

Andrzej ADAMCZYK\*

Tomasz TOKARSKI\*\*

Robert W. WŁODARCZYK\*\*

## Przestrzenne zróżnicowanie płac w Polsce

### Wprowadzenie

Jedną z ważniejszych charakterystyk każdego rynku pracy jest wykształcenie się odpowiedniej wysokości i relacji płac zarówno w wymiarze ogólnokrajowym, regionalnym, jak również zawodowym. Płaca należy do eklektycznych kategorii w gospodarce, gdyż można ją rozpatrywać zarówno w aspekcie ekonomicznym, jak i społecznym. W bardziej szczegółowym ujęciu płace pełnią cztery funkcje: dochodową, kosztową, bodźcową i społeczną [Krencik, 1977, s. 51]. Płace są ważną determinantą stymulowania wzrostu kapitału ludzkiego oraz stanowią jeden z czynników decydujących o natężeniu migracji siły roboczej. Prawidłowe proporcje płac wywołają motywację do lepszej pracy oraz większej efektywności, a także kształtują określone postawy pracowników i ich zainteresowanie pracą. Koszty pracy, których głównym składnikiem są zresztą płace, stanowią jedną z podstawowych determinant lokalizacji bezpośrednich inwestycji zagranicznych [Pain, 1993], [Hatzius, 1997], [Grotkowska, 2001]. Poziom płac warunkuje popyt na pracujących i decyduje o wysokości bezzatrudnieniowego wzrostu gospodarczego [Czyżewski, Łapińska-Sobczak, 2001].

W literaturze przedmiotu trwa dyskurs nad źródłami regulacji poziomu i struktury płac wokół dwóch podejść [Jacukowicz, 2000, s. 171-173], [Cichy, 2005], [Roszkowska, Rogut, 2007]. Zgodnie z pierwszym podejściem zapewnienie akceptowalnego poziomu płac powinno być przedmiotem polityki społeczno-ekonomicznej rządu, który poprzez oddziaływanie na płace minimalne, związki zawodowe, opodatkowanie pracy, poziom składek na ubezpieczenie społeczne, ustalanie płac w sektorze publicznym może wpływać na ostateczny obraz struktury płac w danym kraju. Natomiast z drugiej strony regulowanie płac powinno pozostać w gestii mechanizmu rynkowego, który konfrontując ze sobą popyt na pracę i podaż pracy zapewnia ustalenie godziwej i sprawiedli-

---

\* Profesor Andrzej Adamczyk (1948-2009) był kierownikiem Katedry Teorii Ekonomii Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

\*\* T. Tokarski jest pracownikiem Zakładu Ekonomii Matematycznej w Instytucie Ekonomii i Zarządzania Uniwersytetu Jagiellońskiego w Krakowie oraz Wyższej Szkoły Handlowej im. B. Markowskiego w Kielcach, Wydział Zamiejscowy w Tarnobrzegu, a R.W. Włodarczyk – Katedry Teorii Ekonomii Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie. Artykuł wpłynął do redakcji w lipcu 2009 r.

wej płacy. Przeprowadzona analiza regionalnego zróżnicowania płac w Polsce przez Jarmołowicza i Strużyńkę [2003] potwierdziła, iż coraz silniej uwydatniają się działania wolnego rynku w obrębie gospodarowania zasobami czynnika wytwórczego pracy, jednak rola innych determinant pozostaje jeszcze nadal znacząca.

Praktyka gospodarcza pokazuje jednak, iż zarówno państwo, jak i mechanizm rynkowy nie są w stanie wyeliminować różnych dysproporcji płacowych, a szczególnie tych o charakterze przestrzennym. Jarmołowicz i Strużyńska [2003] wskazują, iż powodów zróżnicowania płac jest wiele, jak choćby: region zatrudnienia, typ własności, rodzaj działalności gospodarczej, wiek, płeć, wykształcenie i doświadczenie. Roszkowska i Rogut [2007], badając determinanty rozkładu płac w Polsce, dochodzą do wniosku, iż wykształcenie i doświadczenie zawodowe stanowią istotne statystycznie czynniki zróżnicowania płac w gospodarce polskiej. Autorki podkreślają liniową zależność między poziomem edukacji i poziomem płac, a także nieliniową zależność między doświadczeniem zawodowym i wysokością wynagrodzenia. Ponadto dowodzą one, iż występują widoczne różnice płacowe między mężczyznami i kobietami, a z kolei lepsze kwalifikacje i dłuższy staż pracy bardziej sprzyjają poprawieniu zarobków mężczyzn niż kobiet. Widoczna jest także silna dywergencja wynagrodzeń między poszczególnymi grupami zawodowymi.

Zachodzące zmiany w gospodarce polskiej wymagają jednak stałego monitorowania różnych aspektów dyspersji płac. Szczególnie istotne z punktu widzenia zarówno pracodawców, jak i pracowników powinno być kontynuowanie badań nad przestrzennym zróżnicowaniem płac w Polsce. Celem prezentowanego opracowania jest próba statystycznej analizy determinantów przestrzennego zróżnicowania płac w polskich powiatach w latach 2002-2006<sup>1</sup>. Analizy te prowadzone są na gruncie teoretycznego modelu będącego kompilacją modelu płac efektywnościowych typu Solowa-Summersa – należy do modeli nowej ekonomii keynesistowskiej – z neoklasycznymi modelami wzrostu gospodarczego. Z modelu tego wynika, że zróżnicowanie płac zdeterminowane jest przez dysonans takich zmiennych makroekonomicznych, jak wydajność pracy i stopa bezrobocia.

Struktura pracy przedstawia się następująco. W części drugiej krótko scharakteryzowany jest model teoretyczny, na którym oparte są prowadzone dalej analizy empiryczne. W części trzeciej znajdują się opisowe analizy przestrzennego zróżnicowania płac, wydajności pracy i stóp bezrobocia rejestrowanego zarówno na poziomie województw, jak i powiatów<sup>2</sup>. Kolejna część zawiera statystyczne analizy współzależności zachodzących pomiędzy analizowanymi

<sup>1</sup> Wybór tego przedziału czasu wynikał z dostępności do odpowiednich danych statystycznych na poziomie powiatów.

<sup>2</sup> Wydajność pracy mierzona jest w opracowaniu produkcją sprzedaną na pracującego. Rzecz jasna, dużo lepszą miarą wydajności pracy jest PKB na pracującego, ale dane dotyczące przestrzennego zróżnicowania PKB w Polsce dostępne są jedynie na poziomie województw i podregionów, nie ma zaś danych dotyczących PKB w powiatach.

w pracy zmiennymi makroekonomicznymi. Opracowanie kończy część piąta, w której znajduje się jego podsumowanie i ważniejsze, płynące z niego wnioski.

### Prosty model teoretyczny

Analizując determinanty zróżnicowania płac w polskich powiatach w latach 2002-2006 autorzy opracowania wykorzystają prosty model teoretyczny, który jest kompilacją krótkookresowego modelu płac efektywnościowych Solowa [1979] i Summersa [1988] (por. też Romer [2000, punkt 10.2] lub Tokarski [2003, 2005a, rozdział 3]) z długookresowymi, neoklasycznymi modelami wzrostu gospodarczego typu Solowa [1956], Mankiwa, Romera, Weila [1992] lub Nonnemana, Vanhoudta [1996] (por. też Tokarski [2005a, 2008a]). W prowadzonych w tej części opracowania analizach przyjmuje się następujące założenia (por. też Rogut, Tokarski [2001, 2007] lub Rogut, Lipowski [2005]):

1) Podobnie jak w modelu płac efektywnościowych Solowa [1979] czyni się założenie, że typowe przedsiębiorstwo na lokalnym (powiatowym) rynku pracy dąży do maksymalizacji zysku danego wzorem<sup>3</sup>:

$$\Pi(w_{it}, L_{it}) = F(\varepsilon(w_{it})L_{it}) - w_{it} \quad (1)$$

gdzie:

$E_{it} \equiv \varepsilon(w_{it})L_{it}$  – jednostki efektywnej pracy rozumiane jako liczba pracujących  $L_{it}$  ważona efektywnością typowego pracownika  $\varepsilon(w_{it})$ ,

$w_{it}$  – płace na lokalnym rynku pracy,

$\varepsilon(w_{it})$  – efektywność typowego pracownika zależna od poziomu jego płac (zakłada się też, że  $d\varepsilon/dw_{it} > 0$ , co oznacza, że wzrost płac  $w_{it}$  prowadzi do wzrostu efektywności  $\varepsilon$  typowego pracownika),

$F(E_{it})$  – neoklasyczna funkcja produkcji charakteryzująca się malejącą produkcyjnością krańcową jednostek efektywnej pracy  $E_{it}$  (czyli  $dF/dE_{it} > 0$  oraz  $d^2F/dE_{it}^2 < 0$ ).

