały się przez cały badany okres. W latach 2002–2012 rozpiętość pomiędzy najniższą i najwyższą stopą bezrobocia w przekroju województw wynosiła od 10 do 15 pkt proc. (por. rysunek 1).

Jeżeli chodzi o płace, to różnice w przekroju województw są przede wszystkim generowane przez znacznie wyższe niż w pozostałych województwach wynagrodzenia w województwie mazowieckim. W 2012 r. przeciętne realne wynagrodzenie w tym województwie (3819 PLN w cenach stałych z 2002 r.) było ok. 1,5 razy wyższe niż w podkarpackim (2475 PLN w cenach stałych z 2002 r.). Różnice w płacach pomiędzy pozostałymi województwami są znacznie mniejsze (por. rysunek 1).

---

<sup>18</sup> Wybór wynika z tego, że dalsze analizy będą prowadzone na poziomie powiatów, a dane dotyczące wynagrodzeń we wszystkich jednostkach nie są dostępne w przekroju powiatów.

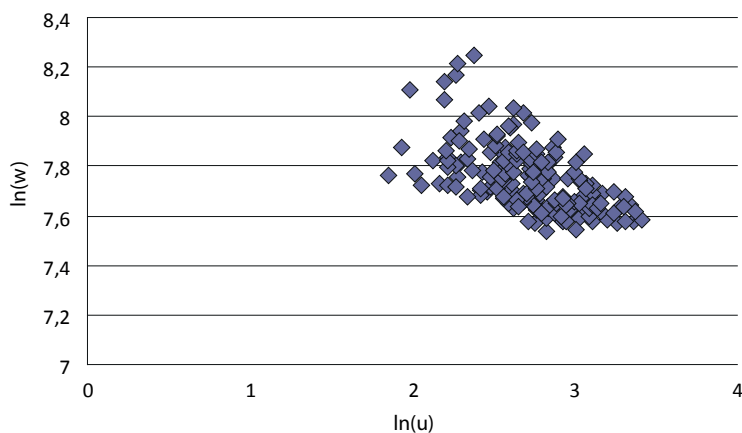


**Rysunek 1. Stopy bezrobocia rejestrowanego (lewy wykres, w %) oraz przeciętne miesięczne realne wynagrodzenia brutto (PLN, ceny stałe z 2002 r.) na wojewódzkich rynkach pracy w Polsce w 2012 r.**

Źródło: Bank Danych Lokalnych GUS, [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl).

Analizując zależność pomiędzy stopami bezrobocia a poziomem płac realnych na wojewódzkich rynkach pracy, czyli krzywą płac, można zauważyć, że jest ona dość słaba (por. rysunek 2). Krzywa płac jest ujemnie nachylona, jednak jej nachylenie jest niewielkie. W następnej części artykułu została podjęta formalna ocena zależności pomiędzy poziomem płac a sytuacją na wojewódzkich rynkach pracy w Polsce.





**Rysunek 2. Krzywa płac w Polsce w latach 2002–2012**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych GUS, [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl).

## 5. Szacunki parametrów krzywej płac dla Polski

Celem analiz, zgodnie z koncepcją zaproponowaną przez Blanchflowera i Oswalda, było oszacowanie wartości parametrów następującego równania:

$$\ln w_{r,t} = \alpha + \beta \ln u_{r,t} + \chi_n X_{n,r,t} + \varepsilon_{r,t} \quad (2)$$

gdzie:

$w_{r,t}$  – poziom płac realnych (deflowanych wskaźnikiem cen konsumenta, ceny stałe z 2002 r., PLN) na wojewódzkim rynku pracy  $r$  w okresie  $t$ ;

$u_{r,t}$  – stopa bezrobocia rejestrowanego na wojewódzkim rynku pracy  $r$  w okresie  $t$  (w %);

$\beta$  – elastyczność płac względem stóp bezrobocia na wojewódzkich rynkach pracy;

$X_{n,r,t}$  – wektor  $n$  zmiennych kontrolnych na wojewódzkim rynku pracy  $r$  w okresie  $t$ ; zawiera on następujące zmienne:

