

Krzywa płac w gospodarce polskiej w latach 1995–2005*

The Wage Curve in Poland in 1995–2005

Aleksandra Rogut**

pierwsza wersja: 31 października 2006 r., ostateczna wersja: 16 maja 2007 r., akceptacja: 21 maja 2007 r.

Streszczenie

Celem analiz przeprowadzonych w artykule była odpowiedź na pytanie, czy w polskiej gospodarce płace dostosowują się do zmian sytuacji na regionalnym rynku pracy. Zgodnie z koncepcją Blanchflowera i Oswalda istnieje ujemna i nieliniowa zależność między poziomem płac a sytuacją na lokalnym rynku pracy. Przeprowadzone analizy dla Polski potwierdzają występowanie ujemnej i statystycznie istotnej zależności między poziomem płac a regionalną stopą bezrobocia, aczkolwiek jest ona dość słaba. Czynniki w większym stopniu objaśniającymi regionalne różnice płac są wydajność pracy i struktura pracujących. Wyniki badań wskazują ponadto, że elastyczność płac była wyższa w okresie spadku bezrobocia niż w czasie jego wzrostu. Negatywne zmiany na rynku pracy nie miały praktycznie wpływu na zmiany płac realnych, co może wskazywać, że płace w Polsce są w dużym stopniu sztywne w dół.

Słowa kluczowe: krzywa płac, elastyczność płac, regionalne zróżnicowanie bezrobocia, regionalne rynki pracy w Polsce

Abstract

The main aim of the paper is to check if wages have adjusted to the situation on local labour market in Poland during the last ten years. According to Blanchflower and Oswald there exists a non-linear and downward-sloping relationship between the situation on the regional labour market and the level of pay.

The analyses conducted in the paper confirm the negative and statistically significant relation between wages and unemployment, even though this relation is quite weak. More important for the regional diversity of wages in Poland is the level of labour productivity and the employment structure. The results show also that elasticity of wages was not constant over time. In 1999–2001 when the unemployment rates in all regions were increasing the relation between wages and unemployment was very weak, which indicates that wages in Poland are downward rigid.

Keywords: Wage curve, wage elasticity, regional diversity of unemployment, regional labour markets in Poland.

JEL: R23, J31

* Autorka dziękuje dr. Robertowi Kelmowi za pomoc w analizach, jak również dr. Pawłowi Kaczorowskiemu oraz anonimowym recenzentom za cenne uwagi krytyczne.

** Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Makroekonomii, e-mail: arogut@uni.lodz.pl

1. Wstęp

Obserwując poziom stóp bezrobocia w poszczególnych regionach w Polsce można zauważyć ich bardzo silne zróżnicowanie, jak również utrzymywanie się powyższych różnic przez cały okres transformacji. Regiony, w których na skutek początkowych przemian gospodarczych stopa bezrobocia ukształtowała się na stosunkowo wysokim poziomie (w porównaniu z pozostałymi województwami), nadal cechują się dużym bezrobociem. Według zaproponowanej przez Blanchflowera i Oswalda (1990; 1994) koncepcji sytuacja na regionalnym rynku pracy (mierzona stopą bezrobocia) wpływa na poziom płac realnych w danym regionie. Zgodnie z tą koncepcją regiony o wysokiej stopie bezrobocia charakteryzują się niższym poziomem płac realnych niż regiony, gdzie stopa bezrobocia jest niższa. Tę ujemną zależność pomiędzy poziomem płac a sytuacją na regionalnym rynku pracy autorzy nazwali krzywą płac (*wage curve*).

Przeprowadzone przez nich analizy empiryczne nie tylko potwierdziły występowanie ujemnej zależności między poziomem płac a stopą bezrobocia w większości krajów rozwiniętych, lecz również fakt, że elastyczność płac względem stopy bezrobocia na regionalnych rynkach pracy w badanych krajach była zbliżona i kształtowała się na poziomie około -0,1 (por. Blanchflower, Oswald 2005). W ciągu ostatnich lat pojawiło się również wiele opracowań weryfikujących powyższą hipotezę w krajach transformujących się. Jeżeli chodzi o Polskę, to empiryczne analizy krzywej płac zostały podjęte m.in. w pracach: Duffy, Walsh (2001), Iara, Traistaru (2004) oraz Góra, Sztanderska (1998).

F. Duffy i P. Walsh analizowali zależność pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia w podziale na 49 województw w latach 1994–1996, wykorzystując dane indywidualne z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności i uzyskując elastyczność płac względem stopy bezrobocia na poziomie od około -0,08 do -0,11. A. Iara i I. Traistaru analizowały krzywą płac dla Polski, Bułgarii i Rumunii na danych regionalnych dla lat 1992–1998. Ich analizy potwierdzają istotną zależność pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia dla Polski oraz Bułgarii i wskazują, że elastyczność płac względem bezrobocia w latach 1992–1998 kształtowała się na poziomie około -0,12 dla Bułgarii i około -0,05 dla Polski. M. Góra i U. Sztanderska analizowali krzywą płac, bazując na danych indywidualnych z BAEL dla jednego roku (1995) w podziale na 49 województw i uzyskali elastyczność płac względem stóp bezrobocia na poziomie około -0,1.

Niniejsze opracowanie kontynuuje podjęte przez wspomnianych autorów rozważania dotyczące weryfikacji krzywej płac w polskiej gospodarce, opierając się na danych agregatowych dotyczących 16 nowych

województw. Jeżeli chodzi o dane, to należy powiedzieć, że dane pochodzące z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności do 1999 r. nie były reprezentatywne na poziomie wojewódzkim. Sposób losowania próby zapewniał reprezentatywność wyników tylko w skali całego kraju. Ponadto, dane BAEL dotyczące poziomu płac obciążone są dość dużym błędem. Wynika on po pierwsze z faktu, że odsetek osób odpowiadających na pytanie o wysokość zarobków jest relatywnie niewielki. Po drugie, podkreśla się, że respondenci mają skłonność do zaniżania swoich zarobków, przy czym skala błędu rośnie wraz ze wzrostem wynagrodzeń.

Podjęte w opracowaniu analizy opierają się na dwóch źródłach danych. Dane dotyczące stóp bezrobocia w poszczególnych regionach zaczerpnięto z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności, natomiast dane dotyczące płac z Rocznika Statystycznego Województw. Obejmują one przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto i pochodzą ze sprawozdań przekazywanych do GUS przez podmioty gospodarcze prowadzące działalność gospodarczą na danym terenie.

Głównym celem analiz podjętych w opracowaniu było, po pierwsze, pokazanie regionalnych różnic między stopami bezrobocia i poziomem płac realnych oraz ich zmian w badanym okresie, a po drugie, odpowiedź na pytanie, czy w gospodarce polskiej płace dostosowują się do sytuacji na regionalnym rynku pracy.

Podjęte rozważania pokazują, że weryfikacja krzywej płac w gospodarce polskiej nie jest prosta, ze względu na występowanie pewnych nietypowych regionów. Ponadto przeprowadzone analizy wskazują, że elastyczność płac nie jest stała w czasie. W szczególności okazuje się, że płace w gospodarce polskiej inaczej reagują na wzrost, a inaczej na spadek stóp bezrobocia na lokalnych rynkach pracy. Elastyczność płac względem stopy bezrobocia jest znacznie niższa w okresie, gdy bezrobocie rośnie. Może to wskazywać, że płace w gospodarce polskiej są dość sztywne w dół.

Struktura tekstu jest następująca. Część druga zawiera teoretyczne podstawy prowadzonych analiz. W części trzeciej omówione są wykorzystane dane statystyczne. W czwartej pokazano regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia i płac w polskiej gospodarce w latach 1995–2005. W części piątej przedstawiono pozostałe czynniki determinujące presję płacową. Część szósta zawiera empiryczną weryfikację krzywej płac. W ostatniej części przedstawione są najważniejsze wnioski z przeprowadzonych analiz.

2. Teoretyczne podstawy konstrukcji modelu

Jedne z pierwszych analiz zależności pomiędzy płacą a sytuacją na rynku pracy pojawiły się w 1958 r. na

gruncie krzywej Phillipsa, przedstawiającej związek pomiędzy stopą bezrobocia a tempem zmian płac nominalnych w ujęciu makroekonomicznym. Regionalne ujęcie zależności między poziomem płac a stopą bezrobocia zaproponowali John Harris i Michael Todaro (1970). Argumentowali, że pracodawcy, chcąc przyciągnąć dobrych pracowników do pracy w mniej atrakcyjnych regionach (o wyższej stopie bezrobocia), muszą zaproponować im płace wyższe, niż otrzymaliby w innym miejscu. Zgodnie z powyższą koncepcją zależność między poziomem płac a stopą bezrobocia jest zatem dodatnia, czyli regiony o wyższej stopie bezrobocia cechują się płacami wyższymi niż w pozostałych regionach.

Trzecie ujęcie to zaproponowana przez Blanchflowera i Oswalda koncepcja krzywej płac, na gruncie której istnienie pewnej nieliniowej, ujemnej zależności pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia na regionalnym rynku pracy (por. Blanchflower, Oswald 1990 lub 2005). Twórcy tej koncepcji podstawy teoretyczne upatrują w założeniu, że rynki pracy nie funkcjonują w warunkach doskonałej konkurencji, a płace nie kształtują się na poziomie oczyszczającym rynek. Teoretycznych podstaw krzywej płac upatruje się w modelach nowej ekonomii keynesowskiej (NEK): modeli przetargów płacowych, modeli niepisanych kontraktów, a przede wszystkim (jak podkreślają jej twórcy, por. Blanchflower, Oswald 2005) teorii płac wydajnościowych (*efficiency wages*).

W ramach modeli NEK poszukuje się między innymi głębszego uzasadnienia sztywności płac nominalnych i cen. Jednym z tematów podejmowanych przez ekonomistów związanych z tym nurtem była próba wyjaśnienia, dlaczego spadek globalnego popytu na towary przekłada się na spadek popytu na pracę, a nie na spadek płac, oraz dlaczego wzrost globalnego popytu nie wywołuje wzrostu popytu na pracę, lecz wzrost płac. Powyższe modele koncentrują się na wyjaśnieniu, dlaczego płace realne kształtują się powyżej poziomu opróżniającego rynek, co powoduje istnienie w gospodarce przymusowego bezrobocia. W modelu płac wydajnościowych to pracodawcy są zainteresowani ustanawianiem płac na wysokim poziomie, natomiast w modelach przetargów wysokie płace są rezultatem nacisku ze strony pracobiorców.

W modelach płacy wydajnościowej okazuje się, że chociaż bezrobotni byliby skłonni pracować za niższą płacę, przedsiębiorstwa nie są zainteresowane obniżeniem płac. Uważają bowiem, że wysiłek (wydajność) pracowników zależy od poziomu płacy. Związek pomiędzy wielkością płacy a produktywnością pracy jest w ekonomii znany już od czasów A. Marshalla, który twierdził, że „wysoko opłacana praca jest na ogół wydajna i, co za tym idzie, nie jest drogą” (por. Marshall 1928, s. 7). Bezpośrednią inspiracją dla ekonomistów zajmujących się teorią płacy

wydajnościowej było jednak przedstawienie związku pomiędzy płacą a wydajnością pracy zaproponowane przez R. Solowa (1979). Uważał on, że sztywność płac leży w interesie pracodawców, ponieważ ich obniżka spowodowałaby spadek wydajności i wzrost kosztów związanych z pracą.

W modelach płac wydajnościowych przedsiębiorstwo, ustalając stawki płac, dąży do maksymalizacji zysku. W modelu bumelowania (będącego jednym z modeli płac wydajnościowych¹) wskazuje się na niemożność dokładnego monitorowania wysiłku pracowników przez cały czas pracy, gdyż byłoby to bardzo kosztowne. Przedsiębiorstwo ustala zatem stawkę płac na poziomie wyższym, niż wynikałoby to z relacji rynkowych, aby zniechęcić pracowników do „objawiania się” w pracy. Poniżej przedstawiono główne założenia modelu (por. m.in. Solow 1979; Summers 1988; Blanchflower, Oswald 2005; Rogut, Tokarski 2005).

