
Paweł DYKAS*
Tomasz MISIAK**

Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002–2011

Streszczenie: Celem artykułu jest próba endogenizacji wybranych zmiennych rynku pracy takich jak wydajność pracy, płace realne brutto czy przyrost stóp bezrobocia w Polsce na poziomie powiatów w latach 2002–2011. Dokonano zatem analizy wpływu wybranych determinant na wyżej wymienione zmienne bazując na wnioskach wynikających z modeli teoretycznych takich jak: modele wzrostu gospodarczego, modelu płac efektywnościowych oraz, jak w przypadku przyrostu stóp bezrobocia, bezpośrednio z definicji stopy bezrobocia. Analizy prowadzono opierając się na danych panelowych z lata 2002–2011 dla wszystkich (wówczas) powiatów (379) Polski a także w wyodrębnionych grupach powiatów ziemskich (314) i grodzkich (65), wykorzystując metody ekonometrii przestrzennej – równania regresji z efektami indywidualnymi (*fixed effect*) i zmiennymi przełącznikowymi. Dane uzyskano z GUS, jak i bazowano na danych oszacowanych przez autorów.

Przeprowadzone analizy wykazały, że przyjęte determinanty w badaniach empirycznych potwierdzają wnioski wynikające z rozważań teoretycznych, przy czym oszacowane parametry były zróżnicowane w zależności od przyjętej grupy oraz metody estymacji. Zatem wydajność pracy była determinowana przez techniczne uzbrojenie pracy, wyjściowy poziom łącznej produktywności czynników produkcji i przez stopę postępu technicznego. Względne płace realne brutto były objaśniane przez stopę bezrobocia i względną wydajność pracy. Przyrosty stopy bezrobocia wynikały zaś ze zmienności stóp bezrobocia notowanych w poprzednim roku i ze stopy wzrostu realnego PKB.

Słowa kluczowe: rynek pracy, bezrobocie lokalne, względne płace brutto, wydajność pracy na poziomie lokalnym, PKB na poziomie powiatów

Kody JEL: J01, J31, J64, R23

Artykuł nadesłany 26 maja 2014 r., zaakceptowany 5 listopada 2014 r.

* Uniwersytet Jagielloński, Instytut Ekonomii i Zarządzania, Katedra Ekonomii Matematycznej, e-mail: pawel.dykas@uj.edu.pl

** Politechnika Rzeszowska, Wydział Zarządzania, Katedra Ekonomii, e-mail: tmsiak@prz.edu.pl

Wprowadzenie

Rynek pracy jest jednym z ważniejszych elementów współczesnej gospodarki. Charakteryzuje się on m.in. wysoką heterogenicznością wynikającą ze zróżnicowania płci, wieku, kwalifikacji, poziomu wykształcenia, stażu pracy itd., oraz wysoką wrażliwością na zmianę koniunktury gospodarczej. Do najważniejszych zmiennych makroekonomicznych określających sytuację na rynku pracy można zaliczyć: poziom płac, poziom wydajności pracy, stopę bezrobocia bądź zatrudnienia. Jednocześnie wymienione wyżej kategorie makroekonomiczne są kształtowane przez wiele determinant. Dlatego w opracowaniu autorzy podejmują próbę endogenizacji wybranych zmiennych rynku pracy takich jak wydajność pracy, płace realne brutto czy przyrost stóp bezrobocia. Endogenizacja polega na wykazaniu, że analizowane w pracy ważniejsze zmienne rynku pracy są determinowane przez parametry i zmienne występujące w modelu. Natomiast owe parametry i zmienne przyjęte w estymowanych modelach wynikają bezpośrednio z uwzględnionych modeli teoretycznych takich jak: modele wzrostu gospodarczego, modelu płac efektywnościowych oraz, jak w przypadku przyrostu stóp bezrobocia, bezpośrednio z definicji stopy bezrobocia a także z założenia, że popyt na pracę jest wynikową popytu na rynku towarowym. Na tej podstawie autorzy podejmują, jako główny cel, próbę oszacowania parametrów przyjętych determinant wydajności pracy, realnych płac względnych brutto oraz stóp bezrobocia na poziomie powiatów w Polsce. Analizę empiryczną prowadzono opierając się na danych panelowych za lata 2002–2011 dla wszystkich (wówczas) powiatów (379) Polski, a także w wyodrębnionych grupach powiatów ziemskich (314) i grodzkich (65)¹. Podział powiatów na ww. grupy wynikał przede wszystkim z chęci porównania otrzymanych wyników i odpowiedzi na pytanie, czy poziom rozwoju ekonomicznego danej grupy powiatów może mieć istotny wpływ na otrzymane wyniki i ich zbieżność z rozważaniami teoretycznymi. Dane uzyskano z Banku Danych Lokalnych GUS, jak i bazowano na danych oszacowanych przez autorów.