- $WBS_{Tr,t}$  to wartość brutto środków trwałych na mieszkańca na wojewódzkim rynku pracy  $r$  w okresie  $t$  (PLN, wartości nominalne urealnione wskaźnikiem cen PKB, ceny stałe 2002 r.),
- $LTU_t$  to odsetek bezrobotnych długookresowo (powyżej 12 miesięcy) na wojewódzkim rynku pracy  $r$  w okresie  $t$  (w %),

- $UB_{r,t}$  to odsetek bezrobotnych pobierających zasiłek na wojewódzkim rynku pracy  $r$  w okresie  $t$  (w %),
- $FIRMS_{r,t}$  to liczba podmiotów gospodarczych na 10 tys. ludności na wojewódzkim rynku pracy  $r$  w okresie  $t$  (jednostki),
- $WOMEN_{r,t}$  to odsetek kobiet w strukturze pracujących na wojewódzkim rynku pracy  $r$  w okresie  $t$  (%);

$\gamma_n$  to elastyczność płac względem poszczególnych zmiennych kontrolnych w wektorze  $X$ ;

$\varepsilon_{r,t}$  – składnik losowy.

Badany okres to lata 2002–2012. Dla ułatwienia interpretacji parametrów (jako elastyczności) wszystkie zmienne są wyrażone w logarytmach naturalnych. Dobór zmiennych kontrolnych wynika, po pierwsze, z podstaw teoretycznych, zgodnie z którymi o poziomie płac w przedsiębiorstwie decydują zarówno czynniki wewnętrzne, jak i czynniki zewnętrzne (por. część 2 artykułu), po drugie, z dostępności danych statystycznych. Z czynników wewnętrznych uwzględniony został poziom wydajności pracy, z czynników zewnętrznych – struktura bezrobotnych i pracujących oraz stopień konkurencji pomiędzy pracodawcami.

Uwzględnienie w analizach płac miernika wydajności pracy nie budzi wątpliwości. W regionach o wyższej wartości środków trwałych na mieszkańca wynagrodzenia powinny być wyższe niż w pozostałych.

Jako miary struktury bezrobotnych wykorzystano odsetek bezrobotnych długookresowo i odsetek bezrobotnych pobierających zasiłek. Bezrobotni długookresowo są niechętnie zatrudniani przez pracodawców, którzy uważają, że pozostając długo bez pracy, stracili oni w części lub w całości posiadane kwalifikacje zawodowe. Tym samym faktyczna liczba bezrobotnych konkurujących o dane miejsca pracy jest niższa. Pracujący mogą zatem wysuwać większe żądania płacowe. Oczekiwany znak jest więc dodatni.

Blanchflower i Oswald<sup>19</sup> wskazują, że jedną ze zmiennych objaśniających poziom płac powinna być wysokość zasiłku dla bezrobotnych. W innym przypadku parametr przy opóźnionej zmiennej objaśnianej będzie obciążony. W przypadku Polski wysokość zasiłku dla bezrobotnych nie jest jednakże zróżnicowana regionalnie, dlatego też wykorzystano dane dotyczące odsetka bezrobotnych pobierających zasiłek. Osoby te, mając pewien dochód, otrzymują wyższą płacę progową. Oczekiwany znak jest zatem dodatni.

Stopień konkurencji pomiędzy zatrudniającymi jest aproksymowany liczbą podmiotów gospodarczych na 10 tys. ludności. Wyższa konkurencja pomiędzy

<sup>19</sup> D.G. Blanchflower, A.J. Oswald, *The wage curve reloaded...*, op.cit.

firmami powinna przekładać się na wyższe wynagrodzenia. Oczekiwany znak jest dodatni.

Jako jeden z czynników opisujących strukturę pracujących uwzględniono odsetek kobiet w ogóle pracujących. Przeciętne wynagrodzenie kobiet jest bowiem w Polsce o kilkanaście procent niższe niż wynagrodzenie mężczyzn<sup>20</sup>. W regionach z wyższym odsetkiem zatrudnionych kobiet przeciętne wynagrodzenie powinno być zatem niższe. Oczekiwany znak zależności w modelu jest ujemny.