W gospodarce znajduje się n jednakowych przedsiębiorstw. Każde przedsiębiorstwo działające na regionalnym rynku pracy dąży do maksymalizacji zysku danego wzorem:

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

gdzie:

$\tilde{L}_{it} = \varepsilon(w_{it})L_{it}$ – jednostki efektywnej pracy rozumiane jako liczba pracujących L_{it} ważona efektywnością typowego pracownika $\varepsilon(w_{it})$ ²,

w_{it} – poziom płac realnych na regionalnym rynku pracy,

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

$F(\tilde{L}_{it})$ – neoklasyczna funkcja produkcji charakteryzująca się malejącą produktywnością krańcową nakładów efektywnej pracy (czyli $dF/d\tilde{L} > 0$ i $d^2F/d\tilde{L}^2 < 0$).

Powyższa funkcja zysku jest funkcją dwóch zmiennych decyzyjnych: płac w_{it} oraz liczby pracujących L_{it} . Warunki konieczne istnienia maksimum sprowadzają się do następującego układu równań:

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial \pi}{\partial w_{it}} &= \frac{dF}{d\tilde{L}_{it}} L_{it} \frac{d\varepsilon}{dw_{it}} - L_{it} = 0 \\ \frac{\partial \pi}{\partial L_{it}} &= \frac{dF}{d\tilde{L}_{it}} \varepsilon[w_{it}] - w_{it} = 0 \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

¹ 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 (więcej na ten temat patrz m.in.: Yellen (1991, s. 115–119), Kwiatkowski (2002, s. 183–193; 2000, s. 236–243), Romer (2000, s. 478–479), Snowden et al. (1998, s. 327–333)).

² W modelu tym zakłada się, że wszyscy pracownicy są jednakowi, a zatem będą ponosić ten sam wysiłek przy danym poziomie płacy realnej.

Przekształcając równania układu równań (2), uzyskuje się warunek konieczny maksymalizacji zysku przedsiębiorstwa:

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

Oznacza to, że typowe przedsiębiorstwo maksymalizuje zysk wówczas, gdy elastyczność efektywności pracownika względem stawki płacy jest równa jedności.

Rozszerzeniem modelu Solowa jest model Summersa (Summers 1988 lub Krueger, Summers 1991). Przyjmuje się w nim m.in., że efektywność typowego pracownika zależy nie tylko od płacy uzyskiwanej w danym przedsiębiorstwie, ale raczej od różnicy pomiędzy płacą przeciętną na regionalnym rynku pracy a płacą progową (rozumianą jako minimalny poziom płacy, przy którym pracownik jest gotowy do podjęcia pracy) i dana jest następującym wzorem:

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

gdzie x_{it} – poziom płacy progowej, pozostałe oznaczenia jak wyżej.

W powyższym modelu przyjmuje się, że żądania płacowe pracobiorców zależą od sytuacji na regionalnym rynku pracy (mierzonej stopą bezrobocia) oraz przeciętnego poziomu płac w gospodarce:

$$x_{it} = (1 - bu_{it}) \bar{w}_t, \quad b \in (0; 1) \quad (5)$$

gdzie:

u_{it} – stopa bezrobocia na regionalnym rynku pracy,

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

Każdy pracownik maksymalizuje swoją użyteczność z otrzymywanego dochodu (płacy) oraz minimalizuje przykrość związaną z wysiłkiem podczas pracy. Użyteczność całkowita pracownika jest zatem po prostu różnicą pomiędzy otrzymywanym dochodem z pracy a ponoszonym wysiłkiem.

Pracownik może pracować uczciwie i ponosić pewien wysiłek lub „obiąć się” w pracy, nie ponosząc żadnego wysiłku, stając jednak przed możliwością przyłapania i wyrzucenia z pracy. Jeżeli nie zostanie przyłapany, uzyska wynagrodzenie przy zerowym wysiłku. W przeciwnym razie zostaje wyrzucony z pracy i musi znaleźć inną. Oczekiwany przez niego poziom użyteczności ($\bar{U}$) jest dany jako:

$$\bar{U} = (w - \varepsilon)f(u) + b(1 - f(u)) \quad (6)$$

gdzie funkcja $f(u)$ przedstawia prawdopodobieństwo znalezienia innej pracy i w przedstawianym modelu jest funkcją stopy bezrobocia na lokalnym rynku pracy.

W analizowanym modelu przedsiębiorca musi zatem ustalić oferowaną stawkę płac na poziomie wystarczająco wysokim, aby zniechęcić pracowników do

oszukiwania. Stawka ta będzie zależeć od sytuacji na lokalnym rynku pracy. W przypadku, gdy stopa bezrobocia na lokalnym rynku pracy wzrasta, przedsiębiorcy zauważają, że pracownicy bardziej obawiają się utraty pracy i mogą płacić im mniej, utrzymując dany poziom wydajności pracy pracowników.

Zgodnie z założeniami modelu wszystkie firmy są identyczne i maksymalizują swoje zyski. Można więc powiedzieć, że poziom płac na regionalnym rynku pracy jest funkcją obserwowanej stopy bezrobocia. Tym samym standardową krzywą płac, pokazującą zależność pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia na regionalnym rynku pracy, można zapisać jako:

$$w_{it} = f(u_{it}, X_{it}) \quad (7)$$

gdzie:

w_{it} – poziom płac realnych w regionie i w czasie t ,

u_{it} – stopa bezrobocia w regionie i w czasie t ,

X_{it} – wektor czynników wywołujących presję płacową przy danym poziomie stopy bezrobocia na regionalnym rynku pracy. W teorii ekonomii przyjmuje się, że czynniki wywołujące presję płacową można podzielić na dwie grupy (por. Layard et al. 2005, s. 212–213): czynniki wewnętrzne dla przedsiębiorstwa (wydajność pracy, siła związków zawodowych oraz koszty produkcji) i czynniki zewnętrzne (wysokość i długość okresu pobierania zasiłków dla bezrobotnych, odsetek bezrobotnych długookresowo i konkurencyjność rynku).

3. Dane

Jak wspomniano we wprowadzeniu, duża część analiz empirycznych dotyczących krzywej płac (w tym wymienione we wstępie badania innych autorów nt. polskiej gospodarki) opiera się na danych mikroekonomicznych, które pozwalają m.in. na wyodrębnianie różnic płacowych według płci, wieku czy poziomu wykształcenia. Alternatywne podejście polega na wykorzystaniu danych agregatowych na poziomie regionalnym. Jest to również podejście zastosowane w poniższym opracowaniu. Prezentowane analizy opierają się na publikowanych przez GUS danych regionalnych w podziale na nowe województwa. Badany okres (1995–2005) wynika z dostępności danych statystycznych. GUS przeszacował większość danych dotyczących nowych województw od 1995 r.; wcześniejsze dane nie są zatem dostępne. Ponadto dane regionalne są publikowane przez GUS z dość dużym opóźnieniem.

Jeżeli chodzi o dane dotyczące stóp bezrobocia, to w przypadku polskiej gospodarki pojawiają się dwa problemy: z jednej strony występowanie bezrobocia ukrytego, szczególnie w województwach typowo rolniczych, z drugiej zaś przeszacowanie danych pocho-

dzących z rejestracji i praca w szarej strefie (por. Góra 2005). Dlatego dane dotyczące stóp bezrobocia w poszczególnych województwach pochodzące z rejestracji mogą nie odzwierciedlać faktycznej sytuacji na rynku pracy. W prezentowanym opracowaniu wykorzystane zostały zatem dane z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności³.

Jeżeli chodzi o płace, to w opracowaniu uwzględniono fakt, że publikowane przez GUS dane o przeciętnych miesięcznych wynagrodzeniach brutto dotyczą głównie sektora przemysłowo-budowlanego i usługowego. Większość pracujących w rolnictwie są to bowiem osoby pracujące na własny rachunek i osiągające z tego tytułu dochody. Tylko niewielka część zatrudnionych w tym sektorze otrzymuje płace. W 1995 r. było to około 170 tys. osób, w 2005 r. już tylko około 83 tys. osób („Biuletyn Statystyczny”, różne wydania z lat 1996–2007). Są to osoby zatrudnione m.in. w państwowym leśnictwie, łowiectwie oraz w gospodarstwach doświadczalnych. W niniejszym opracowaniu dane dotyczące poziomu płac zostały więc skorygowane poprzez wyliczenie średnich, ważonych liczbą pracujących, poziomów płac realnych w poszczególnych województwach z pominięciem sektora rolniczego. Płace zostały urealnione deflatorem PKB⁴.

³ Jak wspomniano, dane indywidualne z BAEL nie były reprezentatywne dla województw w starym podziale administracyjnym, jednak dane z lat 1995–1998 zostały przeszacowane zgodnie z metodologią stosowaną od 1999 r., tak że publikowane przez GUS dane regionalne w nowym przekroju administracyjnym są porównywalne z późniejszymi.

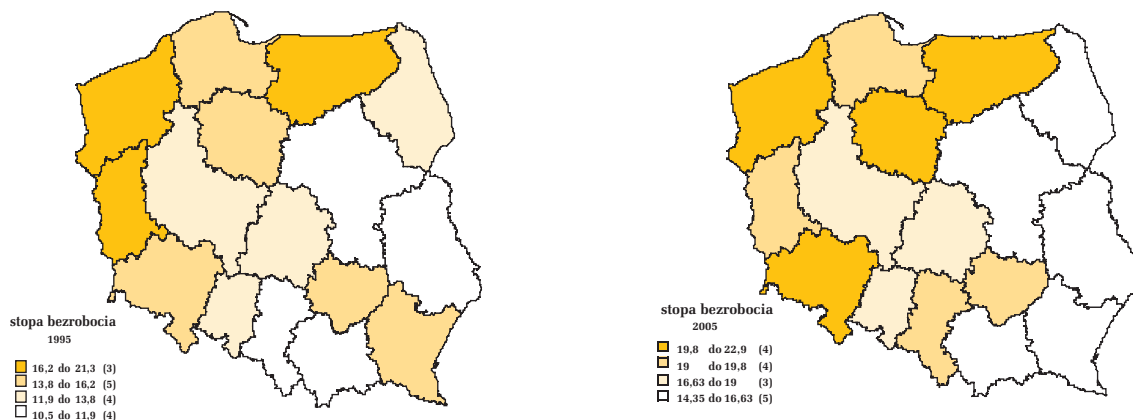
⁴ Płace realne na gruncie prezentowanej teorii ujmowane są od strony kosztów ponoszonych przez pracodawcę. Dlatego w opracowaniu płace realne mierzone są w cenach producenta (płace nominalne urealnione zostały deflatorem PKB).

4. Regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia i płac w Polsce w latach 1995–2005

Obserwując dane dotyczące regionalnych stóp bezrobocia w Polsce można zauważyć nie tylko ich silne zróżnicowanie, ale również utrzymywanie się różnic w czasie. Regiony z wysokim poziomem bezrobocia na początku analizowanego okresu cechowały się również wysokim bezrobociem po 10 latach. Istniejące różnice są w dużym stopniu wynikiem zmian, które nastąpiły na początku okresu transformacji. Likwidacja Państwowych Gospodarstw Rolnych na początku lat dziewięćdziesiątych w największym stopniu dotknęła województwa Polski północnej i północno-zachodniej (zachodniopomorskie, pomorskie, lubuskie, kujawsko-pomorskie i warmińsko-mazurskie). Większość osób pracujących w tych regionach w sektorze rolniczym była zatrudniona w rolnictwie państwowym. Likwidacja PGR-ów spowodowała tam dość szybki wzrost bezrobocia. W województwie łódzkim wzrost bezrobocia na początku okresu transformacji był wynikiem likwidacji bądź upadłości większości zakładów włókienniczych i odzieżowych. Ze względu na fakt, że duża część osób, które straciły pracę na początku przemian gospodarczych, były to osoby z wykształceniem podstawowym lub zawodowym, ich szanse na znalezienie innej pracy były dość niskie (por. też. Góra, Sztanderska 1998, s. 7). Osoby, które trafiły do zasobu bezrobocia, pozostały tam przez dłuższy czas, a powstałe na początku lat dziewięćdziesiątych różnice między regionami utrzymywały się.