Dodatkowym celem artykułu jest chęć wypełnienia luki występującej w literaturze przedmiotu, dotyczącej braku analizy empirycznej determinant lokalnych rynków pracy. Wspomniana luka wynika w zasadzie z niedostępności wielkości PKB na poziomie powiatów (GUS nie szacuje PKB na poziomie lokalnym), dlatego autorzy podjęli próbę zdezagregowania PKB z poziomu regionalnego na poziom lokalny za pomocą opisaną w dalszej części opracowania procedury².

1 Powiaty grodzkie, w przeciwieństwie do pozostałych powiatów, przeważnie charakteryzują się wyższym stopniem rozwoju ekonomicznego. Wynika to przede wszystkim stąd, że w starym podziale administracyjnym odgrywały one rolę stolic województw a obecnie pełnią funkcje regionalnych bądź lokalnych centrów rozwoju ekonomicznego.

2 Procedura dezagregowania PKB z poziomu regionu na poziom powiatów powstała w ramach grantu badawczego nr NN114214039 realizowanego na Uniwersytecie Jagiellońskim pod kierownictwem prof. dr. hab. Tomasza Tokarskiego. W badaniu tym autorzy brali udział jako członkowie interdyscyplinarnego zespołu badawczego.

Struktura opracowania przedstawia się następująco. W pierwszej części dokonano przeglądu wybranych badań empirycznych. W części drugiej przedstawiono determinanty wydajności pracy, realnych płac względnych brutto i stóp bezrobocia – wynikające z makroekonomicznych modeli teoretycznych. Część trzecia zawiera wyniki oszacowań parametrów uwzględnionych w modelach determinant na poziomie lokalnym dla wszystkich powiatów w Polsce i w zaproponowanych grupach powiatów. W ostatniej części znajduje się podsumowanie oraz ważniejsze wnioski wynikające z prowadzonych analiz.

Przegląd wybranych badań empirycznych

W literaturze przedmiotu istnieje wiele opracowań dotyczących ważniejszych zmiennych rynku pracy czy to na poziomie krajowym, regionalnym czy też lokalnym. Jednakże badania te charakteryzują się wysoką heterogenicznością celów, metod, stosowanych narzędzi czy też poziomów agregacji danych wykorzystywanych w analizach empirycznych.

W badaniach empirycznych dotyczących płac wiele prac koncentruje się na przestrzennym zróżnicowaniu tej zmiennej. Warto tu wspomnieć o pracy Eggera, Hubera i Pfaffermayra, w której autorzy jako główny czynnik powodujący regionalne zróżnicowanie płac w krajach Europy Środkowej i Wschodniej wskazują liberalizację handlu oraz wzrost eksportu wywołany efektem transformacji systemowej i integracji europejskiej [Egger, Huber, Pfaffermayr, 2005]. Jednocześnie autorzy wskazują, że regionalne zróżnicowanie płac w Polsce podlega procesowi konwergencji. Wyniki badań innych autorów (por. Rogut, Tokarski [2007], Rokicki [2007], Adamczyk, Tokarski i Włodarczyk [2009], Misiak i Tokarski [2011]) wskazują jednak na brak występowania konwergencji płac na poziomie regionalnym. Procesy konwergencji płac rozważa także Rokicki, przy czym autor próbuje udowodnić, że istotne znaczenie w przypadku tego procesu w ujęciu regionalnym może mieć użycie regionalnych deflatorów cen, gdyż zdaniem autora to one wskazują na regionalne zróżnicowanie przestrzenne cen i na bardziej obiektywną siłę nabywczą płac w regionie [Rokicki, 2013].