Funkcja zysku (1) jest funkcją dwóch zmiennych decyzyjnych: płac  $w_{it}$  oraz liczby pracujących  $L_{it}$ . Warunki konieczne ( $\partial\Pi/\partial w_{it} = 0$  i  $\partial\Pi/\partial L_{it} = 0$ ) maksymalizacji owej funkcji sprowadzają się do następującego układu równań:

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial \Pi}{\partial w_{it}} &= \frac{dF}{dE_{it}} L_{it} \frac{d\varepsilon}{dw_{it}} - L_{it} = 0 \\ \frac{\partial \Pi}{\partial L_{it}} &= \frac{dF}{dE_{it}} \varepsilon(w_{it}) - w_{it} = 0 \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

Przekształcając równania układu równań (2) uzyskuje się warunek konieczny maksymalizacji funkcji zysku  $\Pi$  dany wzorem:

<sup>3</sup> Subskrypty  $i$  w równaniu (1) i następnych odnoszą się do kolejnych powiatów, subskrypty  $t$  zaś do kolejnych, rozważanych w opracowaniu lat.

$$\frac{d\varepsilon}{dw_{it}} \frac{w_{it}}{\varepsilon} = 1. \quad (3)$$

Z równania (3) wynika, że typowe przedsiębiorstwo na lokalnym rynku pracy maksymalizuje zysk wówczas, gdy elastyczność efektywności pracownika względem jego płac  $\left(\frac{d\varepsilon}{dw_{it}} \frac{w_{it}}{\varepsilon}\right)$  równa jest jedności.

2) Analogicznie jak w modelu Summersa [1988] zakłada się, iż efektywność  $\varepsilon$  typowego pracownika dana jest następującym wzorem:

$$\varepsilon(w_{it}) = \left(\frac{w_{it} - x_{it}}{x_{it}}\right)^\beta, \text{ przy } \beta \in (0, 1), \quad (4a)$$

oraz:

$$x_{it} = (1 - bu_{it})\bar{w}_t, \text{ przy } b \in (0, 1), \quad (4b)$$

gdzie:

$x_{it}$  – płaca progowa (czyli minimalna płaca progowa akceptowana przez pracobiorców),

$u_{it}$  – stopa bezrobocia na lokalnym rynku pracy,

$\bar{w}_t$  – przeciętny poziom płac w całej gospodarce.

Z równania (4a) wynika, że efektywność  $\varepsilon$  typowego pracownika na rynku pracy rośnie wraz ze wzrostem względnego odchylenia  $\frac{w_{it} - x_{it}}{x_{it}}$  płac  $w_{it}$  na lokalnym rynku pracy od płacy progowej  $x_{it}$ , zaś parametr  $\beta$  jest elastycznością efektywności względem owego odchylenia, co wynika stąd, że:  $\frac{d \ln(\varepsilon)}{d \ln\left(\frac{w_{it} - x_{it}}{x_{it}}\right)} = \beta$ .

Natomiast równanie (4b) można interpretować ekonomicznie w ten sposób, że płaca progowa  $x_{it}$  jest tym wyższa, im wyższa jest przeciętna płaca  $\bar{w}_t$  w całej gospodarce oraz im niższa jest stopa bezrobocia  $u_{it}$  na lokalnym rynku pracy.

Z równań (4ab) uzyskuje się:

$$\varepsilon(w_{it}) = \left(\frac{w_{it} - (1 - bu_{it})\bar{w}_t}{(1 - bu_{it})\bar{w}_t}\right)^\beta,$$

co implikuje związek:

$$\frac{d\varepsilon}{dw_{it}} \frac{w_{it}}{\varepsilon} = \frac{\beta w_{it}}{w_{it} - (1 - bu_{it})\bar{w}_t}. \quad (5)$$

Wstawiając zależność (5) do warunku koniecznego maksymalizacji zysku (3) uzyskuje się równanie:

$$\frac{\beta w_{it}}{w_{it} - (1 - bu_{it})\bar{w}_t} = 1,$$

z którego wynika, iż:

$$\bar{w}_{it} = \frac{1}{1 - \beta} - \frac{b}{1 - \beta} u_{it}, \quad (6)$$

gdzie  $\bar{w}_{it} \equiv w_{it}/\bar{w}_t$  jest płacą względną rozumianą jako wyrażona w % relacja płacy  $w_{it}$  na powiatowym rynku pracy w stosunku do przeciętnej płacy  $\bar{w}_t$  w skali całej gospodarki.

Z równania (6) wyciągnąć można wniosek, iż płaca względna w powiecie  $i$  jest liniową, malejącą funkcją stopy bezrobocia w tym powiecie, gdyż:

$$\frac{d\bar{w}_{it}}{du_{it}} = -\frac{b}{1 - \beta} < 0.$$

3) Co więcej, nawiązując do modeli wzrostu typu Solowa, Mankiwa-Romera-Weila lub Nonnemana-Vanhoudta zakłada się, iż w długim okresie płace kształtowane są zgodnie z krańcowym produktem pracy. Wówczas, przy funkcji produkcji Cobba-Douglasa, płace są wprost proporcjonalne do wydajności pracy. Założenie to zmodyfikowane jest dalej w ten sposób, że przyjmuje się, iż poziom płac względnych  $\bar{w}_{it}$  jest proporcjonalny do względnej wydajności pracy  $\bar{y}_{it} \equiv y_{it}/\bar{y}_t$ , rozumianej jako wyrażona w % relacja wydajności pracy  $y_{it}$  na lokalnym rynku pracy w stosunku do przeciętnej wydajności pracy  $\bar{y}_t$  w skali całej gospodarki. Wynika stąd, że przy wspomnianym założeniu równanie (6) można zapisać:

$$\bar{w}_{it} = \alpha_0 - \alpha_1 u_{it} + \alpha_2 \bar{y}_{it}, \quad (7)$$

gdzie  $\alpha_0 > 0$ ,  $\frac{\alpha_1}{\alpha_0} = b > 0$ , zaś parametr  $\alpha_2 > 0$  opisuje wpływ względnej wydajności pracy  $\bar{y}_{it}$  na płace względne  $\bar{w}_{it}$ . Równanie (7) będzie stanowiło podstawę do prowadzonych dalej analiz statystycznych dotyczących przestrzennego zróżnicowania płac w powiatach w latach 2002-2006.

## Zróżnicowanie płac, wydajności pracy i stóp bezrobocia

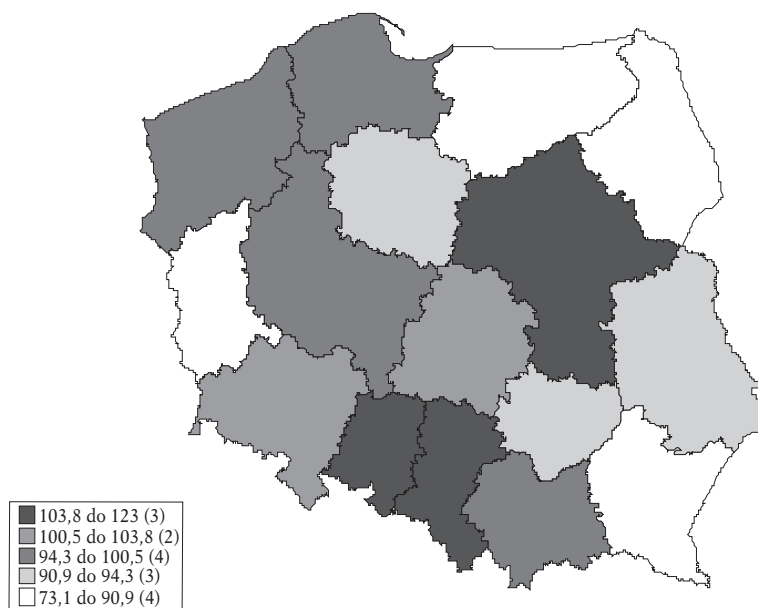
### Zróżnicowanie płac

Analizując zilustrowane na wykresie 1 regionalne zróżnicowanie płac w Polsce według województw można stwierdzić, co następuje (por. też [Rogut, Tokarski, 2001, 2007] oraz [Rogut, Lipowski, 2005]):

- wśród 16 polskich województw 6 charakteryzowało się wyższym poziomem płac niż średnia ich wartość w całej gospodarce. Do województw tych należały województwa mazowieckie (122,9% średnich płac w Polsce), ślą-

- skie (105,0%), opolskie (103,8%), dolnośląskie (102,5%), łódzkie (102,1%) i zachodniopomorskie (100,5%),
- w województwach pomorskim (99,2%), małopolskim (98,3%), wielkopolskim (94,3%), świętokrzyskim (91,8%), kujawsko-pomorskim (91,0%) oraz lubelskim (90,9%) przeciętny poziom płac w latach 2002-2006 znajdował się pomiędzy 90% a 100% wartości owej zmiennej w skali całej gospodarki polskiej,
  - najniższy poziom płac notowany był zaś w województwach podlaskim (89,3%), podkarpackim (87,7%), warmińsko-mazurskim (85,2%) oraz lubuskim (73,1%).