Po początkowym okresie restrukturyzacji i likwidacji wielu przedsiębiorstw państwowych (1991–1994) stopa bezrobocia w 1995 r. w większości regionów ukształtowała się na relatywnie wysokim

Mapa 1. Regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia w Polsce w 1995 i 2005 r.



Źródło: GUS, Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski, wydania z 1996 i 2006 r.

Tabela 1. Zmiany stóp bezrobocia na regionalnych rynkach pracy w Polsce w latach 1995–2005 (w punktach procentowych)

Województwo	1995–1998	1998–2002	2003–2005	1995–2005
Dolnośląskie	-2,5	12,4	-3,2	6,7
Kujawsko-pomorskie	-4,3	9,6	-1,7	3,7
Lubelskie	-2,8	8,7	-2,2	3,7
Lubuskie	-4,8	14,0	-7,1	2,2
Łódzkie	-2,6	9,6	-3,0	4,0
Małopolskie	-2,4	8,0	-0,9	4,8
Mazowieckie	-2,6	8,1	-2,3	3,2
Opolskie	-1,9	9,1	-2,7	4,5
Podkarpackie	-3,6	7,9	-1,6	2,7
Podlaskie	-1,6	6,6	-2,5	2,5
Pomorskie	-4,7	10,3	-2,6	3,1
Śląskie	-1,2	10,4	-1,1	8,1
Świętokrzyskie	-1,1	6,1	0,2	5,2
Warmińsko-mazurskie	-5,0	9,7	-5,6	-0,9
Wielkopolskie	-4,5	10,1	-1,1	4,6
Zachodniopomorskie	-1,0	10,2	-3,4	5,8
POLSKA	-2,8	9,4	-2,2	4,5

Źródło: obliczenia własne na podstawie GUS, Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski, różne wydania z lat 1996–2006.

poziomie (od 10 do 21% lokalnej siły roboczej, por. mapa 1). Zmiany, które nastąpiły w kolejnych latach, w różnym stopniu dotknęły poszczególne regionalne rynki pracy. W latach 1995–1998 we wszystkich województwach stopy bezrobocia spadły (por. tabela 1). Największy spadek (o ponad 4 punkty procentowe) miał miejsce w województwach: kujawsko-pomorskim, lubuskim, pomorskim, warmińsko-mazurskim

i wielkopolskim. Najmniejsze zmiany (około 1 punktu procentowego) zaszły w województwach: śląskim, świętokrzyskim i zachodniopomorskim. W latach 1999–2002 we wszystkich województwach stopy bezrobocia wykazywały tendencję rosnącą. Szczególnie silny był wzrost w województwach lubuskim i dolnośląskim (o odpowiednio 14 i 12 punktów procentowych) oraz śląskim, pomorskim, zachodniopo-

Tabela 2. Charakterystyki regionalnych stóp bezrobocia i płac w latach 1995–2005

Rok	Stopy bezrobocia						Płace					
	mini-malna	maksymalna	wszystkie regiony		bez mazowieckiego		mini-malna	maksymalna	wszystkie regiony		bez mazowieckiego	
			WZ	MM	WZ	MM			WZ	MM	WZ	MM
1995	10,6	21,3	0,21	0,50	0,21	0,50	1179	1690	0,10	0,70	0,09	0,70
1996	9,5	21,0	0,23	0,45	0,23	0,45	1256	1781	0,10	0,70	0,09	0,71
1997	8,9	19,4	0,23	0,46	0,23	0,46	1385	1967	0,10	0,70	0,08	0,75
1998	7,8	16,3	0,23	0,48	0,23	0,48	1401	2159	0,12	0,65	0,08	0,73
1999	11,5	22,0	0,20	0,52	0,20	0,53	1499	2394	0,13	0,63	0,07	0,77
2000	11,7	23,6	0,19	0,49	0,18	0,49	1603	2524	0,12	0,63	0,06	0,82
2001	13,1	24,3	0,18	0,54	0,17	0,54	1615	2604	0,13	0,62	0,07	0,79
2002	16,2	26,3	0,18	0,62	0,18	0,62	1564	2664	0,14	0,59	0,08	0,77
2003	16,0	26,1	0,16	0,62	0,16	0,62	1662	2741	0,14	0,61	0,07	0,78
2004	14,6	25,0	0,16	0,58	0,15	0,62	1604	2704	0,14	0,59	0,08	0,75
2005	14,4	22,9	0,15	0,63	0,14	0,63	1477	2747	0,16	0,54	0,10	0,69

Źródło: obliczenia własne na podstawie GUS, Roczni Statystyczny Województwu, Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski, różne wydania z lat 1996–2006.

morskim i wielkopolskim (o ponad 10 punktów procentowych w stosunku do stanu z 1998 r.). Relatywnie małe zmiany zaszły w regionach Polski wschodniej i południowo-wschodniej. Począwszy od 2003 r. wraz z ożywieniem gospodarczym nastąpiły również pozytywne zmiany na rynku pracy. W latach 2003–2005 roku w większości województw stopy bezrobocia spadły (wyjątkiem było województwo świętokrzyskie, gdzie stopa bezrobocia utrzymała tendencję rosnącą do 2004 r.).

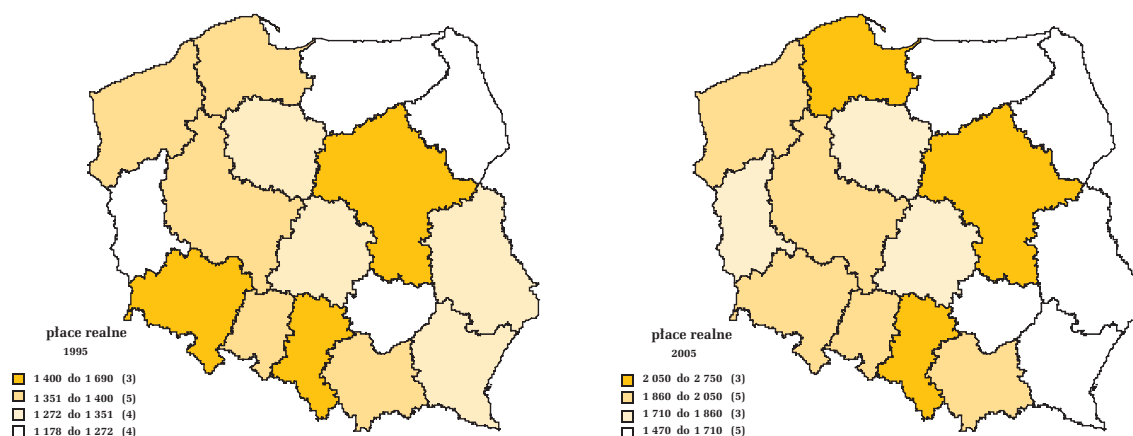
Obserwując łączne zmiany w latach 1995–2005, można zauważyć, że w stosunku do 1995 r. prawie we wszystkich województwach stopy bezrobocia wzrosły (wyjątkiem było warmińsko-mazurskie). Największe zmiany zaszły w województwach dolnośląskim i śląskim, gdzie stopy bezrobocia wzrosły odpowiednio o 6,7 i 8,1 punktu procentowego (por. też mapa 1). Województwem o najwyższej stopie bezrobocia w 2005 r. było zachodniopomorskie. Istotne zmiany zaszły też w województwie podkarpackim, które z regionu o relatywnie wysokiej stopie bezrobocia stało się regionem o relatywnie niskim (na tle kraju) bezrobociu.

Analizując zróżnicowanie stóp bezrobocia między województwami (por. wykres 1A w aneksie), można zauważyć, że przez cały badany okres regiony Polski północnej i północno-zachodniej cechowały się najwyższymi stopami bezrobocia, natomiast w Polsce południowo-wschodniej regionalne stopy bezrobocia były poniżej średniej krajowej. Jeżeli chodzi o różnice między województwami, to porównując dane z początku i końca badanego okresu, można zauważyć zmniejszenie regionalnego zróżnicowania stóp bezrobocia (por. tabela 2). W 1995 r. stosunek najniższej obserwowanej stopy bezrobocia do najwyższej wynosił 0,50, w 2005 r. – 0,63.

Przechodząc do analiz regionalnego zróżnicowania płac realnych, należy powiedzieć, że istniejące dysproporcje płacowe w polskiej gospodarce są w dużym stopniu wynikiem funkcjonowania przez kilkadziesiąt lat systemu gospodarki centralnie planowanej. Deformacje w sektorowej strukturze płac wynikały z prymatu sektora przemysłowego nad pozostałymi sektorami (przede wszystkim nad sektorem usługowym). Płace w sektorze przemysłowym (w szczególności w niektórych branżach, jak górnictwo czy metalurgia) kształtowały się na znacznie wyższym poziomie niż w pozostałych sektorach ekonomicznych, aby zwiększać bodźce do rozwoju wybranych gałęzi przemysłu (por. Welfe 1997, s. 460–461). Przeciętna płaca w górnictwie była około dwukrotnie wyższa niż średnia płaca w Polsce. W 1995 r. najwyższy poziom płac był notowany w województwie śląskim (około 117% średniej krajowej; por. mapa 2). Niewiele niższe płace były w województwie mazowieckim (około 114% średniej płacy w Polsce). Najniższe płace w 1995 r. obserwowano w województwach podlaskim (około 82% średniej) oraz lubuskim, świętokrzyskim i warmińsko-mazurskim (około 87–88% średniej krajowej).

Obserwując tempo wzrostu płac (w sektorze przemysłowym, budowlanym i usługowym) w badanym okresie, można zauważyć szybki wzrost płac w latach 1995–1998 (przeciętnie w tempie prawie 7% rocznie, por. tabela 3). Największe tempo wzrostu płac zanotowano w województwie mazowieckim (o ponad 9% rocznie), najniższe w województwie świętokrzyskim i śląskim (o około 3,6 i 4,4% średniorocznie). Wraz z osłabieniem tempa wzrostu gospodarczego i pogarszaniem sytuacji na rynku pracy tempo wzrostu płac zaczęło słabnąć. W latach 1999–2001 kształtowało się na średnim poziomie około 4,8%, a w latach 2002–2005

Mapa 2. Regionalne zróżnicowanie płac (bez sektora rolniczego) w Polsce w 1995 i 2005 r. (płace nominalne urealnione deflatorem PKB, PLN, ceny stałe z 2000 r.)



Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS, Rocznik Statystyczny Województw oraz Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski, różne wydania z lat 1996–2006.

Tabela 3. *Dynamika zmian płac realnych w poszczególnych województwach w latach 1995–2005*

Województwa	Przeciętne tempo wzrostu				Łączny wzrost (1995 = 100)
	1996–1998	1999–2001	2002–2005	1996–2005	1996–2005
POLSKA	106,9	104,8	100,7	103,8	144,8
Dolnośląskie	105,5	104,5	101,7	103,7	143,0
Kujawsko-pomorskie	106,2	104,0	100,5	103,3	137,5
Lubelskie	105,3	104,0	99,3	102,5	127,0
Lubuskie	107,1	104,1	100,3	103,5	139,6
Łódzkie	104,6	103,9	100,6	102,8	131,3
Małopolskie	105,4	104,1	101,1	103,3	138,3
Mazowieckie	109,6	106,5	101,4	105,4	167,3
Opolskie	105,9	104,4	100,6	103,3	138,2
Podkarpackie	105,0	103,5	99,9	102,5	126,9
Podlaskie	107,5	103,5	99,4	103,0	133,4
Pomorskie	105,9	105,4	101,5	104,0	147,1
Śląskie	104,4	101,9	101,3	102,4	126,9
Świętokrzyskie	103,6	106,1	97,1	101,8	117,2
Warmińsko-mazurskie	104,6	106,2	99,7	103,1	135,1
Wielkopolskie	106,9	104,3	100,5	103,6	141,4
Zachodniopomorskie	105,0	104,5	100,3	103,0	133,8

Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS, *Rocznik Statystyczny Województw*, różne wydania z lat 1996–2006.

spadło jeszcze bardziej, do średniego poziomu około 0,7% rocznie. W województwach: lubelskim, podkarpackim, podlaskim, świętokrzyskim i warmińsko-mazurskim nastąpił nawet nieznaczny spadek płac realnych. Podsumowując łączne zmiany, które zaszły w ciągu badanego okresu, można zauważyć, że największy wzrost płac w sektorze pozarolniczym miał miejsce w województwie mazowieckim (o około 67% w stosunku do początku badanego okresu), a najmniejszy – w województwach: świętokrzyskim, śląskim, podkarpackim i lubelskim (o około 19–27%).