Najpierw była testowana stacjonarność wszystkich zmiennych wchodzących do modelu. Wyniki (por. tabela 1) wskazują na niestacjonarność nie tylko zmiennej objaśnianej, ale też większości zmiennych objaśniających.

**Tabela 1. Wyniki testów stacjonarności dla poszczególnych zmiennych (*p-value*)**

	Testy stacjonarności			
	Levin–Lin–Chu	Harris–Tzavalis	Breitung	Im–Pesaran–Shin
ln(WCPI)	1,000	1,000	1,000	1,000
ln(U)	0,000	0,577	0,055	0,747
ln(WBST)	0,048	1,000	1,000	1,000
ln(UB)	0,000	0,005	0,000	0,289
ln(LTU)	0,000	0,734	0,282	0,784
ln(FIRMS)	0,153	0,876	0,9999	0,898
ln(WOMEN)	0,983	0,063	0,034	0,760

Źródło: obliczenia własne.

Tym samym niemożliwe jest szacowanie wartości parametrów równania (2) pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia<sup>21</sup>. Analizowane równanie ma zatem postać:

$$d \ln w_{r,t} = \alpha_1 + \beta_1 \ln u_{r,t} + \phi_n Y_{n,r,t} + \xi_{r,t}. \quad (3)$$

Zmienną objaśnianą w równaniu (3) jest więc nie poziom płac realnych na wojewódzkich rynkach pracy, ale ich zmiany. Krzywa płac przyjmuje zatem

<sup>20</sup> S. Roszkowska, A. Majchrowska, *Premia z wykształcenia i doświadczenia zawodowego według płci w Polsce*, „Materiały i Studia” 2014, nr 302.

<sup>21</sup> W dotychczasowych badaniach na danych regionalnych (A. Iara, I. Traistaru, op.cit.; A. Rogut, op.cit.) nie była analizowana kwestia stacjonarności zmiennych regionalnych wchodzących do modelu.

w przypadku Polski raczej postać krzywej Philipsa. Jeżeli chodzi o wektor zmiennych kontrolnych (Y), to zamiast poziomów zmiennych niestacjonarnych zostały uwzględnione ich (stacjonarne) pierwsze przyrosty.

Oszacowane parametry równania (3) są przedstawione w tabeli 2<sup>22</sup>. Wartości parametrów krzywej płac były estymowane metodą najmniejszych kwadratów (MNK), później uwzględniono możliwość występowania efektów indywidualnych (*fixed effects* – FE) dla poszczególnych regionów. Uwzględniając ewentualną endogeniczność stopy bezrobocia, zastosowano następnie metodę zmiennych instrumentalnych (*instrumental variables*, IV), instrumentując bieżące wartości stóp bezrobocia ich pierwszymi opóźnieniami<sup>23</sup>.

**Tabela 2. Wartości oszacowanych parametrów równania (3)**

	MNK	FE	IVFE
ln(U)	-0,010***	-0,005*	-0,005
d_ln(WBST)	0,663***	0,689***	0,689***
ln(UB)	0,018***	0,050***	0,050***
d_ln(LTU)	0,019***	0,025***	0,025***
d_ln(FIRMS)	–	0,056**	0,056**
d_ln(WOMEN)	–	-0,118*	-0,118**
R <sup>2</sup>	0,523	0,383	0,383
F test		7,80 (0,000)	7,68 (0,000)
Hausman test			0,00 (1,000)
Liczba obserwacji	144	144	144

Źródło: obliczenia własne.

Wartość testu F potwierdza istotność efektów indywidualnych. Wartość testu Hausmana potwierdza egzogeniczność stóp bezrobocia (por. tabela 2).

Wyniki wskazują, że parametr przy stopie bezrobocia jest ujemny, jednak dość niski (-0,005) i istotny przy 10-procentowym poziomie istotności. Czynnikiem w największym stopniu objaśniającym zmiany płac na wojewódzkich rynkach pracy są zmiany wydajności pracy. Wzrost wydajności pracy o 10% przekłada się na wzrost płac realnych o prawie 7%. Istotne znaczenie dla kształtowania się wynagrodzeń ma również struktura bezrobocia. Wzrost odsetka bezrobotnych

<sup>22</sup> Wszystkie szacunki przeprowadzone zostały w programie Stata 13.