Natomiast jeśli chodzi o przyczyny heterogeniczności płac na poziomie regionalnym to Jarmułowicz i Strużyna wskazują na wpływ mechanizmu rynkowego oraz wiele innych determinant takich jak: region zatrudnienia, struktura działalności gospodarczej, wiek, płeć, wykształcenie czy też doświadczenie [Jarmułowicz, Strużyna, 2003]. Ponadto warto w tym miejscu wspomnieć, że oprócz mechanizmu rynkowego istotne znaczenie mogą mieć również czynniki instytucjonalne, gdyż rząd mając wpływ na np.: płace minimalne, związki zawodowe, podatki oraz poziom składek na ubezpieczenie społeczne może wpłynąć na poziom płac w kraju (por. Cichy [2005], Roszkowska i Rogut [2007]).

Roszkowska i Rogut badając determinanty płac, wskazują na liniową zależność między poziomem edukacji a poziomem płac oraz nieliniową zależność między doświadczeniem zawodowym a wysokością wynagrodzenia [Roszkowska, Rogut, 2007]. Wykazują również, że istotnie na zróżnicowanie płac

wpływa płec, wskazują także na silną dywergencję wynagrodzeń między poszczególnymi grupami zawodowymi. Adamczyk, Tokarski i Włodarczyk badając zróżnicowanie płac na poziomie lokalnym w latach 2002–2006 dochodzą do wniosku, że istotnymi czynnikami wpływającymi na zróżnicowanie płac są względna wydajność pracy i stopa bezrobocia, przy czym autorzy za wydajność pracy uznają produkcję sprzedaną na pracującego [Adamczyk, Tokarski, Włodarczyk, 2009].

Dokonując zaś przeglądu badań empirycznych dotyczących zróżnicowania stóp bezrobocia na poziomie regionalnym czy lokalnym można dojść do wniosku, że kluczowym czynnikiem kształtującym poziom bezrobocia a także poziom zatrudnienia jest stopa wzrostu gospodarczego [Ciżkowicz, Rzońca, 2003; Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2002; Socha, 2006; Rogut, 2008; Misiak, Tokarski, 2011]. W okresach dobrej koniunktury gospodarczej rośnie popyt na pracę, co prowadzi do spadku stóp bezrobocia. Natomiast w czasie spowolnienia gospodarczego popyt na pracę spada, a co za tym idzie, rośnie stopa bezrobocia. Istnieją jednak badania, które pokazują, że zależność między tempem wzrostu (spadku) PKB a spadkiem (wzrostem) stóp bezrobocia może być istotnie osłabiona przez pewne czynniki. Mowa tu o tzw. wzroście bezzatrudnieniowym, co wynika z faktu, że dopiero po przekroczeniu pewnego poziomu stopy wzrostu gospodarczego bezrobocie zaczyna spadać. Jednakże wśród autorów nie ma jednomyślności co do przyczyn osłabienia tej zależności. Na przykładzie rynku pracy w Polsce w latach 90. ubiegłego wieku wysuwano trzy możliwe wyjaśnienia. Po pierwsze, przyczyną mogły być nieefektywności pracy wynikające z przyjętych rozwiązań instytucjonalnych [Ciżkowicz, Rzońca, 2003]. Po drugie, strukturalny charakter bezrobocia w Polsce [Socha, Sztanderska, 2000]. Po trzecie, poprawa wydajności pracy wynikająca z redukcji bezrobocia ukrytego, zmian strukturalnych w produkcji czy też efektu konwergencji [Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2002]. Natomiast jeżeli rozważy się relację między spowolnieniem gospodarczym a poziomem zatrudnienia/bezrobocia, to warto wspomnieć o „efekcie chomikowania pracy” w Polsce. Ta kwestia jest stosunkowo szeroko opisana w pracach: Strzeleckiego, Wyszynskiego, Saczuk [2009] czy Kwiatkowskiego [2011].

Innym czynnikiem, który również ma wpływ na przyrost poziomu bezrobocia jest zarówno poziom stopy bezrobocia w poprzednim okresie, jak i tendencja zmian stopy bezrobocia w poprzednim okresie. Takie analizy prowadzone były na poziomie regionalnym przez Dykasa, Misiaka i Tokarskiego, jak i na poziomie powiatów przez Majchrowską, Mroczek i Tokarskiego, z tą różnicą, że autorzy na poziomie powiatów zamiast stóp wzrostu PKB wykorzystali stopy wzrostu produkcji sprzedanej [Dykas, Misiak, Tokarski, 2013; Majchrowska, Mroczek, Tokarski, 2013]. Niemniej jednak badania czy to na poziomie regionalnym czy lokalnym wykazały, że przeszły poziom stóp bezrobocia ma istotne znaczenie dla przyrostów stóp bezrobocia w kolejnych okresach. Natomiast skala zmian bezrobocia jest asymetryczna tzn., że spadek stóp bezrobocia silniej oddziaływał na przyrosty bieżących stóp bezrobocia niż jego wzrost.