Analizując regionalne zróżnicowanie płac pomiędzy województwami, należy powiedzieć, że było ono znacznie mniejsze niż w przypadku regionalnego zróżnicowania stóp bezrobocia. Poza województwem mazowieckim i śląskim, gdzie płace przez cały badany okres kształtowały się na znacznie wyższym, niż w pozostałych regionach, poziomie (por. wykres 2A w aneksie), regionalne różnice płac nie były duże. Były one znacznie mniejsze niż w przypadku regionalnego zróżnicowania stóp bezrobocia. Obserwując ich zmiany w czasie, można stwierdzić, że w badanym okresie różnice te się zwiększyły. Stosunek płacy najniższej do najwyższej zmniejszył się z 0,7 w 1995 r. do 0,54 w 2005 r. (por. tabela 2). Było to jednak głównie wynikiem wzrostu płac w województwie mazowieckim, gdzie względna płaca (w stosunku do przeciętnej w kraju) wzrosła ze 115% w 1995 r. do 132% w 2005 r. Po usunięciu z próby województwa mazowieckiego (por. tabela 2) okazuje

się, że relacja płacy najniższej do najwyższej w pozostałych regionach w 1995 i 2005 r. była podobna.

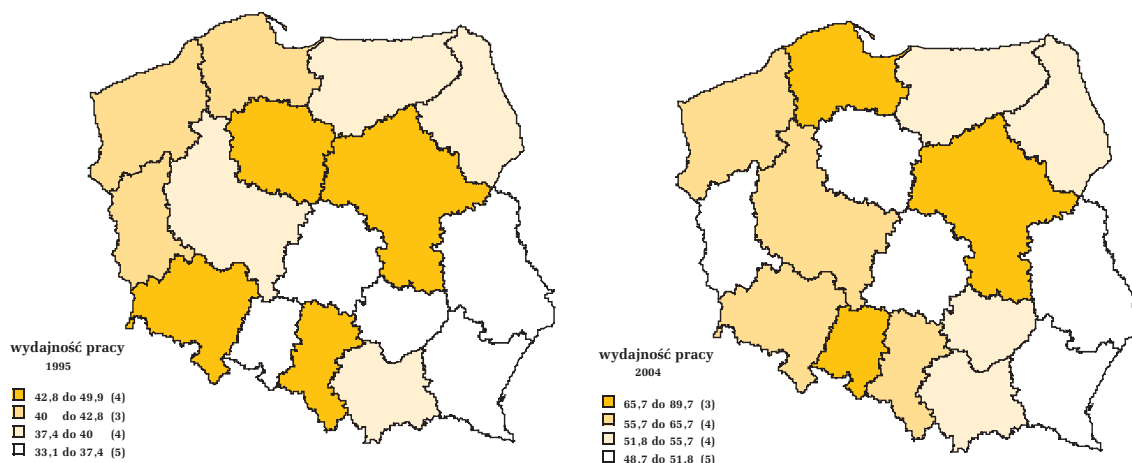
Porównując regionalne rozproszenie płac i stóp bezrobocia, można zauważyć, że jest ono znacznie większe w przypadku bezrobocia (por. współczynniki zmienności w tabeli 2). Jeżeli jednak pominiemy wspomniane powyżej, dość nietypowe, województwo mazowieckie, to rozproszenie płac będzie znacznie niższe. Świadczy to, że duża część zmienności płac przypada na ten region. W przypadku stóp bezrobocia, które charakteryzowały się znacznie większą zmiennością niż płace, wykluczenie mazowieckiego nie zmienia istotnie omawianych współczynników.

5. Pozostałe czynniki determinujące presję płacową

Jak wspomniano, w literaturze wymienia się dwie grupy czynników istotnie oddziałujących na wielkość presji płacowej i tym samym wywołujących zróżnicowanie płac w poszczególnych przekrojach przy danej stopie bezrobocia (por. Layard et al. 2005, s. 173):

- czynniki wewnętrzne dla przedsiębiorstwa: wydajność pracy, siła związków zawodowych i koszty produkcji (np. ceny dóbr importowanych),
- czynniki zewnętrzne dla przedsiębiorstwa: sytuacja na rynku pracy, wysokość i długość okresu po-

Mapa 3. Regionalne zróżnicowanie wydajności pracy (bez sektora rolniczego) w Polsce w 1995 i 2004 r. * (tys. PLN, ceny stałe z 2000 r.)



* zob. uwaga w przypisie 6.

Źródło: Rocznik Statystyczny Województw, Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski, różne wydania z lat 1996-2006 oraz www.stat.gov.pl

bierania zasiłków dla bezrobotnych, konkurencyjność rynku oraz odsetek bezrobotnych długookresowo.

Część wymienionych czynników nie może być wzięta pod uwagę w prezentowanych analizach, ponieważ nie są one zróżnicowane regionalnie (wysokość zasiłków dla bezrobotnych⁵) lub brakuje danych na poziomie regionów (ceny dóbr importowanych). W dalszych analizach przyjmuje się zatem, że dla zróżnicowania płac w polskiej gospodarce duże znaczenie mogą mieć różnice w wydajności pracy, odsetek bezrobotnych długookresowo, konkurencyjność rynku (mierzona w opracowaniu udziałem pracujących w sektorze usług) oraz siła związków zawodowych (mierzona udziałem pracujących w sektorze przemysłowym).

Jeżeli chodzi o pierwszy z wymienionych czynników, to związek pomiędzy poziomem płac realnych a wydajnością jest w literaturze dość dokładnie przeanalizowany i potwierdzony. Obserwując regionalne zróżnicowanie wydajności pracy w Polsce w latach 1995-2004⁶ (poza rolnictwem; por. mapa 3), można zauważyć, że regiony o wyższej wydajności pracy (mierzonej wartością dodaną brutto na pracującego) charakteryzują się przeciętnie wyższym poziomem płac realnych (więcej na temat regionalnego zróżnicowania płac i wydajności pracy w Polsce patrz m.in.

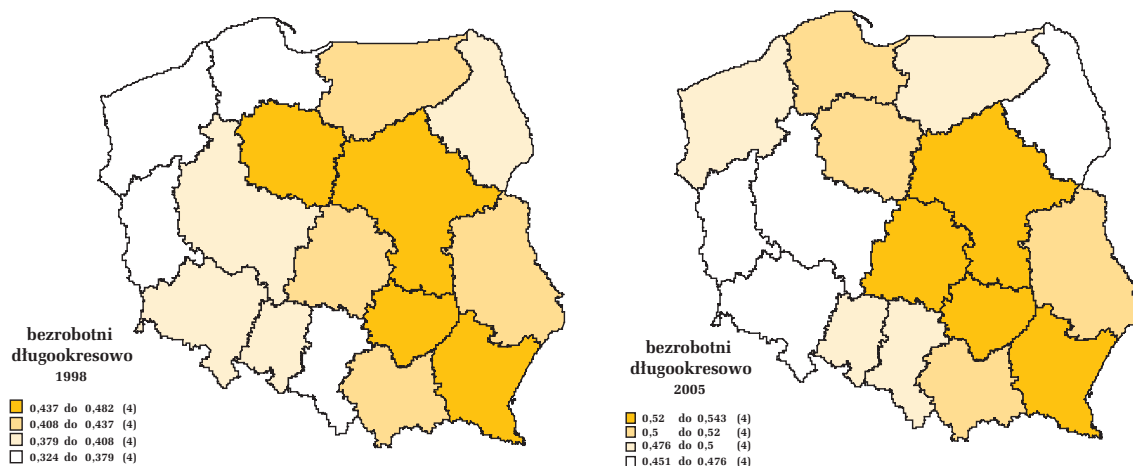
Rogut, Tokarski, 2001; 2005). Najwyższym poziomem wydajności pracy przez cały badany okres cechowało się województwo mazowieckie, najniższym w 1995 r. województwo łódzkie, w 2004 – województwo lubelskie. W stosunku do początku badanego okresu regionalne zróżnicowanie wydajności pracy znacznie wzrosło. W 1998 r. relacja wartości najmniejszej do największej wyniosła 0,67, w 2004 r. – już 0,54.

Jeżeli chodzi o drugi z wymienionych czynników wywołujących presję płacową, to teoretyczne uzasadnienie zależności pomiędzy odsetkiem bezrobotnych długookresowo (mierzonym jako relacja bezrobotnych poszukujących pracy dłużej niż 12 miesięcy do ogółu bezrobotnych) wpływa m.in. z modeli *insider* – *outsider* (swoi – obcy; uczestnik – osoba postronna). *Insider* (uczestnik, swój) to osoba zatrudniona w danym przedsiębiorstwie, *outsider* (osoba postronna, obcy) to osoba niezatrudniona, poszukująca pracy. W modelach tych przyjmuje się, że pracujący w danym przedsiębiorstwie dysponują pewną siłą przetargową i mogą wpływać na poziom stawek płac. Siła zatrudnionych wynika z kosztów rotacji kadr, czyli kosztów związanych ze zwalnianiem obecnie pracujących, przyjmowaniem nowych i ich szkoleniem; kosztów związanych z ewentualnym utrudnianiem pracy i szykanowaniem nowych pracowników, jeżeli pracownikom wydaje się, że nowo zatrudnieni są dla nich zagrożeniem, oraz kosztów związanych z reakcją wysiłku pracowników na rotację (por. Snowden et al. 1998, s. 333-335; Kwiatkowski 2002, s. 196-203; Kucharski 2000, s. 57-61 lub Rogut 2005). Żądania płacowe *insiderów* zależą również od siły przetargowej *outsiderów*. Im wyższy jest odsetek bezrobotnych długookresowo na rynku pracy, tym większe żądania płacowe mogą wysuwać obecnie zatrudnieni. Zakłada się bo-

⁵ Długość okresu pobierania zasiłków dla bezrobotnych jest w Polsce zróżnicowana regionalnie i zależy od wysokości stopy bezrobocia na obszarze powiatowego urzędu pracy. Zasady pobierania zasiłków dla bezrobotnych dotyczą sytuacji na powiatowych rynkach pracy. Ponieważ analizy prowadzone w pracy opierają się na danych dotyczących województw, a odsetek osób bezrobotnych mających prawo do zasiłku jest relatywnie niewielki (w końcu marca 2007 r. stanowiły one 13,5% wszystkich osób zarejestrowanych jako bezrobotne; www.psz.praca.gov.pl) czynnik ten został pominięty.

⁶ GUS publikuje dane dotyczące wartości dodanej brutto w przekroju regionalnym z dość dużym opóźnieniem. Ostatnie dostępne dane dotyczą 2004 r.

Mapa 4. Regionalne zróżnicowanie odsetka bezrobotnych długookresowo (mierzonego udziałem osób bezrobotnych poszukujących pracy dłużej niż 12 miesięcy do ogółu bezrobotnych) w Polsce w 1998 i 2005 r.



Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS, Rocznik Statystyczny Województw, różne wydania z lat 1998-2005.

wiem, że wraz z wydłużaniem się okresu pozostawania bez pracy następuje coraz większa utrata kwalifikacji zawodowych osób bezrobotnych. Tym samym są oni mniejszym zagrożeniem dla osób pracujących.

Regionalne zróżnicowanie udziału bezrobotnych długookresowo w ogóle bezrobotnych w latach 1998-2005⁷ przedstawiono na mapie 4. Wynika z nie-

go, że wysokie bezrobocie długookresowe występuje w regionach Polski wschodniej i południowo-wschodniej. Bezrobocie ma tam dość stagnacyjny charakter. Analizując stopy odpływów z bezrobocia i napływów do zasobu bezrobocia, można zauważyć, że w tych regionach są one stosunkowo niskie (por. m.in. Rogut, Tokarski 2002). Oznacza to małe prawdopodobieństwo opuszczenia zasobu bezrobocia przez osobę, która do niego trafiła. Województwa Polski zachodniej to

⁷ Wcześniejsze dane w przekroju regionalnym nie są dostępne.