Wykres 1. Zróżnicowanie płac w województwach w latach 2002-2006 (Polska = 100)<sup>4</sup>



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

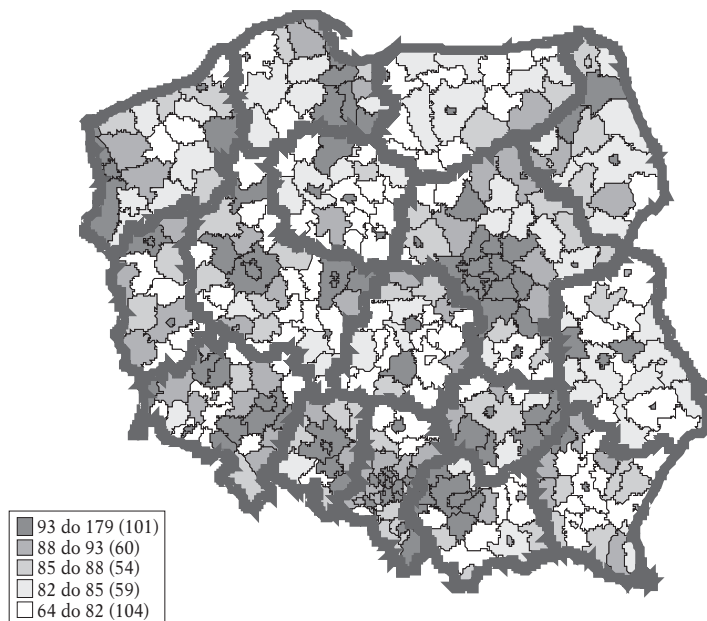
Dokładniejsze wnioski, dotyczące przestrzennego zróżnicowania płac w Polsce w latach 2002-2006, można wyciągnąć z danych statystycznych dotyczących powiatów. Z danych statystycznych dotyczących zróżnicowania płac w polskich powiatach płyną następujące wnioski (por. też wykres 2):

<sup>4</sup> Zróżnicowanie to obliczono w ten sposób, że najpierw dla każdego roku  $t = 2002, 2003, \dots, 2006$  obliczono wynagrodzenia względne rozumiane jako relacje wynagrodzeń w danym województwie do wynagrodzeń w skali całej gospodarki. Następnie tak policzone płace względne uśredniono (średnią arytmetyczną) dla lat 2002-2006. Analogicznie liczone jest zilustrowane na wykresie 2 zróżnicowanie płac względnych w powiatach. W nawiasach przy legendzie map podano liczbę województw (lub powiatów), które mieszczą się w kolejnych przedziałach względem badanej cechy statystycznej.

- po pierwsze, poziom płac względnych w powiatach wykazywał zdecydowanie silniejsze dysproporcje niż w przypadku województw. Fakt ten potwierdza np. wartość rozstępu wynagrodzeń względnych w układzie powiatowym (równy 111,7 punktów procentowych), który jest zdecydowanie wyższy od rozstępu płac względnych w województwach (wynoszącego 49,8 punktów procentowych). Warto podkreślić, iż różnica między poziomem wynagrodzeń względnych w układzie powiatów przekracza poziom średniej płacy w gospodarce, natomiast w przypadku województw wynosi około 50% średniej płacy w gospodarce,
- po drugie, można zauważyć wyraźną różnicę w liczbie powiatów, które posiadają płace względne zarówno wyższe, jak i niższe od średniego poziomu płac w gospodarce. Jedyne około 20% powiatów zanotowało płace względne powyżej średniej dla całego kraju, natomiast ok. 80% powiatów posiadało wskaźnik płac względnych niższy od tej wielkości,
- po trzecie, w układzie powiatowym najwyższe względne wynagrodzenia zanotowały powiaty: lubiński (województwo dolnośląskie), warszawski grodzki (mazowieckie), Jastrzębie-Zdrój (śląskie), łęczyński (lubelskie), Katowice (śląskie), bełchatowski (łódzkie), pruszkowski (mazowieckie), płocki grodzki (mazowieckie), zgorzelecki (dolnośląskie) i gdański grodzki (pomorskie). Powiaty te leżą głównie w województwach mazowieckim, śląskim i dolnośląskim. Natomiast najniższy poziom płac względnych notowany był w powiatach: kępińskim (wielkopolskie), rawickim (wielkopolskie), kłobuckim (śląskie), brzezińskim (łódzkie), piotrkowskim (łódzkie), zamojskim (lubelskie), jarocińskim (wielkopolskie), lidzbarskim (warmińsko-mazurskie), wrocławskim ziemskim (kujawsko-pomorskie) i radomszczańskim (łódzkie),
- po czwarte, najwięcej powiatów o względnie wyższych (od średniej krajowej) wynagrodzeniach znajdowało się w województwach: mazowieckim, śląskim i dolnośląskim. W pierwszym przypadku wiązało się to z dynamicznym rozwojem działalności gospodarczej na obszarach w otoczeniu Warszawy. Jeżeli zaś chodzi o dwa pozostałe województwa, to względnie wysoki poziom ich płac wynikał z wpływu relatywnie wysokich wynagrodzeń w górnictwie, które występuje na terenach tych województw. Z drugiej zaś strony największa liczba powiatów z najniższymi wynagrodzeniami występowała w województwach: podkarpackim, lubelskim, warmińsko-mazurskim, kujawsko-pomorskim i łódzkim. Przyczyną tego jest z reguły słaby rozwój gospodarczy tych regionów, znaczące przemiany strukturalne w okresie transformacji oraz niezbyt duża absorpcja kapitału zagranicznego przez te województwa,
- po piąte, względnie wyższym poziomem płac charakteryzowały się również powiaty grodzkie, które przed 1999 rokiem były siedzibami starych, 49 województw. Wynika to stąd, iż powiaty te (zazwyczaj) nadal pełnią funkcję centrów rozwoju lokalnego, stąd też charakteryzują się względnie wyższym poziomem płac od otaczających je powiatów ziemskich (często o charakterze rolniczym).



Wykres 2. Zróżnicowanie płac w powiatach w latach 2002-2006 (Polska = 100)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

### Zróżnicowanie wydajności pracy<sup>5</sup>

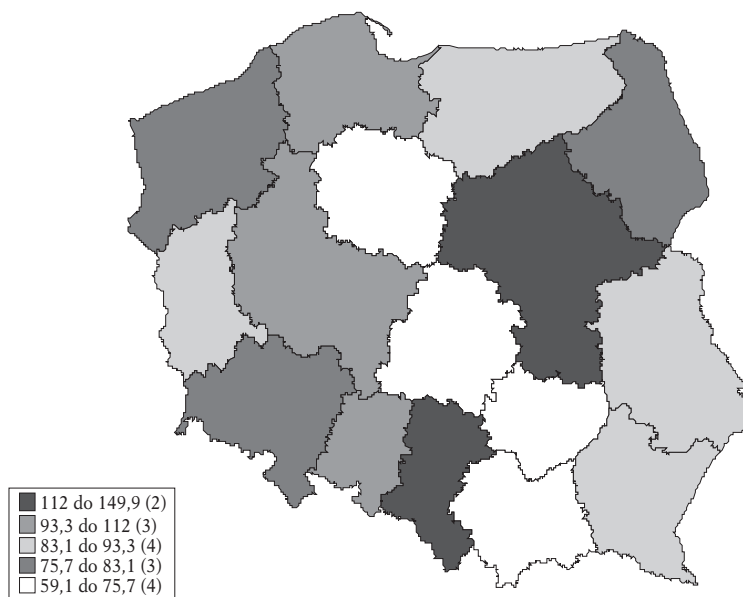
Analiza regionalnego zróżnicowania poziomu wydajności pracy w Polsce w latach 2002-2006 na szczeblu wojewódzkim pozwala sądzić, iż najwyższą (przekraczającą średnią wydajność pracy w całej gospodarce) zanotowało jedynie 5 z 16 województw (por. też wykres 3). W przypadku 11 pozostałych województw wydajność pracy była niższa od przeciętnej w gospodarce ogółem. Wyraźnie najwyższym poziomem wydajności pracy cechowało się województwo mazowieckie (względna wydajność pracy wynosiła 149,8%, co oznacza, iż była ona w tym województwie wyższa o 49,8% w porównaniu do przeciętnego poziomu wydajności pracy w całej gospodarce polskiej). Kolejne było województwo śląskie, którego względna wydajność pracy wynosiła 116,3%. Poza tymi dwoma województwami wyższy poziom wydajności pracy (w stosunku do całej gospodarki) wystąpił jeszcze jedynie w województwie pomorskim (112,0%), opolskim (106,0%) i wielkopolskim (104,0%). W grupie pozostałych

<sup>5</sup> W prowadzonych dalej analizach przez wydajność pracy rozumie się produkcję sprzedaną przypadającą na pracującego. Ponieważ nie dla wszystkich powiatów dane dotyczące produkcji sprzedanej są dostępne na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl), zatem w przypadku powiatów, dla których nie ma owych danych, wydajność pracy aproksymowano przyjmując upraszczające założenie, że relacja wydajności pracy w danym powiecie do wydajności pracy w całym województwie równa jest ilorazowi płac w powiecie do płac w województwie.