Na podstawie przeglądu badań empirycznych dotyczących determinant wydajności pracy można dojść do wniosku, że wydajność pracy jest rosnącą funkcją zarówno wyjściowego poziomu łącznej produktywności czynników produkcji, technicznego uzbrojenia pracy, jak i stopy postępu technicznego (będącej stopą wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji) (por. Tokarski [2005], Tokarski, Roszkowska, Gajewski [2005] lub Dykas, Misiak [2013]).

Ponadto wydajność pracy w pozarolniczych sektorach gospodarki polskiej była z reguły wyższa od wydajności pracy w sektorze rolniczym, co przekłada się na to, że źródeł zróżnicowania wydajności pracy można szukać po stronie sektorowej struktury pracujących [Tokarski, Roszkowska, Gajewski, 2005]. Z analiz prowadzonych przez Tokarskiego na poziomie polskich regionów wynika, że w drugiej połowie lat 90. XX w. i w pierwszych latach XXI w. nie występował w Polsce proces konwergencji regionalnej wydajności pracy [Tokarski, 2005]. Najwyższy poziom wydajności pracy notowany był w województwach zachodnich oraz w województwie mazowieckim, natomiast najniższymi wartościami owej zmiennej charakteryzowały się województwa śląskie i wschodnie [Tokarski, 2005]. Podobnie było na poziomie lokalnym, wyższa wydajność pracy występowała z reguły w powiatach leżących na zachód od Wisły oraz w powiatach grodzkich, w których występuje wysoki odsetek pracujących w sektorze usługowym, natomiast niska wydajność pracy występowała w powiatach śląskie i wschodnie, które charakteryzowały się wysokim odsetkiem pracujących w sektorze rolniczym [Dykas, Misiak, 2013].

Analizując natomiast szacunki stopy postępu technicznego jako determinanty wzrostu wydajności pracy można zauważyć, że wartości uzyskanych stóp są do siebie zbliżone. W analizach innych autorów otrzymano następujące wyniki stopy postępu technicznego w sensie Hicksa: Tokarski – 2% dla Polski na poziomie regionalnym, Roszkowska 1,7% dla Polski na poziomie regionalnym, Kolasa i Żółkiewski 3,1–3,6% dla Polski na poziomie kraju [Tokarski, 2008; Roszkowska, 2006; Żółkiewski, Kolasa, 2003].

Determinanty wydajności pracy, płac realnych brutto oraz stóp bezrobocia wynikające z modeli teoretycznych

Determinanty wydajności pracy w ujęciu teoretycznym

Dokonując teoretycznych analiz czynników determinujących wydajność pracy można się posłużyć potęgową neoklasyczną funkcją produkcji typu Cobb-Douglasa daną wzorem (por. Tokarski [2008, s. 44–45]):

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}) = Ae^{gt} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha}, \quad (1)$$

przy czym:

Y_{it} – wielkość produkcji i -tej jednostki terytorialnej ($i = 1, 2, 3, \dots, M$) w okresie t ($t = 1, 2, 3, \dots, T$), gdzie $M, T \in N$;

- $Ae^{gt} > 0$ – łączna produktywność czynników produkcji w okresie t , wyrażenie Ae^{gt} może mierzyć poziom zaawansowania technicznego³;
 K_{it} – nakłady kapitału rzeczowego i -tej jednostce terytorialnej w okresie t ;
 L_{it} – wielkość zatrudnienia w i -tej jednostce terytorialnej w okresie t ;
 t – zmienna czasowa przyjmująca wartości naturalne;
 g – stopa postępu technicznego, będąca stopą wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji⁴;
 α oraz $1-\alpha$ – elastyczności produkcji Y_{it} względem (odpowiednio) nakładów kapitału K oraz pracy L w i -tej jednostce terytorialnej w okresie t .