Tabela 4. Sektorowa struktura pracujących w polskiej gospodarce przeciętnie w latach 1995-2005 (w % pracujących ogółem)

Województwa	Odsetek pracujących w:		
	rolnictwie	przemśle i budownictwie	usługach
POLSKA	0,19	0,31	0,50
Dolnośląskie	0,10	0,34	0,56
Kujawsko-pomorskie	0,20	0,31	0,49
Lubelskie	0,40	0,19	0,41
Lubuskie	0,11	0,34	0,56
Łódzkie	0,20	0,32	0,48
Małopolskie	0,24	0,30	0,46
Mazowieckie	0,19	0,24	0,57
Opolskie	0,18	0,35	0,47
Podkarpackie	0,30	0,29	0,41
Podlaskie	0,36	0,21	0,43
Pomorskie	0,11	0,31	0,58
Śląskie	0,05	0,44	0,51
Świętokrzyskie	0,34	0,26	0,40
Warmińsko-mazurskie	0,18	0,29	0,53
Wielkopolskie	0,19	0,34	0,47
Zachodniopomorskie	0,09	0,30	0,61

Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS, Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski, różne wydania z lat 1996-2006.

regiony o stosunkowo dynamicznym charakterze bezrobocia (relatywnie wysokich stopach zarówno odpływów, jak i napływów i co za tym idzie relatywnie niskim udziale bezrobocia długookresowego).

Obserwując zmiany bezrobocia długookresowego można zauważyć, że jego wielkość w badanym okresie znacznie wzrosła. W latach 1999–2003 przeciętny udział bezrobotnych długookresowo zwiększył się z poziomu 0,39 do około 0,52. Oznacza to, że ponad połowa zarejestrowanych w 2003 r. bezrobotnych poszukiwała pracy dłużej niż 12 miesięcy. Od 2004 r. wraz z polepszaniem się sytuacji na rynku pracy można zaobserwować spadek odsetka osób bezrobotnych długookresowo. Jeżeli chodzi o różnice pomiędzy regionami, to w badanym okresie zmniejszyły się (współczynnik zmienności spadł z ponad 0,11 do 0,05).

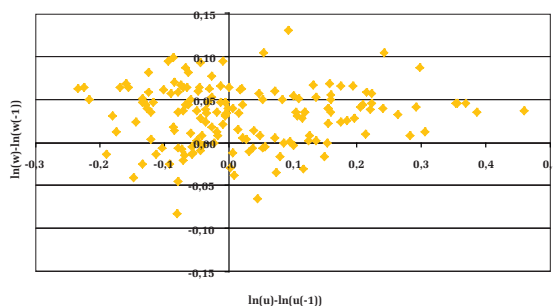
Kolejnym czynnikiem, który może tłumaczyć występujące pomiędzy regionami różnice płac realnych, jest odmienna struktura pracujących. W niniejszym opracowaniu przyjmuje się, że regionalna struktura pracujących może odzwierciedlać w pewnym stopniu zarówno stopień konkurencyjności rynków (mierzony udziałem sektora usługowego w ogóle pracujących), jak i presję płacową związków zawodowych (mierzoną udziałem pracujących w sektorze przemysłowym⁸).

Analizując sektorową strukturę pracujących w poszczególnych województwach (por. tabela 4), można zauważyć, że województwa Polski wschodniej i południowo-wschodniej to regiony o przestarzałej strukturze pracujących (wysokim odsetku pracujących w sektorze rolniczym oraz relatywnie niskim udziale usług). Województwa zachodnie i północno-zachodnie cechują się wysokim odsetkiem pracujących w sektorze usług i niskim w sektorze rolniczym (więcej na temat sektorowego zróżnicowania pracujących w Polsce por. m.in.: Tokarski 2005; Rogut, Lipowski 2005).

6. Empiryczna weryfikacja krzywej płac w gospodarce polskiej

Głównym celem prowadzonych w tym opracowaniu analiz jest próba odpowiedzi na pytanie, czy płace dostosowują się do zmian sytuacji na regionalnych rynkach pracy, czyli czy zmiany poziomu lokalnych stóp bezrobocia przekładają się na zmiany płac realnych. Na wykresie 1 przedstawione zostały zmiany stóp bezrobocia i zmiany płac realnych na regional-

Wykres 1. Dynamika płac i bezrobocia na regionalnych rynkach pracy w Polsce w latach 1995–2005



Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS, Rocznik Statystyczny Województw oraz Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski, różne wydania z lat 1996–2006.

nych rynkach pracy. Obserwując przedstawioną chmurę punktów, trudno potwierdzić występowanie istotnej zależności pomiędzy dynamiką badanych zmiennych; jeżeli występuje, to jest bardzo słaba.

Aby dokładnie przeanalizować związek pomiędzy sytuacją na regionalnym rynku pracy a poziomem płac, przedstawiono kształtowanie się powyższych wielkości dla każdego badanego roku oddzielnie (por. rysunek 3A w aneksie). Na tej podstawie można potwierdzić występowanie pewnej ujemnej zależności pomiędzy poziomem płac a sytuacją na lokalnym rynku pracy w poszczególnych latach, aczkolwiek zależność ta znów jest dość słaba.

Aby móc odpowiedzieć na pytanie, czy w polskiej gospodarce istnieje zależność pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia na regionalnym rynku pracy, czyli czy województwa, w których stopa bezrobocia kształtowała się na wysokim (niskim) poziomie, cechowały się niskim (wysokim) poziomem płac, stworzono ranking województw (por. Sibley, Walsh 2002, s. 4). Oceniana była pozycja każdego województwa w danym roku zarówno pod względem stopy bezrobocia, jak i poziomu płac. Dla każdej z tych zmiennych opracowano oddzielny ranking. Metoda oceniania pozycji województwa była bardzo prosta: województwo, które w danym roku odznaczało się najniższym poziomem bezrobocia, otrzymywało 1 punkt, województwo o najwyższej stopie bezrobocia odpowiednio 16 punktów. Ponieważ ocenę przeprowadzono dla każdego z 11 badanych lat, minimalna liczba punktów wynosiła 11 (co oznaczałoby, że przez cały badany okres dane województwo cechowało się najniższą stopą bezrobocia), a maksymalna liczba punktów – 176 (w przypadku, gdyby dane województwo przez wszystkie badane 11 lat odznaczało się najwyższą stopą bezrobocia). Analogiczny ranking przeprowadzono, oceniając poziom płac, przy czym

⁸ Ze względu na brak wiarygodnych danych dotyczących stopnia uzwiązkowienia na poziomie regionalnym w polskiej gospodarce, została przyjęta hipoteza, że związki zawodowe działają w dużych zakładach przemysłowych. Tym samym zakłada się, że im wyższy jest udział pracujących w sektorze przemysłowym, tym silniejsza jest pozycja związków zawodowych w danym regionie. Presję związków zawodowych lepiej odzwierciedlałyby dane dotyczące liczby dużych podmiotów gospodarczych (zatrudniających więcej niż 250 osób), niestety takie dane nie są dostępne na poziomie regionalnym.

Tabela 5. *Ranking województw pod względem poziomu stóp bezrobocia i płac realnych w latach 1995–2005*

Województwo	Liczba punktów w rankingu stóp bezrobocia	Grupa	Województwo	Liczba punktów w rankingu płac	Grupa
Lubelskie	25	4	Mazowieckie	12	1
Mazowieckie	29	1	Śląskie	21	1
Małopolskie	33	1	Dolnośląskie	39	5
Podlaskie	45	4	Pomorskie	39	5
Wielkopolskie	51	1	Wielkopolskie	57	1
Opolskie	78	2	Małopolskie	69	1
Podkarpackie	81	1	Zachodniopomorskie	78	5
Śląskie	84	1	Opolskie	81	2
Łódzkie	94	2	Kujawsko-pomorskie	106	3
Świętokrzyskie	99	4	Łódzkie	113	4
Pomorskie	113	5	Lubelskie	116	2
Kujawsko-pomorskie	132	3	Warmińsko-mazurskie	136	3
Lubuskie	152	3	Lubuskie	144	3
Dolnośląskie	158	5	Podkarpackie	154	4
Zachodniopomorskie	159	5	Podlaskie	164	4
Warmińsko-mazurskie	163	3	Świętokrzyskie	167	4

Źródło: obliczenia własne.

1 punkt otrzymywało województwo o najwyższym poziomie płac w danym roku, 16 punktów – województwo o najniższych płacach. Wyniki rankingu przedstawia tabela 5. Gdyby koncepcja krzywej płac w gospodarce polskiej była prawdziwa we wszystkich latach, układ województw w przypadku stopy bezrobocia i płac powinien być w tabeli 5 ten sam, co oznaczałoby, że województwa o najniższych stopach bezrobocia cechowały się najwyższymi płacami. Obserwując jednak dane w tabeli 5, można stwierdzić, że tak nie jest, i wyodrębnić kilka grup województw:

- 1) województwa o relatywnie niskiej stopie bezrobocia i wysokim poziomie płac (mazowieckie, śląskie, wielkopolskie, małopolskie),
- 2) województwa o średnim poziomie zarówno stóp bezrobocia, jak i płac (łódzkie, opolskie),
- 3) województwa o wysokiej stopie bezrobocia i niskim poziomie płac (warmińsko-mazurskie, lubuskie, kujawsko-pomorskie),
- 4) województwa o niskiej stopie bezrobocia i niskim poziomie płac (lubelskie, podlaskie, podkarpackie i świętokrzyskie),
- 5) województwa o wysokiej stopie bezrobocia i relatywnie wysokim poziomie płac (dolnośląskie, pomorskie i zachodniopomorskie).

O ile w przypadku trzech pierwszych grup województw można potwierdzić występowanie ujemnej zależności pomiędzy poziomem płac a sytuacją na lokalnym rynku pracy, o tyle województwa należące do dwóch ostatnich grup były pod tym względem nietypowe. Do pierwszej z nich należą

regiony Polski wschodniej i południowo-wschodniej, z niską stopą bezrobocia, ale wysokim bezrobociem ukrytym (por. m.in. Tokarski 2005, s. 133–134). Faktyczna stopa bezrobocia jest zatem w tych województwach wyższa, co może wpływać na niski poziom płac realnych. W ostatniej z wymienionych grup są województwa Polski zachodniej i północnej z wysokim poziomem bezrobocia. W tych województwach, szczególnie w dolnośląskim i zachodniopomorskim, faktyczna stopa bezrobocia może być znacznie niższa, ze względu na pracujących w szarej strefie w przygranicznym sektorze usług. Wsokie płace przeciętne w województwie dolnośląskim są również wynikiem znaczącego odsetka pracujących w przemyśle wydobywczym, gdzie wynagrodzenia są znacznie wyższe niż w pozostałych sekcjach przemysłu. W pomorskim i zachodniopomorskim przyczyną relatywnie wysokich płac może być wysoki (na tle kraju) odsetek zatrudnionych w usługach.