<sup>23</sup> B.H. Baltagi, B. Rokicki, op.cit.

długookresowo o 10% przekłada się na wzrost przeciętnych wynagrodzeń o 2,5%. Płace są również wyższe w regionach, w których odsetek osób pobierających zasiłki dla bezrobotnych jest wyższy. Potwierdza się również istotny wpływ stopnia konkurencji pomiędzy pracodawcami. Wzrost liczby przedsiębiorstw na 10 tys. mieszkańców o 10% przekłada się na wzrost przeciętnych wynagrodzeń na wojewódzkich rynkach pracy o 5,6%. Przeciętny poziom płac jest też niższy w województwach z wyższym odsetkiem kobiet w ogóle pracujących.

## 6. Podsumowanie i wnioski

Celem opracowania była weryfikacja koncepcji krzywej płac dla Polski, czyli zależności pomiędzy przeciętnym poziomem płac realnych a sytuacją na wojewódzkich rynkach pracy mierzoną stopą bezrobocia. Analizy były prowadzone na danych w przekroju województw, badany okres to lata 2002–2012.

Przeprowadzone najpierw testy stacjonarności wskazały na niestacjonarność płac realnych. Tym samym nie była możliwa ekonometryczna analiza zależności pomiędzy poziomem płac realnych a stopą bezrobocia, czyli typowej krzywej płac. Zmienną objaśnianą w analizowanym modelu było tempo wzrostu płac realnych, analizowana zależność pomiędzy płacami a bezrobociem ma zatem charakter regionalnych krzywych Philipsa.

Wyniki analiz wskazują, że parametr przy stopie bezrobocia jest ujemny, ale dość niski ( $-0,005$ ) i istotny statystycznie na 10-procentowym poziomie istotności. Sytuacja na wojewódzkich rynkach pracy jest czynnikiem, który ma wpływ na kształtowanie się płac realnych, ale zależność ta jest dość słaba. Kluczowym czynnikiem determinującym tempo wzrostu płac na regionalnych rynkach pracy jest tempo wzrostu wydajności pracy. Istotne znaczenie mają również: struktura bezrobocia, struktura pracujących oraz stopień konkurencji. Tempo wzrostu płac jest większe: w województwach z wyższym odsetkiem bezrobotnych długookresowo, traktowanych przez pracodawców jako osoby, które utraciły posiadane kwalifikacje zawodowe, w regionach, w których odsetek osób pobierających zasiłki dla bezrobotnych jest wyższy, oraz w województwach z niższym odsetkiem pracujących kobiet. Tempo wzrostu płac jest też większe w regionach o większej konkurencji pomiędzy pracodawcami.

Uzyskana słaba zależność pomiędzy stopą bezrobocia a poziomem płac realnych może być wynikiem dużej heterogeniczności wojewódzkich rynków pracy w Polsce. Dlatego też dalsze analizy, w kolejnych pracach, będą prowadzone na

danych dotyczących powiatów. Wydaje się, że powiatowe rynki pracy w większym stopniu odpowiadają podstawom teoretycznym modelu, zgodnie z którymi regionalne rynki pracy stanowią „miniryunki pracy”. Są to jednostki, w ramach których funkcjonują powiatowe urzędy pracy, ponadto na poziomie powiatów są również ustalane zasady dotyczące długości okresu pobierania zasiłków dla bezrobotnych. Istotnym aspektem niepodejmowanym w tym opracowaniu są również współzależności pomiędzy regionami. W prowadzonych analizach krzywej płac zakłada się nie tylko to, że regionalne rynki pracy funkcjonują jak minigospodarki, ale też to, że są one niezależne. W rzeczywistości możliwość migracji czy też dojazdów do pracy powoduje, że sytuacja na sąsiadujących (w szczególności powiatowych) rynkach pracy może mieć istotne znaczenie dla podejmowanych przez uczestników obu stron rynku pracy decyzji odnośnie do zatrudnienia oraz wysokości płac. Analizy krzywej płac dla Polski uwzględniające efekty przestrzenne są aspektem, który zostanie podjęty w kolejnych pracach.