11 województw dolnośląskie (77,4%), kujawsko-pomorskie (90,7%), lubelskie (59,2%), lubuskie (71,6%), łódzkie (87,5%), małopolskie (93,3%), podkarpackie (69,2%), podlaskie (75,8%), świętokrzyskie (83,1%), warmińsko-mazurskie (75,2%), zachodniopomorskie (81,7%) poziom wydajności pracy był niższy niż w całej gospodarce, przy czym najniższą średnią ich wartość zanotowały województwo lubelskie, podkarpackie<sup>6</sup> i lubuskie, w których poziom wydajności pracy był niższy od przeciętnej wydajności pracy dla całej gospodarki polskiej (odpowiednio) o 40,8%, 30,8% i 28,4%.

Wykres 3. Zróżnicowanie wydajności pracy w województwach w latach 2002-2006 (Polska = 100)<sup>7</sup>



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

Województwa o wysokim (niskim) poziomie wydajności pracy to również województwa o najwyższym (najniższym) w Polsce poziomie technicznego uzbrojenia pracy i łącznej produktywności czynników produkcji (szerzej na ten temat por. np. [Tokarski, 2005b] lub [Tokarski, Stępień, Wojnarowski, 2006]).

Analizując zaś dane statystyczne dotyczące przestrzennego zróżnicowania względnej wydajności pracy w polskich powiatach w latach 2002-2006 wyciągnąć można następujące wnioski (por. też wykres 4):

- najwyższym poziomem względnej wydajności pracy charakteryzowały się głównie powiaty otaczające Warszawę, Płock, Poznań, Kraków, Opole,

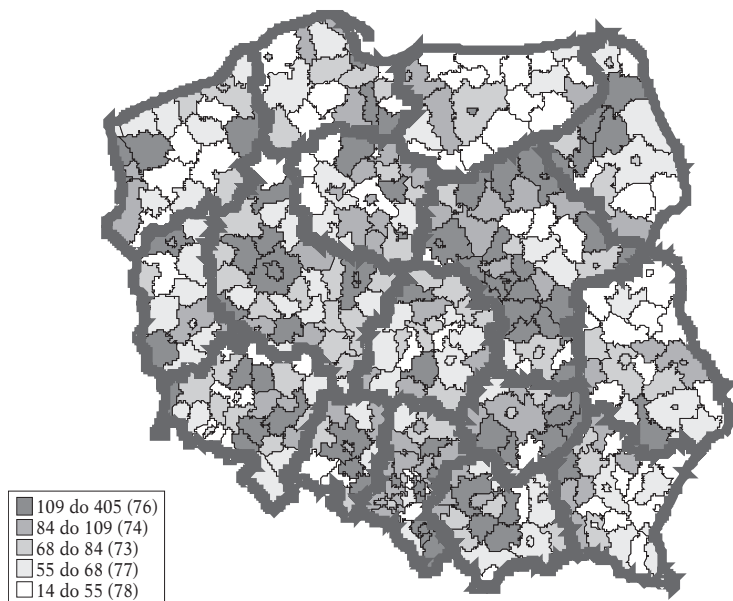
<sup>6</sup> Województwa lubelskie, podlaskie i podkarpackie należą również do najbiedniejszych regionów Unii Europejskiej pod względem PKB *per capita*. Ów niski poziom PKB na głowę wynika zaś z najniższego w Polsce poziomu wydajności pracy połączonego ze względnie wysokim odsetkiem pracujących wśród ludności w wieku produkcyjnym.

<sup>7</sup> Zróżnicowanie to policzono analogicznie do zróżnicowania płac.

Bielsko-Białą i Szczecin. Dość wysoki poziom owej zmiennej makroekonomicznej notowany był również (zazwyczaj) w powiatach grodzkich obejmujących miasta, które przed 1999 rokiem były stolicami starych 49 województw i nadal pełnią rolę ośrodków rozwoju lokalnego,

- zdecydowanie niższą wartością owej zmiennej makroekonomicznej charakteryzowały się powiaty leżące w południowo-wschodniej części województwa podkarpackiego, w województwie lubelskim, północno-wschodniej części województwa mazowieckiego, południowej części województwa podlaskiego, większość powiatów województwa warmińsko-mazowieckiego, zachodniej części województwa pomorskiego, wschodniej i centralnej części województwa zachodniopomorskiego oraz większość powiatów leżących w województwie łódzkim. Są to albo powiaty typowo rolnicze (województwa lubelskie i podlaskie) albo też powiaty leżące na ziemiach, które przed II wojną światową nie należały do Polski.

Wykres 4. Zróżnicowanie wydajności pracy w powiatach w latach 2002-2006 (Polska = 100)



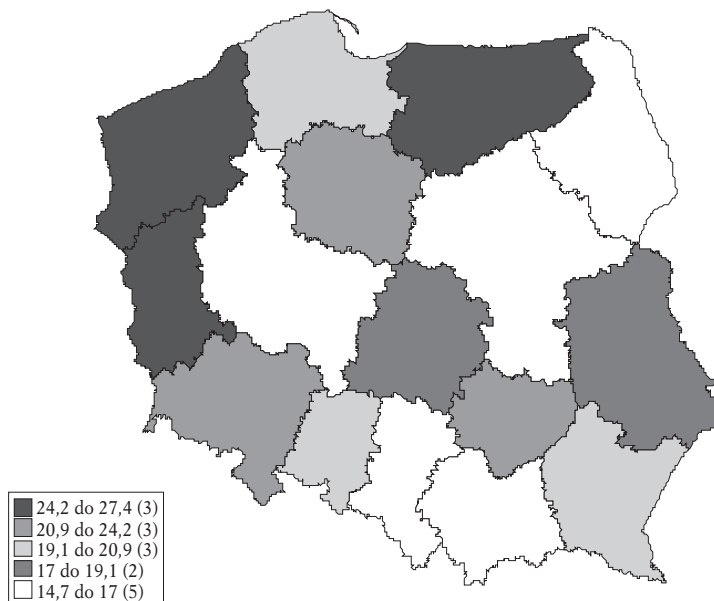
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

### Zróżnicowanie stóp bezrobocia

Przechodząc do analizy zilustrowanego na wykresie 5 przestrzennego zróżnicowania stóp bezrobocia w polskich województwach w latach 2002-2006 można stwierdzić co następuje (por. też [Tokarski, 2005b], [Adamczyk, Tokarski, Włodarczyk, 2006], [Tokarski, Stępień, Wojnarowski, 2006] lub [Kwiatkowski, Tokarski, 2007]):

- najwyższymi stopami bezrobocia w rozważanym w opracowaniu przedziale czasu charakteryzowały się województwa warmińsko-mazurskie (27,4%), zachodniopomorskie (25,9%) oraz lubuskie (24,2%). Województwa warmińsko-mazurskie oraz zachodniopomorskie to obszary, na których na początku transformacji polskiej gospodarki zlikwidowano PGR-y, co doprowadziło do powstania wysokiego bezrobocia o charakterze strukturalnym,
- grupę województw o dość wysokich stopach bezrobocia tworzyły województwa kujawsko-pomorskie (22,6%), dolnośląskie (21,8%) oraz świętokrzyskie (20,9%). Średnie, jak na warunki polskie w latach 2002-2006, stopy bezrobocia notowane zaś były w województwach pomorskim (20,0%), opolskim (19,5%) i podkarpackim (19,1%),
- w grupie województw o dość niskich stopach bezrobocia znajdowało się zarówno w znacznej mierze rolnicze województwo łódzkie (18,4%), jak i typowo rolnicze województwo lubelskie (17,4%). Natomiast do województw o najniższych stopach bezrobocia należały województwa: śląskie (17,0%), podlaskie (16,3%), wielkopolskie (15,6%), małopolskie (15,3%) oraz mazowieckie (14,8%).