W celu empirycznej weryfikacji hipotezy o wzajemnym związku pomiędzy sytuacją na regionalnym rynku pracy a poziomem płac oszacowano parametry równania krzywej płac o postaci:

$$\ln(w_{it}) = \eta_i + \alpha \ln(w_{it-1}) + \beta_1 \ln(u_{it}) + \beta_2 \ln(u_{it-1}) + \chi_k X_{kit} + \mu_i + \xi_{it} \quad (8)$$

gdzie:

w_{it} – poziom płac realnych w regionie i ($i = 1, 2, \dots, 16$) w roku t ($t = 1995, 1996, \dots, 2005$),

Tabela 6. Oszacowane wartości parametrów uproszczonej krzywej płac

log(u)	0,126 (2,933)	0,319 (13,595)	0,312 (13,409)	-0,119 (-1,906)	0,00585 (0,116)	-0,122 (-2,079)
skorygowany R ²	0,0878	0,844	0,616	0,963	-0,0026	0,911
Fixed region		Tak		Tak		
Fixed time				Tak		Tak
Random region			Tak		Tak	Tak
Random time					Tak	
2SLS	Tak	Tak	Tak	Tak	Tak	Tak
Wartości testu Chowa		58,07		164,98		
Wartości testu Hausmana			0,20		10,65	

Źródło: obliczenia własne.

u_{it} – stopa bezrobocia w regionie i ($i = 1, 2, \dots, 16$) w roku t ($t = 1995, 1996, \dots, 2005$),

η_i – zmienna odzwierciedlająca czynniki nieobserwowalne, specyficzne dla poszczególnych regionów,

μ_t – zmienna odzwierciedlająca czynniki nieobserwowalne, specyficzne dla poszczególnych okresów,

ζ_{it} – składnik losowy,

β_1 oraz β_2 – krótkookresowe elastyczności płac względem stopy bezrobocia, elastyczność długookresowa jest równa $\frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha}$,

α – parametr mierzący sztywność płac na zmiany na lokalnym rynku pracy, im bardziej α jest zbliżona do jedności w wielkościach absolutnych, tym szybszy jest proces dostosowawczy,

X_k – wektor pozostałych zmiennych determinujących presję płacową, obejmujący: wydajność pracy (yl), odsetek bezrobotnych długookresowo (ltu), odsetek pracujących w przemyśle (lp) oraz odsetek pracujących w usługach (lu);

χ_k – elastyczność płac względem poszczególnych zmiennych determinujących presję płacową.

W przeprowadzonych analizach ekonometrycznych wzięto pod uwagę różnice między regionami wynikające z występowania pewnych nieobserwowalnych czynników. Uwzględnione zostały inne, poza stopą bezrobocia, czynniki determinujące presję płacową, jak również dynamiczny charakter rynku pracy i dostosowania płac do zmieniającej się w czasie sytuacji na rynku pracy. Ze względu na fakt, że badany okres jest dość krótki (1995–2005) zastosowano opóźnienia tylko o jeden okres.

Przedstawione w tabeli 6 wyniki estymacji parametrów uproszczonej krzywej płac, w której zmienną objaśniającą jest tylko regionalne zróżnicowanie sytuacji na rynku pracy mierzone stopą bezrobocia, wskazują na statystyczną istotność parametru przy zmiennej objaśniającej. Z przeprowadzonych testów (por. wartości testu Hausmana w tabeli 6) wynika, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku korelacji między zmiennymi objaśniającymi a nieobserwowalną, regionalnie zróżnicowaną częścią składnika losowego, czyli nie ma podstaw do odrzucenia

Tabela 7. Oszacowane wartości parametrów krzywej płac z uwzględnieniem wydajności pracy

log(u)	-0,0429 (-1,812)	-0,105 (-1,305)	-0,0546 (-1,460)	-0,131 (-1,829)	-0,0683 (-1,217)	-0,113 (-2,215)
log(yl)	0,698 (20,864)	0,830 (5,873)	0,731 (12,152)	0,183 (1,968)	0,399 (5,257)	0,353 (5,469)
skorygowany R ²	0,768	0,794	0,685	0,963	-0,581	0,881
Fixed region		tak		tak		
Fixed time				tak		tak
Random region			tak		tak	tak
Random time					tak	
2SLS	tak	tak	tak	tak	tak	tak
Wartości testu Chowa		2,72		38,53		
Wartości testu Hausmana			0,019		8,66	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 8. Oszacowane wartości parametrów rozszerzonej krzywej płac

log(u)	-0,101 (-2,037)	-0,161 (-3,047)	-0,0204 (-0,356)	-0,102 (-3,536)	-0,154 (-2,979)
log(yl)	0,402 (6,070)	0,283 (4,522)	0,284 (3,498)	0,188 (5,630)	0,321 (5,030)
log(lp)	0,110 (3,086)			0,0741 (2,302)	0,117 (3,378)
log(lu)		0,178 (3,625)		0,146 (3,285)	0,191 (3,882)
log(ltu)			0,0528 (1,162)		
skorygowany R ²	0,877	0,891	0,822	0,929	0,893
Fixed region					
Fixed time	tak	tak	tak	tak	tak
Random region	tak	tak	tak	tak	tak
Random time					
2SLS	tak	tak	tak	tak	tak

Źródło: obliczenia własne.

hipotezy, iż nieobserwowalne, regionalnie zróżnicowane czynniki mają charakter losowy. Analizy z uwzględnieniem nie tylko efektów regionalnych, ale też efektów czasowych wskazują na konieczność odrzucenia hipotezy zerowej o braku korelacji między efektami czasowymi a zmiennymi objaśniającymi. Przeprowadzone testy Chowa świadczą również o konieczności odrzucenia hipotezy o stałej wartości wyrazu wolnego zarówno w przekroju województw, jak i w czasie. Należy jednak zauważyć, że stopień objaśnienia zróżnicowania płac regionalnym zróżnicowaniem stóp bezrobocia jest niski. Wskazuje to na konieczność uwzględnienia innych czynników mogących determinować istniejące regionalne zróżnicowanie poziomu płac.

Uwzględnienie omawianych wcześniej czynników determinujących presję płacową (por. tabela 7 i 8) wskazuje, że regionalne zróżnicowanie wydajności pracy w największym stopniu determinuje regionalne zróżnicowanie płac w Polsce. Jeżeli chodzi o wpływ pozostałych czynników, to można zauważyć, że udział pracujących zarówno w sektorze przemysłowym, jak i usługowym był również zmienną staty-

stycznie istotną, determinującą regionalne różnice płac. Nie potwierdziła się natomiast hipoteza o istotnym wpływie odsetka bezrobotnych długookresowo na regionalne zróżnicowanie płac.

Uwzględnienie dynamicznego charakteru rynków pracy oraz faktu, że podmioty gospodarcze mogą z opóźnieniem reagować na zmiany sytuacji na lokalnym rynku pracy, wskazuje, iż w gospodarce polskiej płace reagują z około rocznym opóźnieniem na zmiany stopy bezrobocia. Krótkookresowa elastyczność płac względem stopy bezrobocia wynosi około -0,048 (por. tabela 9).

Z wcześniejszych analiz wynika jednak, że badając zależność między płacami a stopą bezrobocia na lokalnych rynkach pracy, należy wziąć pod uwagę niejednorodność badanego okresu. Tym samym do równania (8) wprowadzono zmienną przełącznikową d9901, przyjmującą wartość 1 w latach 1999–2001 i wartość 0 w pozostałych latach.

Wyniki estymacji parametrów równania ze zmienną przełącznikową (por. tabela 10) wskazują, że elastyczność płac realnych względem stopy bezrobocia była różna w poszczególnych podokresach.

Tabela 9. Oszacowane wartości parametrów dynamicznej postaci krzywej płac

log(wr(-1))	0,849 (14,798)	0,708 (6,113)	1,210 (0,771)	0,806 (14,457)
log(u)	-0,0496 (-4,788)	0,0954 (0,986)	0,0616 (0,276)	
log(ub(-1))		-0,126 (-1,488)	-0,0918 (-0,455)	-0,0481 (-4,826)
log(yl)	0,0873 (2,037)	0,179 (2,260)	-1,033 (-0,275)	0,118 (2,777)
skor. R ²	0,954	0,943	0,749	0,955
2SLS	Tak	Tak	Tak	Tak

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 10. Oszacowane wartości parametrów krzywej płac ze zmienną przełącznikową

log(wr(-1))	0,957 (49,340)	0,809 (14,602)
log(u)	-0,0537 (-4,876)	-0,0495 (-4,834)
log(u)*d9901	0,0449 (1,809)	0,0387 (1,714)
log(yl)		0,123 (2,963)
skor. R ²	0,952	0,960
2SLS	Tak	Tak

Źródło: obliczenia własne.

W latach 1995–1998 i 2002–2005 krótkookresowa elastyczność płac względem stopy bezrobocia wynosiła około -0,05. W latach 1999–2001 zależność pomiędzy poziomem płac a stopą bezrobocia była natomiast znacznie słabsza. Elastyczność krótkookresowa płac względem stopy bezrobocia była w tym okresie równa -0,01. Świadczy to, że płace bardzo słabo reagowały na wzrost stóp bezrobocia w badanym okresie.

Powyższe wyniki wskazują, że w zależności od sytuacji na rynku pracy płace różnie reagują na zmiany stóp bezrobocia. Pozytywne zmiany na rynku pracy związane ze spadkiem stóp bezrobocia wywołują istotne zmiany płac realnych. Należy przy tym podkreślić, że dostosowania te nie następują natychmiast. Przeprowadzone analizy wskazują, że płace dostosowują się do zmian sytuacji na lokalnym rynku pracy z rocznym opóźnieniem. Negatywne zmiany na rynku pracy związane ze wzrostem stóp bezrobocia praktycznie nie mają wpływu na zmiany płac realnych. Może to wskazywać, że płace w polskiej gospodarce są w dużym stopniu sztywne w dół.

5. Podsumowanie i wnioski

Przeprowadzone w opracowaniu analizy potwierdzają silną heterogeniczność regionalnych rynków pracy. Różnice między regionalnymi stopami bezrobocia sięgały 11 punktów procentowych. Najwyższe stopy bezrobocia były w województwach Polski zachodniej i północnej, najniższe – w części południowo-wschodniej. Zmiany, które zaszły w badanym okresie, nie były jednorodne zarówno pod względem kierunku, jak i wpływu na poszczególne regionalne rynki pracy. W 2005 r. we wszystkich województwach stopy bezrobocia były jednak wyższe niż w 1995 r. Ponadto można zaobserwować, że zmniejszyły się różnice w stopach bezrobocia między poszczególnymi regionami.

Regionalne zróżnicowanie płac w dużym stopniu wynikało z funkcjonowania w Polsce przez kilkadziesiąt lat systemu gospodarki centralnie planowanej. W 1995 r. najwyższe płace notowano w województwie śląskim. Jednak już od 1996 r. śląskie straciło pozycję lidera na rzecz województwa mazowieckiego. Zmiany w badanym okresie polegały głównie na szybkim (w porównaniu z pozostałymi regionami) wzroście płac w województwie mazowieckim i tym samym zwiększeniu różnic w stosunku do reszty kraju. W 1996 r. najniższe płace były na poziomie około 70% płacy najwyższej; w 2005 r. relacja ta wyniosła 54%.

Należy podkreślić, że z wyjątkiem województw mazowieckiego oraz śląskiego, gdzie płace kształtowały się na stosunkowo wysokim poziomie, różnice w płacach między pozostałymi województwami nie były znaczne. Regionalne zróżnicowanie płac w Polsce było znacznie słabsze, niż wynikałoby to z różnic między stopami bezrobocia.

Porównując regionalne zróżnicowanie płac i stóp bezrobocia, można stwierdzić występowanie kilku grup regionów: o niskiej stopie bezrobocia i wysokim poziomie płac (mazowieckie, śląskie, wielkopolskie, małopolskie), o średnim poziomie zarówno stóp bezrobocia, jak i płac (łódzkie, opolskie), o wysokiej stopie bezrobocia i niskim poziomie płac (warmińsko-mazurskie, lubuskie, kujawsko-pomorskie), o niskiej stopie bezrobocia i niskim poziomie płac (lubelskie, podlaskie, podkarpackie i świętokrzyskie), jak też o wysokiej stopie bezrobocia i relatywnie wysokim poziomie płac (dolnośląskie, pomorskie i zachodniopomorskie). Dwie ostatnie grupy to regiony, w których nie można potwierdzić występowania ujemnej zależności między poziomem płac a sytuacją na rynku pracy.

Przeprowadzone analizy empiryczne dla całego badanego okresu wskazują na występowanie ujemnej zależności pomiędzy badanymi zmiennymi, jednak zależność ta jest bardzo słaba. Czynnikiem w istotny sposób objaśniającym regionalne różnice między płacami jest natomiast wydajność pracy i struktura pracujących w poszczególnych województwach. Płace reagują z rocznym opóźnieniem na zmiany zachodzące na lokalnych rynkach pracy. Krótkookresowa elastyczność płac względem stopy bezrobocia kształtowała się na poziomie około -0,05. Uwzględnienie w analizach niejednorodności badanego okresu pozwala na stwierdzenie, że elastyczność płac była wyższa w okresach dobrej sytuacji na rynku pracy, kiedy stopa bezrobocia spadała. W latach 1999–2001 elastyczność płac była znacznie niższa (około -0,01), co wskazuje na występowanie pewnej sztywności płac w dół.