## Bibliografia

1. Baltagi B.H., Baskaya Y.S., Hulagu T., *The Turkish wage curve: Evidence from the household labour force survey*, IZA Discussion Paper No. 5633, 2011.
2. Baltagi B.H., Blien U., Wolf K., *A dynamic spatial panel data approach to the German wage curve*, „Economic Modelling” 2012, vol. 29(1), s. 12–21.
3. Baltagi B.H., Blien U., Wolf K., *New Evidence on the Dynamic Wage Curve for Western Germany: 1980–2004*, „Labour Economics” 2009, vol. 16(1), s. 47–51.
4. Baltagi B.H., Blien U., Wolf K., *Phillips Curve or wage curve?: evidence from West Germany: 1980–2004*, IAB Discussion Paper 200714, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg 2007.
5. Baltagi B.H., Rokicki B., *The Polish Wage Curve: Micro Panel Data Analysis Based on the Polish Labor Force Survey*, IZA Discussion Paper 7812, 2013.
6. Blanchflower D.G., *Unemployment, Well-Being, and Wage Curves in Eastern and Central Europe*, „Journal of the Japanese and International Economies” 2001, vol. 15, s. 364–402.
7. Blanchflower D.G., Oswald A.J., *The wage curve*, MIT Press, Cambridge 1994.
8. Blanchflower D.G., Oswald A.J., *The Wage Curve*, NBER Working Papers 3181, National Bureau of Economic Research, Inc., 1990.
9. Blanchflower D.G., Oswald A.J., *The wage curve reloaded*, IZA Discussion Paper No. 1665, 2005.
10. Estevao M., *Structural and cyclical labour market changes in Poland, in Republic of Poland: Selected Issues*, IMF Country Report 2003, No. 03/188, s. 14–43.

11. Góra M., *Trwale wysokie bezrobocie w Polsce. Wyjaśnienia i propozycje*, „Ekonomista” 2005, nr 1, s. 27–47.
12. Iara A., Traistaru I., *How flexible are wages in EU accession countries?*, „Labour Economics” 2004, vol. 11(4), s. 431–450.
13. Layard R.G., Nickell S., Jackman P., *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, New York 2005.
14. Longhi S., *Job Competition and the Wage Curve*, IZA Discussion Paper No. 4777, 2010.
15. Longhi, S., Nijkamp P., Poot J., *Spatial Heterogeneity and the Wage Curve Revisited*, „Journal of Regional Science” 2006, vol. 46(4), s. 707–731.
16. Rogut A., *Krzywa płac w gospodarce polskiej w latach 1995–2005*, „Bank i Kredyt” 2007, nr 4, s. 18–38.
17. Roszkowska S., Majchrowska A., *Premia z wykształcenia i doświadczenia zawodowego według płci w Polsce*, „Materiały i Studia” 2014, nr 302.
18. Yamaguchi S., *Wage Flexibility in Turbulent Times: A Practitioner’s Guide, with an Application to Poland*, IMF Working Paper 05/134, 2005.

\* \* \*

## **Do wages adjust to the situation in the regional labour markets in Poland? Empirical validation of the wages curve**

### **Summary**

The aim of the paper is to answer the question of whether there is a negative and significant relation between level of wages and regional labour market situation in Poland. We used regional (NUTS2) data, the analysed period is 2002–2012.

The analyses conducted in the paper show that due to non stationary character of regional real wages we can not estimate the parameters of typical wage curve. The relation between wages and unemployment rates on regional labour markets is rather a Phillips-type one. The results of the analysis indicate that the parameter by unemployment rate is negative but rather low (–0.005) and significant at the 10% significance level. The situation on the regional labour markets has an impact on real wages growth rate but this relation is quite weak. A key factor in determining the rate of growth of wages on regional labour markets is the growth rate of labour productivity. Other important factors are the structure of unemployment and employment and the degree of competition.

**Keywords:** wage curve, regional labour markets in Poland