Wykres 5. Zróżnicowanie stóp bezrobocia w województwach w latach 2002-2006



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

Na wykresie 6 przedstawione jest przestrzenne zróżnicowanie stóp bezrobocia w polskich powiatach w latach 2002-2006. Z wykresu tego płyną następujące wnioski (por. też [Adamczyk, Tokarski, Włodarczyk, 2008] i [Tokarski, 2008b]):

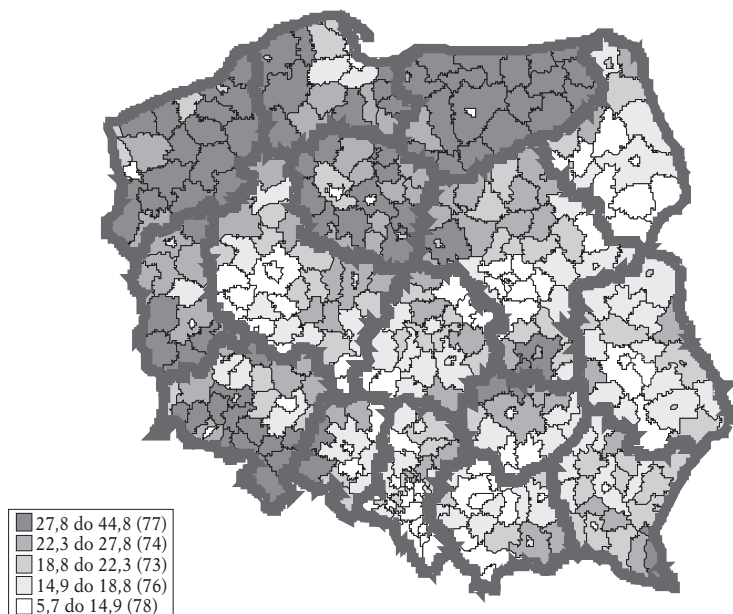
- w grupie powiatów o stopach bezrobocia przekraczających 27,8% w latach 2002-2006 znajdowały się przede wszystkim (po pierwsze) powiaty leżące na terenach popegeerowskich w województwie warmińsko-mazurskim, zachodniopomorskim, wschodniej części województwa pomorskiego, południowych częściach województw lubuskiego i dolnośląskiego, w zachodniej części województwa opolskiego (powiaty: brzeski, śląski i nyski) oraz w znacznej części województwa kujawsko-pomorskiego oraz (po drugie) w postindustrialnych powiatach w okolicach Radomia w województwie mazowieckim i w powiatach koneckim oraz skarżyskim na północy województwa świętokrzyskiego,
- wysokimi stopami bezrobocia charakteryzują się również powiaty nowosądecki ziemski i gorlicki na południowym-wschodzie województwa małopolskiego oraz powiaty leżące na terenie Beskidu Niskiego i Bieszczadów (jasielski, krośnieński ziemski, sanocki, leski i bieszczadzki) w województwie podkarpackim. Są to tereny, na których w wyniku przeprowadzonej w 1947 roku akcji „Wisła” wysiedlono rdzenną ludność łemkowską i bojkowską, osiedlono tam Polaków i założono PGR-y, które zlikwidowano na początku transformacji, co doprowadziło do powstania wysokiego bezrobocia (szerzej na ten temat por. [Adamczyk, Tokarski, Włodarczyk, 2008]),
- niskie i bardzo niskie stopy bezrobocia występowały zaś w trzech grupach powiatów. Po pierwsze, w dużych miastach i ich najbliższym otoczeniu (Warszawa, Kraków, Trójmiasto, Poznań, Wrocław i aglomeracja śląsko-zagłębiowska), które są motorami wzrostu gospodarczego w Polsce, tu od początku transformacji bardzo dynamicznie rozwija się sektor usług rynkowych, który w głównej mierze tworzy wolne miejsca pracy<sup>8</sup> (por. też [Włodarczyk, 2009]). Po drugie, niskie stopy bezrobocia w latach 2002-2006 występowały również w powiatach grodzkich w tych miastach średniej wielkości, które albo są nadal stolicami województw, albo były nimi w starym podziale administracyjnym. Miasta te są ośrodkami rozwoju na poziomie lokalnym, tu również dość dobrze rozwija się sektor usług rynkowych a więc stopy bezrobocia są na stosunkowo niskim poziomie<sup>9</sup>. Po trzecie, powiatami o niskich stopach bezrobocia są również powiaty typowo rolnicze (leżące głównie w województwie lubelskim, podlaskim, centralnej części województwa podkarpackiego, północnej i wschodniej części województwa małopolskiego, południowej części województwa świętokrzyskiego, wschodniej części województwa mazowieckiego oraz na znacznej części województwa łódz-

<sup>8</sup> Wyjątkiem w tym względzie jest Łódź, w której na początku transformacji padł monokulturowy przemysł lekki i (mimo dość istotnego rozwoju sektora usługowego) Łódź nadal słabo radzi sobie z problemami rynku pracy.

<sup>9</sup> Warto jednak w tym miejscu zauważyć, iż w tych powiatach stopy bezrobocia rejestrowanego  $u \equiv \frac{U}{U+L} \cdot 100\%$ , gdzie  $U$  jest liczbą bezrobotnych, zaś  $L$  liczbą pracujących, mogą być nieco zaniżone. Wynika to stąd, iż w ośrodkach rozwoju regionalnego (duże miasta) i lokalnego (miasta średnie) część pracujących mieszka w powiatach otaczających te ośrodki. Stąd też pracujący ci obniżają stopę bezrobocia rejestrowanego w powiatach, w których pracują, podnosząc ją zaś w tych powiatach, w który mieszkają.

kiego). W powiatach tych duża część pracujących pracuje w małych, rodzinnych gospodarstwach rolnych, które (szczególnie w okresie słabej koniunktury gospodarczej) stanowią ostoję bezrobocia ukrytego w rolnictwie<sup>10</sup>.

Wykres 6. Zróżnicowanie stóp bezrobocia w powiatach w latach 2002-2006



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

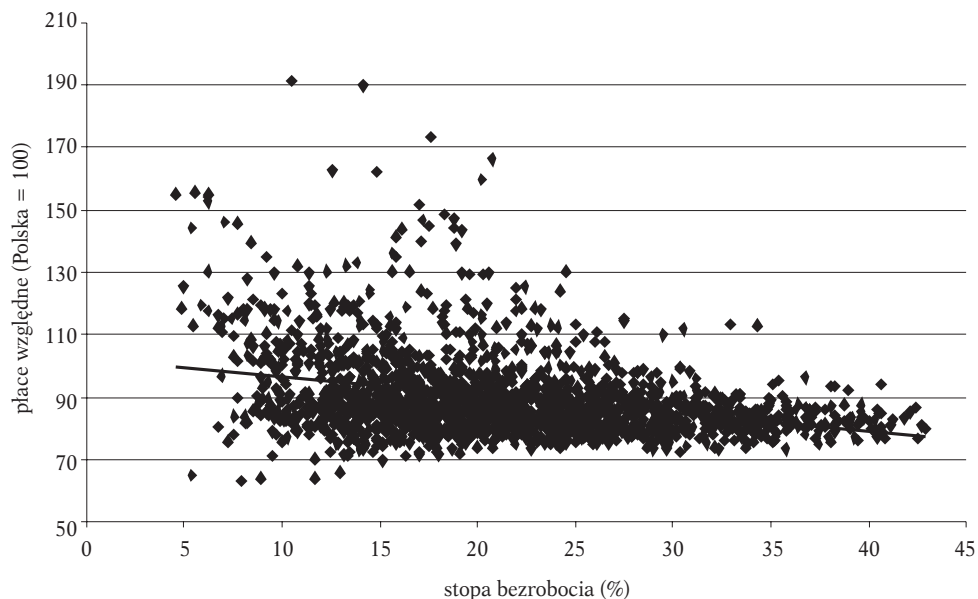
### Zróżnicowanie stóp bezrobocia i wydajności pracy a zróżnicowanie płac – próba analizy statystycznej

Prowadzone w tej części opracowania statystyczne analizy wpływu względnej wydajności pracy i stóp bezrobocia na płace względne w polskich powiatach w latach 2002-2006 przeprowadzono w trzech etapach. W pierwszym etapie zestawiono dane statystyczne dotyczące współzależności pomiędzy zmiennymi objaśniającymi (względna wydajnością pracy i stopą bezrobocia) a zmienną objaśnianą (płacami względnymi) i policzono odpowiednie współczynniki korelacji. W drugim etapie oszacowano parametry równania regresji, w której względna wydajność pracy i stopa bezrobocia objaśnia płace względne w oparciu o próbę przekrojowo-czasową złożoną ze wszystkich polskich powiatów. W trzecim zaś etapie oszacowano 16 równań regresji liniowej płac względnych

<sup>10</sup> Na obszarach tych często również poziom wydajności pracy jest bardzo niski, co wynika ze znaczącego nadzatrudnienia w nisko produktywnym rolnictwie polskim. Szerzej na ten temat por. [Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2004].

opartych na próbach przekrojowo-czasowych złożonych z powiatów kolejnych województw.