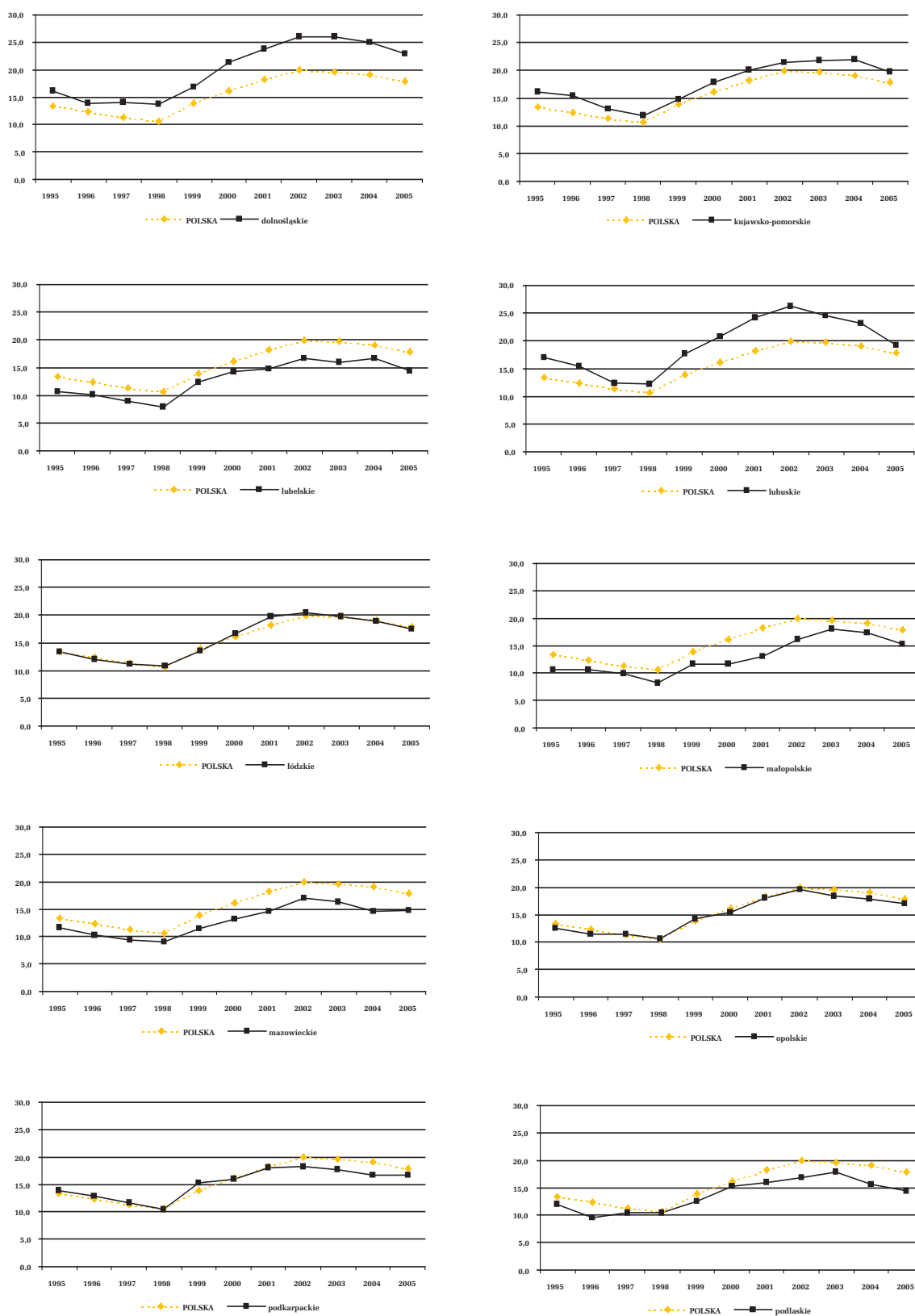
Podsumowując należy podkreślić, że przeprowadzone analizy empiryczne wskazują, że stopa bezrobocia w Polsce nie była czynnikiem w istotnym stopniu objaśniającym regionalne zróżnicowanie płac. Wyjaśnienia różnic w płacach pomiędzy województwami należałoby szukać raczej po stronie innych, niż stopa bezrobocia, czynników, w szczególności związanych z sektorową strukturą pracujących, jak również z regionalnym zróżnicowaniem zarówno kapitału ludzkiego, jak i rzeczowego, czyli czynników determinujących różnice wydajności pracy.

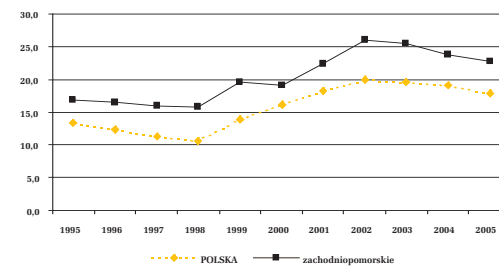
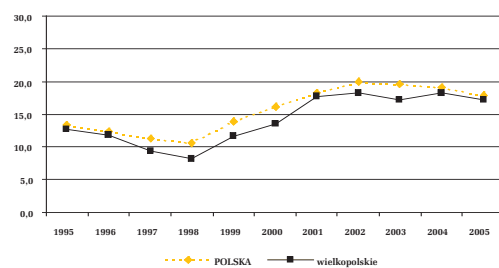
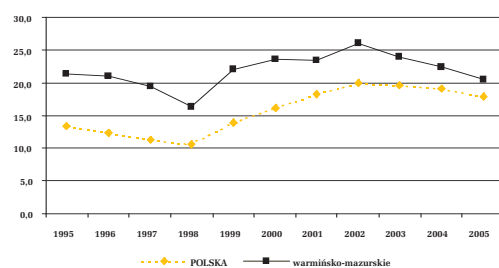
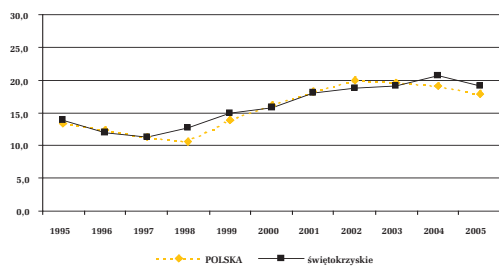
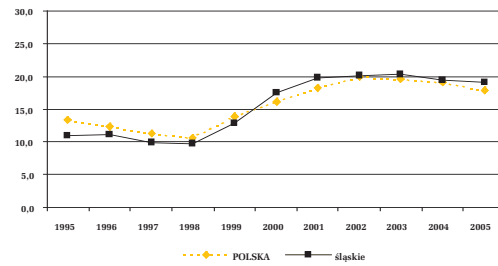
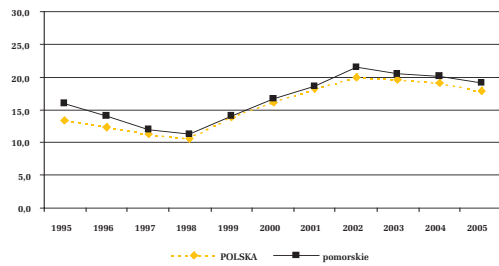
Bibliografia

- Blanchflower D.G., Oswald A.J. (1990), *The Wage Curve*, "Working Paper" No. 3181, NBER, Cambridge.
- Blanchflower D.G., Oswald A.J. (1994), *The Wage Curve*, MIT Press, Cambridge.
- Blanchflower D.G., Oswald A.J. (2005), *The Wage Curve Reloaded*, "Discussion Paper" No. 1665, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Duffy F., Walsh P. (2001), *Individual pay and outside options: Evidence from the Polish Labour Force Survey*, "Discussion Paper" No. 295, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Góra M. (2005), *Trwale wysokie bezrobocie w Polsce. Wyjaśnienia i propozycje*, „*Ekonomista*” nr 1, s. 27–47.
- Góra M., Sztanderska U. (1998), *Regional differences in labour market in Poland: Earnings, Unemployment Flows and Rates*, "Discussion Paper", No. 48, Ifo Institute for Economic Research.
- Krueger A.B., Summers L.H. (1991), *Efficiency Wages and Interindustry Wage Structure* w: N.G. Mankiw, D. Romer (red.), *New Keynesian Economics*, MIT Press, Cambridge.
- Kwiatkowski E. (2002), *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Marshall A. (1928), *Principles of Economics*, M. Arct Press, Warszawa.
- Iara A., Traistaru I. (2004), *How flexible are wages in EU accession countries*, "Labour Economics", Vol. 11, No. 4, s. 431–450.
- Rogut A. (2005), *Determinanty popytu na pracę w Polsce w okresie transformacji*, praca doktorska, w druku, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Rogut A., Lipowski W. (2005), *Regionalne zróżnicowanie płac w wybranych sektorach gospodarczych w Polsce*, „*Wiadomości Statystyczne*”, nr 1, s. 35–55.
- Rogut A., Tokarski T. (2001), *Regional diversity of wages in Poland in the 90's*, "International Review of Economics and Business", Vol. 48, No. 4, s. 559–582.
- 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, s. 62–76.
- Rogut A., Tokarski T. (2005), *Determinanty regionalnego zróżnicowania płac w Polsce*, „*Ekonomista*”, nr 1, s. 75–8.
- Romer D. (2000), *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Sibley Ch. W., Walsh P. P. (2002), *Earnings Inequality and Transition: A Regional Analysis of Poland*, "Discussion Paper", No. 441, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Solow R.M. (1979), *Another Possible Source of Wage Stickiness*, "Journal of Macroeconomics", Vol. 1, No. 1, s. 79–82.
- Summers L.H. (1988), *Relative Wages, Efficiency Wages, and Keynesian Unemployment*, "American Economic Review", Vol. 78, No. 2, s. 383–388.
- Tokarski T. (2005), *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa.
- Welfe A. (1997), *Determinanty wzrostu płac*, „*Ekonomista*”, nr 4, s. 459–470.
- Yellen J. L. (1991), *Efficiency-Wage Models of Unemployment* w: N.G. Mankiw, D. Romer (red.), *New Keynesian Economics*, Vol. 2, *Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, London.