Po linearyzacji funkcji produkcji Cobba-Douglasa opisanej wzorem (1) można otrzymać równanie postaci:

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A) + gt + \alpha \ln(K_{it}) + (1-\alpha) \ln(L_{it}). \quad (2)$$

lub dokonując elementarnych przekształceń można dojść do następujących zależności:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \ln(A) + gt + \alpha \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right), \quad (3)$$

gdzie: $\frac{Y_{it}}{L_{it}}$ to wydajność pracy, a $\frac{K_{it}}{L_{it}}$ to techniczne uzbrojenie pracy w i -tej jednostce terytorialnej w okresie t .

Równanie (3) implikuje, że poziom wydajności pracy jest rosnącą funkcją wyjściowego poziomu produktywności czynników produkcji, stopy postępu technicznego oraz technicznego uzbrojenia pracy.

Determinanty płac realnych brutto w ujęciu teoretycznym

Analizując determinanty płac względnych można się posłużyć następującym rozumowaniem, będącym kontaminacją modelu płac efektywnościowych Solowa (1979) i neoklasycznego modelu wzrostu gospodarczego Solowa (1956)

³ Parametr $A > 0$ oznacza łączną produktywność czynników produkcji w roku $t=0$. Wynika to stąd, że jeżeli łączną produktywność czynników produkcji definiowana jest jako produkt, który mógłby być wytworzony przy jednostkowych nakładach kapitału oraz pracy w roku t , to $Y_{t0} = f(1,1) = Ae^0 = A$. Szerzej na temat całkowitej produktywności czynników produkcji jej właściwości oraz sposobów mierzenia patrz np. Welfe [*Gospodarka oparta na wiedzy...*, 2007].

⁴ Analizowaną w opracowaniu stopę postępu technicznego należy rozumieć jako stopę postępu w sensie Hicksa, a więc jako stopę wzrostu produkcji, którą uzyskano przy stałych nakładach kapitału rzeczowego (w opracowaniu wartość środków trwałych brutto) oraz przy stałych nakładach pracy.

oraz jego uogólnień w postaci modeli Mankiwa, Romera, Weila (1992) i Non-nemana, Vanhoudta (1996).

W modelu płac efektywnościowych, przedsiębiorstwo funkcjonujące na lokalnym rynku dąży do maksymalizacji funkcji zysku danej wzorem [Romer, 2000, s. 480–481]:

$$\pi(w_{it}, L_{it}) = F(e(w_{it}) \cdot L_{it}) - w_{it}, \quad (4)$$

przy czym:

- w_{it} – płace w i -tej jednostce terytorialnej ($i = 1, 2, 3, \dots, M$) w okresie t ($t = 1, 2, 3, \dots, T$), gdzie $M, T \in N$;
- L_{it} – liczba pracujących w i -tej jednostce terytorialnej w okresie t ;
- $e(w_{it})$ – efektywność typowego pracownika, ponadto zakłada się, że owa efektywność jest rosnącą funkcją płac, a zatem zachodzi zależność $\frac{de}{dw} > 0$;
- $F(e(w_{it}) \cdot L_{it})$ – neoklasyczna funkcja produkcji, która opisuje zależność między jednostkami efektywnej pracy rozumianej jako iloczyn efektywności typowego pracownika $e(w_{it})$ i liczby pracujących L_{it} . O funkcji F zakłada się również, że zachodzą następujące związki:

$$\frac{d(F(e(w_{it}) \cdot L_{it}))}{d(e(w_{it}) \cdot L_{it})} > 0 \wedge \frac{d^2(F(e(w_{it}) \cdot L_{it}))}{d(e(w_{it}) \cdot L_{it})^2} < 0. \quad (5)$$

Nierówności (5) oznaczają, że funkcja F charakteryzuje się malejącymi produktywnościami jednostek efektywnej pracy.

Warunki konieczne maksymalizacji funkcji zysku $\pi(w_{it}, L_{it})$ tożsame są z następującym układem równań:

$$\left. \begin{aligned} \frac{d(F(e(w_{it}) \cdot L_{it}))}{d(e(w_{it}) \cdot L_{it})} \cdot \frac{de(w_{it})}{dw_{it}} \cdot L_{it} - L_{it} &= 0 \\ \frac{d(F(e(w_{it}) \cdot L_{it}))}{d(e(w_{it}) \cdot L_{it})} \cdot e(w_{it}) - w_{it} &= 0 \end{aligned} \right\}. \quad (6)$$

Rugując z równań układu (6) wyrażenie $\frac{d(F(e(w_{it}) \cdot L_{it}))}{d(e(w_{it}) \cdot L_{it})}$ można dojść do następującej zależności:

$$\frac{de(w_{it})}{dw_{it}} \cdot \frac{w_{it}}{e(w_{it})} = 1. \quad (7)$$

Z równania (7) wynika, że warunek konieczny maksymalizacji funkcji zysku $\pi(w_{it}, L_{it})$ sprowadza się do tego, że elastyczność wysiłku typowego pracownika względem płac realnych równa jest jedności.