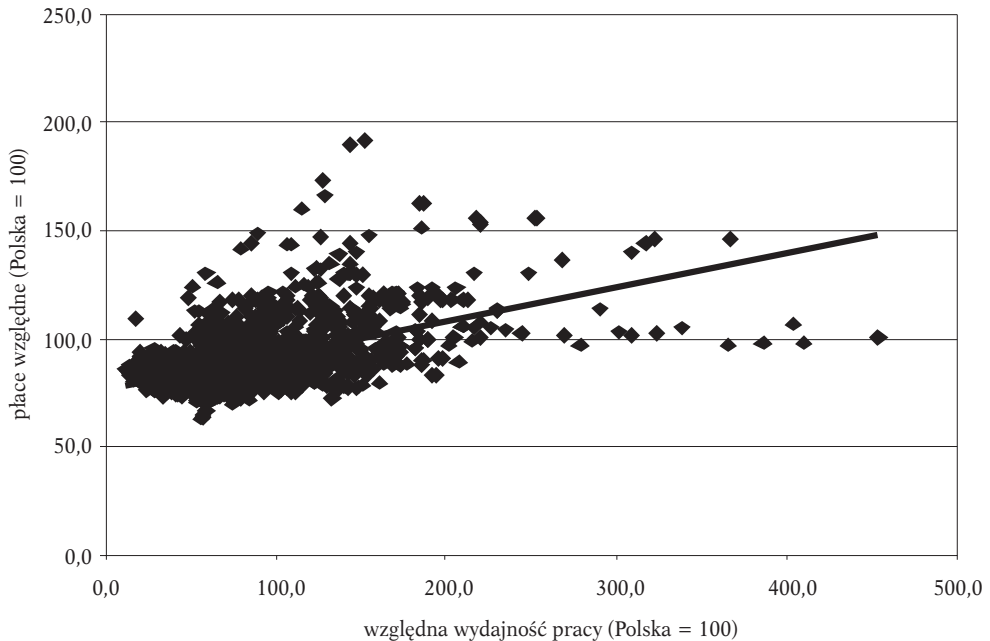
Wykres 7. Płace względne (Polska = 100) a stopa bezrobocia (%) w polskich powiatach w latach 2002-2006



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

Na wykresach 7 i 8 zilustrowano relacje, które zachodziły pomiędzy płacami względnymi a stopami bezrobocia (wykres 7) i względną wydajnością pracy (wykres 8) w powiatach w rozważanym w opracowaniu przedziale czasu. Z wykresów tych wyciągnąć można dwa następujące wnioski. Po pierwsze, z reguły w powiatach o wyższych stopach bezrobocia poziom płac względnych był niższy (współczynnik korelacji pomiędzy badanymi tu zmiennymi wynosił ok.  $-1/3$ ). Po drugie, wysokim względnym poziomom wydajności pracy zazwyczaj towarzyszył również wysoki poziom płac względnych (korelacja między owymi zmiennymi makroekonomicznymi wynosiła ok. 0,524).

Wykres 8. Płace względne (Polska=100) a względna wydajność pracy (Polska = 100) w polskich powiatach w latach 2002-2006



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

W drugim etapie statystycznych analiz oddziaływania stóp bezrobocia i względnej wydajności pracy na płace względne oszacowano parametry wspomnianego wcześniej równania (7) oraz równania (7) rozszerzonego o efekt dywersyfikacji stałej (*fixed effect*, por. np. [Pindyck, Rubinfeld, 1991, s. 223-226]) na poziomie województw. Równanie (7), po uwzględnieniu owego efektu, można rozszerzyć i zapisać następująco:

$$\bar{w}_{it} = \alpha_0 - \alpha_1 u_{it} + \alpha_2 \bar{y}_{it} + \sum_{j=1}^{15} \beta_j d_j, \quad (8)$$

gdzie zmienne  $\bar{w}_{it}$ ,  $u_{it}$ ,  $\bar{y}_{it}$  oraz parametry  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  i  $\alpha_2$  interpretuje się, tak jak w równaniu (7),  $d_j$  jest zmienną zero-jedynkową dla  $j$ -tego województwa niebazowego<sup>11</sup>, która przyjmuje wartość jeden wówczas, gdy  $i$ -ty powiat należy do  $j$ -tego województwa, zero w pozostałych przypadkach, zaś parametry  $\beta_j$  opisują różnicę (wyrażoną w procentach), która przy takiej samej stopie bezrobocia  $u$  i takiej samej względnej wydajności pracy  $\bar{y}$  wystąpiłaby pomiędzy przeciętnym poziomem płac względnych w powiatach  $j$ -tego województwa a w powiatach województwa bazowego (mazowieckiego). Do obliczeń wyko-

<sup>11</sup> Województwem bazowym jest województwo mazowieckie, co wynika stąd, iż (po pierwsze) jest to największe województwo oraz (po drugie) poziom płac w tym województwie jest również najwyższy.



rzystano dane roczne z lat 2002-2006 dotyczące względnego poziomu płac, stopy bezrobocia rejestrowanego oraz względnej wydajności pracy dla 1895 powiatów z wszystkich szesnastu polskich województw. Dokładna liczba powiatów w każdym z województw zawarta jest w tablicy 2. Dane zaczerpnięto z *Roczników Statystycznych Województw* z lat 2002-2006 wydanych przez GUS. Względny poziom płac w każdym z powiatów  $\bar{w}_{it}$  wyrażono w % jako relację wysokości płac<sup>12</sup> w  $i$ -tym powiecie dla  $t$ -tego roku do wysokości płac w całej gospodarce w  $t$ -tym roku. Podobnie obliczono względny poziom wydajności pracy w poszczególnych powiatach  $\bar{y}_{it}$  rozumiejąc go, jako wyrażony w % stosunek poziomu wydajności pracy  $i$ -tym powiecie dla  $t$ -tego roku i poziomu wydajności pracy w całej gospodarce w  $t$ -tym roku. W analizach wykorzystano stopę bezrobocia rejestrowanego w polskich powiatach.

Oszacowane parametry równań (7-8) dla próby przekrojowo-czasowej złożonej z wszystkich powiatów przedstawione są w tablicy 1. Z przedstawionych w tej tablicy oszacowań wyciągnąć można następujące wnioski:

- z oszacowań parametrów równania (7-8) płynie wniosek, że poziom płac względnych  $\bar{w}$  w powiatach był istotnie statystycznie uzależniony zarówno od względnej wydajności pracy  $\bar{y}$ , jak i od stopy bezrobocia  $u$ . Oszacowania równania (7-8) sugerują, że 1% wzrost względnej wydajności pracy przekładał się przeciętnie na ok. 0,13-0,14% wzrost płac względnych, zaś wzrost stopy bezrobocia o 1 punkt procentowy powodował przeciętnie spadek płac względnych o ok. 0,38% (oszacowania równania (7)) lub 0,61% (oszacowania równania (8)),
- w przypadku powiatów województw lubuskiego, opolskiego, śląskiego i warmińsko-mazurskiego efekt dywersyfikacji stałej okazał się nieistotny statystycznie (na 10% poziomie istotności). Płynie stąd wniosek, że w powiatach owych województw poziom płac względnych (przy takim samym poziomie wydajności pracy i takiej samej stopie bezrobocia, jak w powiatach województwa mazowieckiego) kształtowałby się na takim samym poziomie, jak miało to miejsce w powiatach województwa bazowego.