Aneks

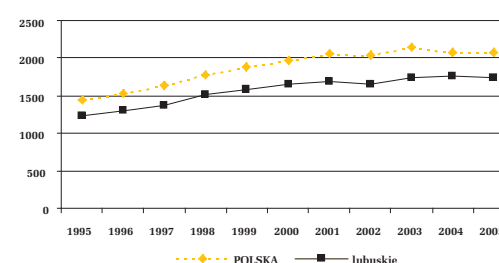
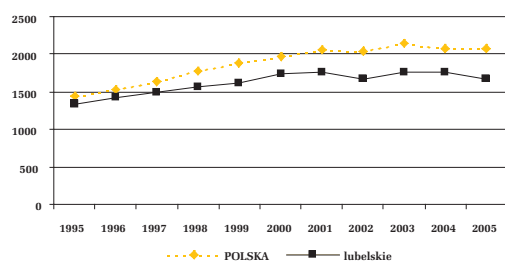
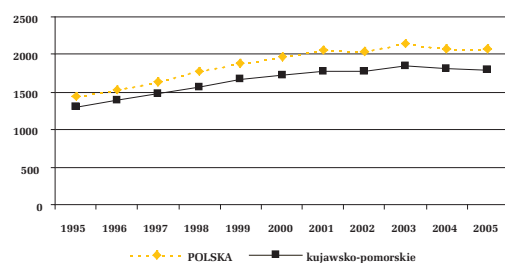
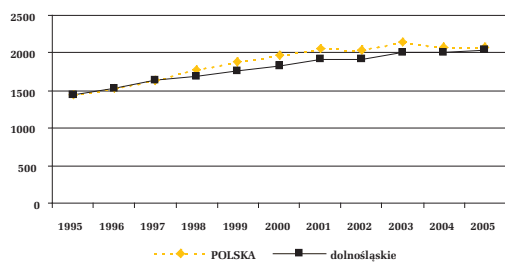
Wykres 1A. Stopy bezrobocia na regionalnych rynkach pracy i przeciętnie w Polsce w latach 1995-2005

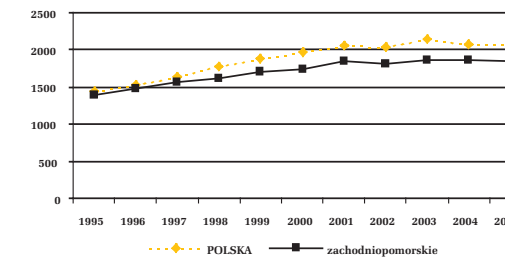
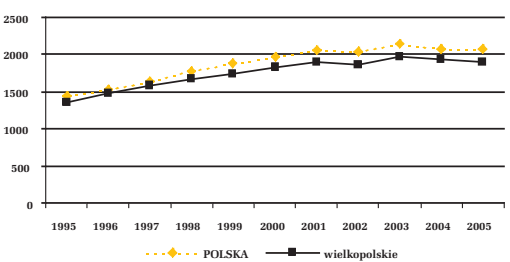
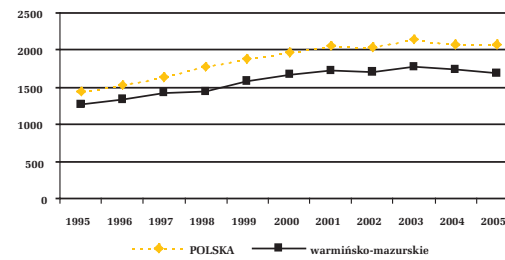
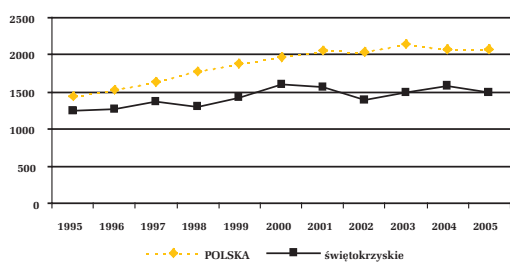
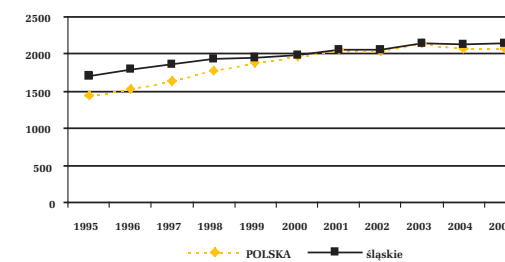
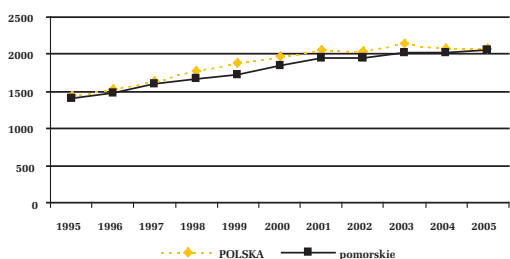
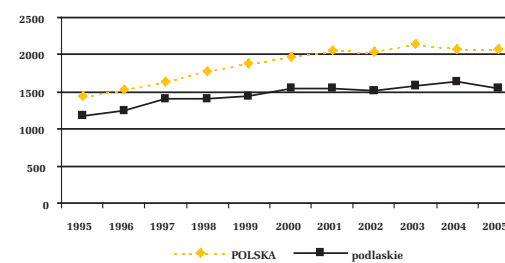
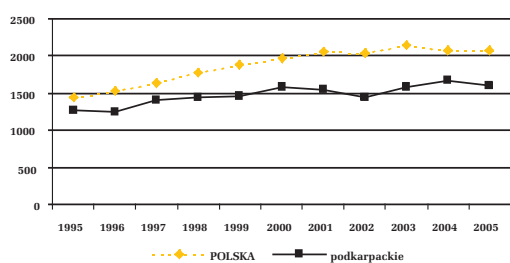
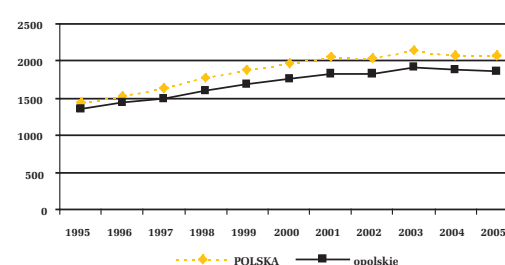
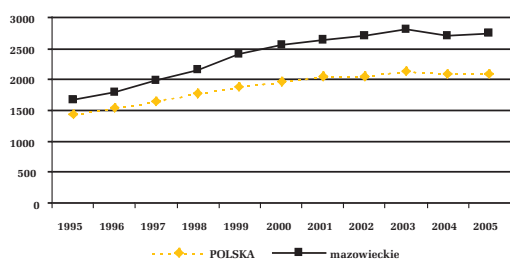
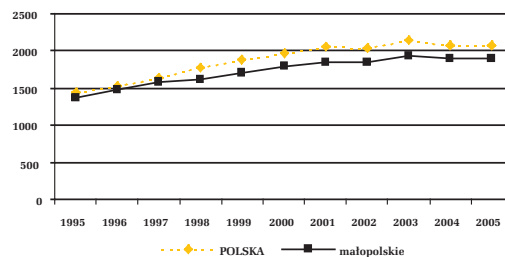
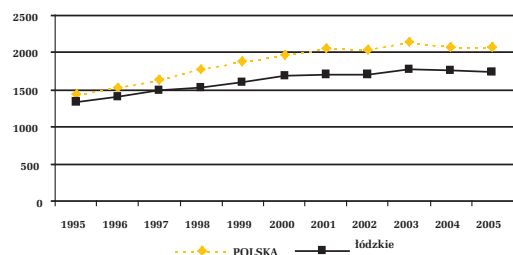




Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS, *Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski*, różne wydania z lat 1996-2006.

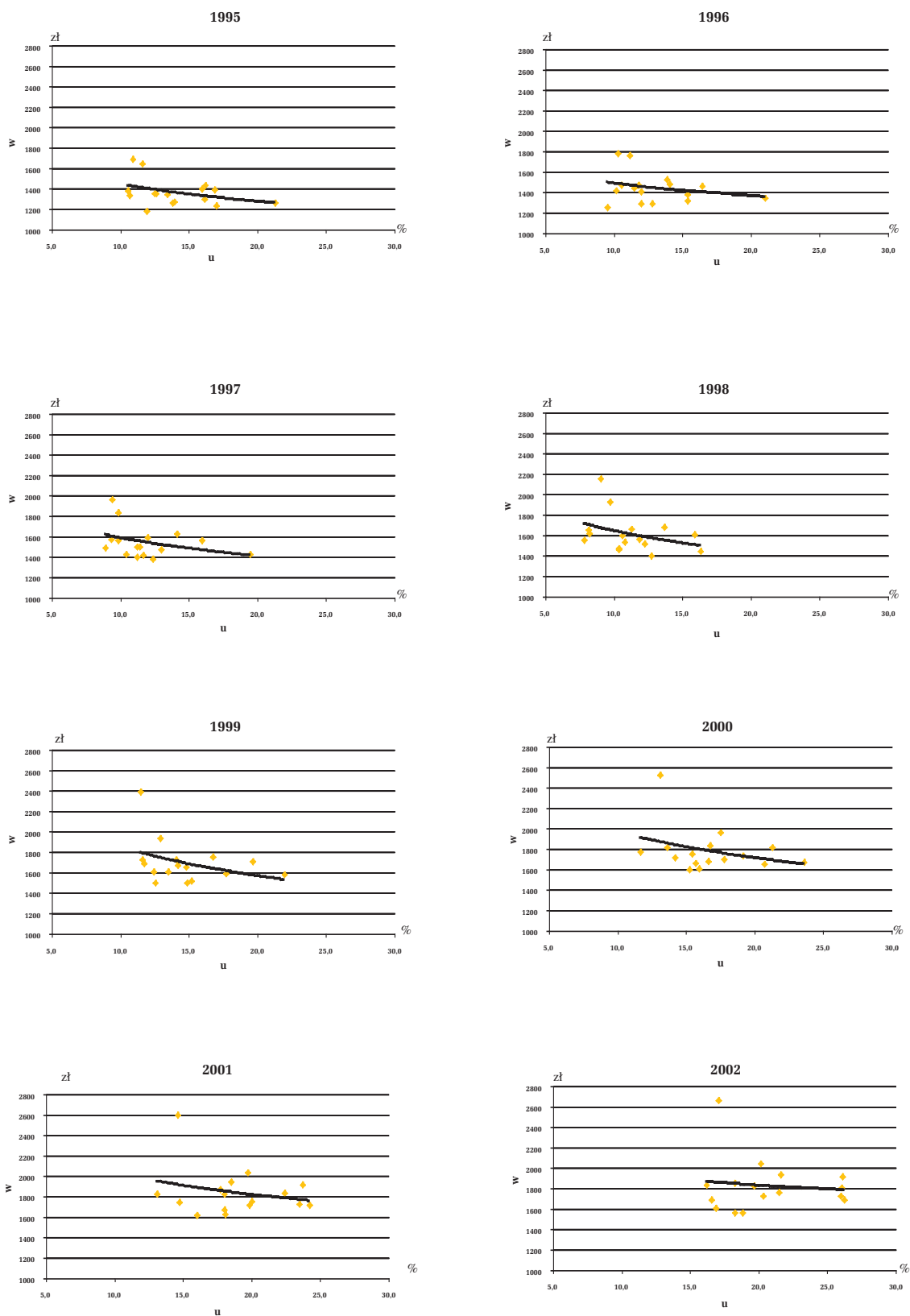
Wykres 2A. Poziom płac realnych na regionalnych rynkach pracy oraz przeciętnie w Polsce w latach 1995-2005 (płace nominalne urealnione deflatorem PKB; PLN, ceny stałe 2000)

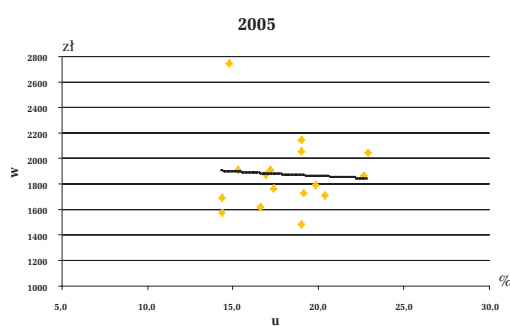
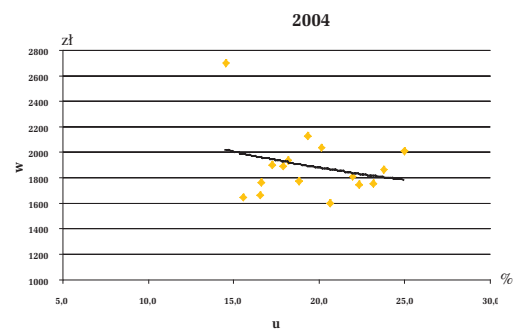
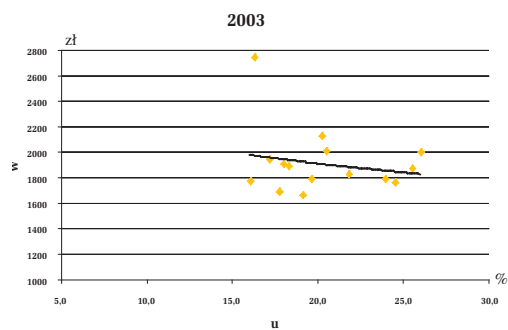




Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS, Rocznik Statystyczny Województw, różne wydania z lat 1996-2006.

Wykres 3A. Płace realne (W, ceny stałe 2000) oraz stopy bezrobocia na regionalnych rynkach pracy (U) w Polsce w latach 1995-2005





Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS, *Rocznik Statystyczny Województw* oraz *Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski*, różne wydania z lat 1996-2006.