<sup>12</sup> Jako wysokość płac w danym powiecie (w polskiej gospodarce) dla danego roku przyjęto przeciętne miesięczne nominalne wynagrodzenie brutto w PLN przypadające na 1 zatrudnionego bez podmiotów gospodarczych o liczbie pracujących do 9 osób w danym powiecie (gospodarce polskiej), obejmujące: wynagrodzenia osobowe, bez wynagrodzeń osób wykonujących pracę nakładczą oraz uczniów, a także osób zatrudnionych za granicą; wypłaty z tytułu udziału w zysku i w nadwyżce bilansowej w spółdzielniach; dodatkowe wynagrodzenie roczne dla pracowników jednostek sfery budżetowej; honoraria wypłacone niektórym grupom pracowników za prace wynikające z umowy o pracę, np. dziennikarzom, realizatorom filmów, programów radiowych i telewizyjnych. Wynagrodzenie brutto obejmuje zaliczki na poczet podatku dochodowego od osób fizycznych oraz obowiązkowe składki na ubezpieczenia społeczne (emerytalne, rentowe i chorobowe), płacone przez ubezpieczonego pracownika.

Tablica 1

## Oszacowane parametry równań (7-8) dla polskich powiatów

| Zmienna objaśniająca | Równanie (7)      | Równanie (8)      |
|----------------------|-------------------|-------------------|
| Stała                | 86,226<br>[0,000] | 94,888<br>[0,000] |
| Dolnośląskie         | -                 | 3,395<br>[0,004]  |
| Kujawsko-Pomorskie   | -                 | -5,144<br>[0,000] |
| Lubelskie            | -                 | -4,630<br>[0,000] |
| Lubuskie             | -                 | -1,907<br>[0,196] |
| Łódzkie              | -                 | -8,913<br>[0,000] |
| Małopolskie          | -                 | -7,001<br>[0,000] |
| Opolskie             | -                 | -1,570<br>[0,309] |
| Podkarpackie         | -                 | -5,294<br>[0,000] |
| Podlaskie            | -                 | -8,126<br>[0,000] |
| Pomorskie            | -                 | 2,371<br>[0,067]  |
| Śląskie              | -                 | -0,382<br>[0,722] |
| Świętokrzyskie       | -                 | -3,240<br>[0,026] |
| Warmińsko-Mazurskie  | -                 | -0,064<br>[0,962] |
| Wielkopolskie        | -                 | -8,584<br>[0,000] |
| Zachodniopomorskie   | -                 | 4,687<br>[0,000]  |
| $\bar{y}$            | 0,139<br>[0,000]  | 0,126<br>[0,000]  |
| $u$                  | -0,380<br>[0,000] | -0,610<br>[0,000] |
| R <sup>2</sup>       | 0,318             | 0,401             |
| Skor. R <sup>2</sup> | 0,317             | 0,395             |
| DW                   | 1,591             | 1,762             |
| Liczba obserwacji    | 1895              |                   |

R<sup>2</sup> to współczynnik determinacji, skor. R<sup>2</sup> – skorygowany współczynnik determinacji, DW – statystyka Durbina-Watsona. W nawiasach pod estymatorami podano empiryczny poziom istotności  $p$  oszacowanych parametrów.

Tablica 2

## Oszacowane parametry równań (7) dla powiatów w kolejnych województwach

| Województwo         | Zmienna objaśniająca |                  |                   | R <sup>2</sup><br>Skor. R <sup>2</sup> | DW    | Liczba<br>obserwacji |
|---------------------|----------------------|------------------|-------------------|--|-------|----------------------|
|                     | Stała                | $\bar{y}$        | $u$               |  |       |                      |
| Dolnośląskie        | 92,227<br>[0,000]    | 0,320<br>[0,000] | -0,969<br>[0,000] | 0,454<br>0,447                         | 1,667 | 145                  |
| Kujawsko-Pomorskie  | 96,549<br>[0,000]    | 0,092<br>[0,000] | -0,762<br>[0,000] | 0,615<br>0,608                         | 1,489 | 115                  |
| Lubelskie           | 79,113<br>[0,000]    | 0,209<br>[0,000] | -0,284<br>[0,417] | 0,142<br>0,127                         | 2,308 | 120                  |
| Lubuskie            | 91,041<br>[0,000]    | 0,091<br>[0,000] | -0,421<br>[0,000] | 0,325<br>0,305                         | 1,251 | 70                   |
| Łódzkie             | 69,343<br>[0,000]    | 0,228<br>[0,000] | -0,126<br>[0,613] | 0,245<br>0,232                         | 1,719 | 120                  |
| Małopolskie         | 85,868<br>[0,000]    | 0,101<br>[0,000] | -0,351<br>[0,022] | 0,259<br>0,245                         | 1,808 | 110                  |
| Mazowieckie         | 107,282<br>[0,000]   | 0,107<br>[0,000] | -1,129<br>[0,000] | 0,453<br>0,448                         | 1,575 | 210                  |
| Opolskie            | 85,871<br>[0,000]    | 0,182<br>[0,000] | -0,492<br>[0,000] | 0,755<br>0,746                         | 1,301 | 60                   |
| Podkarpackie        | 89,955<br>[0,000]    | 0,068<br>[0,000] | -0,439<br>[0,000] | 0,267<br>0,255                         | 1,990 | 125                  |
| Podlaskie           | 81,670<br>[0,000]    | 0,040<br>[0,000] | 0,215<br>[0,237]  | 0,208<br>0,189                         | 1,837 | 85                   |
| Pomorskie           | 105,243<br>[0,000]   | 0,104<br>[0,000] | -0,854<br>[0,000] | 0,694<br>0,688                         | 1,718 | 100                  |
| Śląskie             | 86,367<br>[0,000]    | 0,135<br>[0,000] | -0,188<br>[0,817] | 0,275<br>0,267                         | 1,212 | 180                  |
| Świętokrzyskie      | 88,215<br>[0,000]    | 0,151<br>[0,000] | -0,550<br>[0,000] | 0,438<br>0,421                         | 2,044 | 70                   |
| Warmińsko-Mazurskie | 85,558<br>[0,000]    | 0,144<br>[0,000] | -0,346<br>[0,001] | 0,483<br>0,473                         | 1,392 | 105                  |
| Wielkopolskie       | 63,261<br>[0,000]    | 0,225<br>[0,000] | 0,214<br>[0,083]  | 0,392<br>0,385                         | 1,691 | 175                  |
| Zachodniopomorskie  | 103,484<br>[0,000]   | 0,121<br>[0,000] | -0,726<br>[0,000] | 0,556<br>0,547                         | 2,061 | 105                  |

R<sup>2</sup> to współczynnik determinacji, skor. R<sup>2</sup> – skorygowany współczynnik determinacji, DW – statystyka Durbina-Watsona. W nawiasach pod estymatorami podano empiryczny poziom istotności  $p$  oszacowanych parametrów.

- Z oszacowań istotnych statystycznie wartości parametrów  $\beta_j$  wynika, iż w powiatach województwa dolnośląskiego płace względne (przy warunku *ceteris paribus*) byłyby wyższe (od płac względnych w powiatach województwa mazowieckiego) o ok. 3,4%, w powiatach województwa kujawsko-pomorskiego niższe o ok. 5,1, lubelskiego – niższe o ok. 4,6%, łódzkiego – niższe o ok. 8,9%, małopolskiego – niższe o ok. 7,0%, podkarpackiego – niższe

o ok. 5,3%, podlaskiego – niższe o ok. 8,2%, pomorskiego – wyższe o ok. 2,4%, świętokrzyskiego – niższe o ok. 3,2%, wielkopolskiego – niższe o ok. 8,66%, zaś płace względne w powiatach województwa zachodniopomorskiego byłyby wyższe o ok. 4,7% od płac względnych w powiatach województwa bazowego.

- Równanie (7), bez dywersyfikacji stałej, objaśnia kształtowanie się płac względnych w polskich powiatach w ok. 31,7% (por. skor.  $R^2$ ), zaś równanie (8) w ok. 39,5%.

Oszacowania parametrów równania (7) dla 16 województw przedstawione są w tablicy 2. Z przedstawionych w tej tablicy oszacowań wynika, co następuje:

- oszacowanie stałej  $\alpha_0$  sugeruje, że gdyby względne wydajności pracy i stopy bezrobocia w powiatach wszystkich województw były takie same, to najwyższym przeciętnym poziomem płac względnych charakteryzowałyby się powiaty województw mazowieckiego, pomorskiego i zachodniopomorskiego. Najniższe płace względne notowane byłyby zaś w województwach wielkopolskim, łódzkim oraz lubelskim,
- względny poziom wydajności pracy na powiatowych rynkach pracy w każdym z województw istotnie statystycznie oddziaływał na poziom płac względnych. Najwyższe elastyczności płac względem wydajności pracy występowały w latach 2002-2006 na powiatowych rynkach pracy w województwach dolnośląskim (0,320), łódzkim (0,228), wielkopolskim (0,225) i lubelskim (0,209). Najniższymi elastycznościami charakteryzowały się zaś powiatowe rynki pracy w województwie podlaskim (0,040), podkarpackim (0,068), lubuskim (0,091) oraz kujawsko-pomorskim (0,092),
- oddziaływanie powiatowych stóp bezrobocia na płace względne okazało się nieistotne statystycznie (na 10% poziomie istotności) w województwach lubelskim, łódzkim, podlaskim i śląskim. W pozostałych województwach (z wyjątkiem województwa wielkopolskiego) wzrost stóp bezrobocia na powiatowych rynkach pracy przekładał się na spadek płac względnych na tychże rynkach. Najsilniej stopy bezrobocia wpływały na płace względne w województwach mazowieckim (oszacowana wartość parametru  $\alpha_2$  wynosiła ok. -1,129), dolnośląskim (-0,969), pomorskim (-0,854), kujawsko-pomorskim (-0,762) oraz zachodniopomorskim (-0,726),
- należy również zauważyć, że wydajność pracy i stopy bezrobocia objaśniały płace względne pomiędzy ok. 12,7% (województwo lubelskie) a 74,6% (województwo opolskie).

## Podsumowanie i wnioski

Prowadzone w pracy rozważania można podsumować następująco:

- I. w przedstawionych w pracy analizach przestrzennego zróżnicowania płac względnych w polskich powiatach posłużono się prostym modelem teoretycznym, będącym kompilacją modeli płac efektywnościowych z długookre-

- sowymi, neoklasycznymi modelami wzrostu gospodarczego. Z modelu tego wynika, iż poziom płac względnych na lokalnych (powiatowych) rynkach pracy powinien być tym wyższy, im wyższy jest poziom względnej wydajności pracy oraz im niższa jest stopa bezrobocia,
- II. rozważając przestrzenne zróżnicowanie płac w powiatach okazuje się, iż najwyższymi płacami charakteryzowały się (ogólnie rzecz biorąc) powiaty leżące w dużych aglomeracjach miejskich i ich najbliższym otoczeniu oraz powiaty grodzkie, będące ośrodkami lokalnego rozwoju gospodarczego. Najniższe płace występowały zaś w powiatach typowo rolniczych oraz popegeerowskich,
  - III. zestawiając powiatowe zróżnicowanie płac względnych z powiatowym zróżnicowaniem stóp bezrobocia okazuje się, iż w powiatach o wysokich stopach bezrobocia płace względne w latach 2002-2006 były zazwyczaj niższe niż w powiatach o niskich stopach bezrobocia, zaś wysokiemu poziomowi względnej wydajności pracy z reguły towarzyszył wysoki poziom płac względnych,
  - IV. z przedstawionych w opracowaniu oszacowań równań regresji dla każdego z 16 województw wynika również, że płace względne na powiatowych rynkach pracy w poszczególnych polskich województwach różnie reagowały zarówno na stopy bezrobocia, jak i na względną wydajność pracy na tych rynkach.

## Bibliografia

- Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R.W., [2006], *Bezrobocie transformacyjne w Europie Środkowej i Wschodniej*, „Gospodarka Narodowa” nr 9.
- Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R.W., [2008], *Zróżnicowanie bezrobocia w województwach małopolskim i podkarpackim*, „Wiadomości Statystyczne” nr 5.
- Cichy K., [2005], *Kapitał ludzki w modelach i teorii wzrostu gospodarczego*, „Zeszyty Studiów Doktoranckich na Wydziale Ekonomii”, Zeszyt 23, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Czyżewski A.B., Łapińska-Sobczak N., [2001], *Zatrudnienie i bezrobocie a płace i koszty pracy w wybranych krajach Unii Europejskiej*, „Ekonomista”, nr 4.
- Grotkowska G., [2001], *Wpływ kosztów pracy na zagraniczne inwestycje bezpośrednie*, „Ekonomista”, nr 6.
- Hatzius J., [marzec 1997], *Foreign Direct Investment, Capital Formation and Labour Costs: Evidence from Britain and Germany*, „Discussion Paper”, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, nr 336.
- Jacukowicz Z., [2000], *Zróżnicowanie płac w Polsce, w krajach Unii Europejskiej i w USA*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.
- Jarmołowicz W., Strużyna A., [2003], *Regionalne zróżnicowanie płac*, [w:] *Rynek pracy w warunkach zmian ustrojowych*, (red.) W. Jarmołowicz, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Krencik W., [1977], *Płace a wzrost gospodarczy*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T., [2004], *Makroekonomiczne skutki nadzatrudnienia w rolnictwie polskim*, [w:] *Zarządzanie zasobami ludzkimi w warunkach nowej gospodarki*, (red.) Z. Wiśniewski, A. Pocztownski, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.

- Kwiatkowski E., Tokarski T., [2007], *Bezrobocie regionalne w Polsce w latach 1995-2005*, „*Ekonomista*” nr 4.
- Mankiw N.D., Romer D., Weil D.N., [May 1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „*Quarterly Journal of Economics*”.
- Nonneman W., Vanhoudt P., [August 1996], *A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for the OECD Countries*, „*Quarterly Journal of Economics*”.
- Pain N., [1993], *An Econometric Analysis of Foreign Direct Investment in the United Kingdom*, „*Scottish Journal of Political Economy*”, Vol. 40, nr 1.
- Pindyck R.S., Rubinfeld D.L., [1991], *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York etc.
- Rogut A., Lipowski W., [2005], *Regionalne zróżnicowanie płac w wybranych sektorach gospodarki*, „*Wiadomości Statystyczne*” nr 1.
- Rogut A., Tokarski T., [December 2001], *Regional Diversity of Wages in Poland in the 90's*, „*International Review of Economics and Business*”, Vol. XLVIII, No. 4.
- Rogut A., Tokarski T., [2007], *Determinanty regionalnego zróżnicowania płac w Polsce*, „*Ekonomista*” nr 1.
- Romer D., [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Roszkowska S., Rogut A., [2007], *Rozkład płac i kapitału ludzkiego w Polsce*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 11-12.
- Solow R.M., [February 1956], *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „*Quarterly Journal of Economics*”.
- Solow R.M., [1979], *Another Possible Sources of Wage Stickiness*, „*Journal of Macroeconomics*”, Winter.
- Summers L.H., [May 1988], *Relative Wages, Efficiency Wages, and Keynesian Unemployment*, „*American Economic Review*”.
- Tokarski T., [2003], *Wzrost gospodarczy a rynek pracy w neoklasycznych modelach wzrostu*, „*Studia Ekonomiczne*” INE-PAN nr 3 (XXXVIII), Warszawa.
- Tokarski T., [2005a], *Wybrane modele podaźowych czynników wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Tokarski T., [2005b], *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego, Warszawa.
- Tokarski T., [2008a], *Efekty skali a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Tokarski T., [2008b], *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce w latach 1999-2006*, „*Gospodarka Narodowa*” nr 7-8.
- Tokarski T., Stępień W., Wojnarowski J., [2006], *Zróżnicowanie poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego województw*, „*Wiadomości Statystyczne*” nr 7-8.
- Wiśniewski Z., Pocztoński A. (red.), [2004], *Zarządzanie zasobami ludzkimi w warunkach nowej gospodarki*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Włodarczyk R.W., [2009], *Sectorial Homogeneity of the Structure of Gross Value Added In Eurozone Countries*, „*International Review of Business Research Papers*” 2009, Vol. 5, No. 3 (April).

## REGIONAL WAGE DIFFERENCES IN POLAND

### Summary

The paper offers a statistical analysis of the determinants of wage differences in Poland in 2002-2006. These analyses are made with the use of a theoretical model that combines the Solow-Summers efficiency wage model (a neo-Keynesian economic model) and neoclassical growth models. This combined model shows that wage differences are determined by macroeconomic variables such as labor productivity and the unemployment rate. The authors use statistical data collected by the Central Statistical Office (GUS) on wages, labor productivity and unemployment in individual counties in Poland in 2002-2006.

The analysis shows that the highest wages are reported in large urban centers and "counties that are centers of local economic development," the authors say. On the other hand, the lowest wages are in typically agricultural counties and those that were home to many former state-run farms. In counties with a high rate of unemployment, relative wages in 2002-2006 were usually lower than in counties with low unemployment rates, while a high level of relative labor productivity was usually accompanied by a high level of relative wages. Regression equation estimates for each of the country's 16 provinces show that relative wages had a different impact on unemployment rates and relative labor productivity in individual provinces.

**Keywords:** wages, unemployment, counties, wage differences, regional labor markets