Następnie (za Romer [2000, s. 485]) można się posłużyć następującą funkcją efektywności typowego pracownika daną wzorem:

$$e(w_{it}) = \left(\frac{w_{it} - x_{it}}{x_{it}} \right)^{\alpha}, \quad (8)$$

gdzie: $\alpha \in (0,1)$, natomiast x_{it} to minimalna płaca którą akceptuje typowy pracownik, płaca x_{it} nazywana bywa płacą progową. Ponadto zakłada się, że płaca progowa x_{it} opisana jest przez następujące równanie (por. Romer [2000, s. 487]):

$$x_{it} = (1 - a \cdot u_{it}) \cdot w_t. \quad (9)$$

Przy czym $\alpha \in (0,1)$; u_{it} to stopa bezrobocia w i -tym powiecie w okresie t , natomiast w_t to średnia płaca w całej gospodarce w okresie t .

Konsekwencją założeń opisanych wzorami (8) i (9) jest: 1) efektywność typowego pracownika jest rosnącą funkcją względnego odchylenia płacy na i -tym powiatowym rynku od płacy progowej funkcjonującej na tym rynku; 2) płaca progowa jest rosnącą funkcją przeciętnej płacy w całej gospodarce natomiast malejącą funkcją stopy bezrobocia.

Łącząc równania (8) i (9) oraz związek (7) można otrzymać następujące równanie:

$$\frac{\alpha \cdot w_{it}}{w_{it} - (1 - a \cdot u_{it}) \cdot w_t} = 1,$$

stąd otrzymuje się zależność:

$$\tilde{w}_{it} = \frac{1}{1 - \alpha} - \frac{a}{1 - \alpha} u_{it}, \quad (10)$$

przy czym: $\tilde{w}_{it} = \frac{w_{it}}{w_t}$ jest płacą względną będącą udziałem płacy w i -tym

powiecie w roku t do średniej płacy w całej gospodarce. Z równania (10) wynika również, że płaca względna jest malejącą funkcją stopy bezrobocia.

Ponadto można założyć, że płace w długim okresie kształtują się zgodnie z krańcowym produktem – podobnie jak ma to miejsce w modelach wzrostu gospodarczego Solowa, Mankiwa, Romera, Weila lub Nonnemana, Vanhoudta [Tokarski, 2009]⁵. Stąd przy potęgowej, neoklasycznej funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa płace są proporcjonalne do wydajności pracy. Można zatem dodatkowo założyć, że płace względne \tilde{w}_{it} są proporcjonalne do względnej

⁵ W rozważaniach teoretycznych dotyczących płac względnych założenie o równości produktu krańcowego z płacami w długim okresie dotyczy dowolnego poziomu dezagregacji.

wydajności pracy \tilde{y}_{it} , rozumianej jako stosunek wydajności pracy w i -tym rynku pracy do przeciętnej wydajności pracy w całej gospodarce.

Korzystając z powyższych rozważań równanie (10) można rozszerzyć do następującego równania:

$$\tilde{w}_{it} = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot u_{it} + \alpha_2 \cdot \tilde{y}_{it}. \quad (11)$$

Wynika stąd, że głównymi determinantami realnych płac względnych są względna wydajność pracy i stopa bezrobocia.

Determinanty stóp bezrobocia w ujęciu teoretycznym

Przyrosty stóp bezrobocia rejestrowanego, można uzależnić od poziomu stopy bezrobocia rejestrowanego i stopy wzrostu PKB. W tym celu można się posłużyć następującą definicją stopy bezrobocia [Tokarski, 2005]:

$$u_{it} = \frac{U_{it}}{U_{it} + L_{it}} = 1 - \frac{L_{it}}{N_{it}}, \quad (11)$$

gdzie: U_{it} , L_{it} oraz N_{it} to odpowiednio, liczba osób bezrobotnych, liczba pracujących oraz podaż pracy w i -tej jednostce terytorialnej ($i=1,2,3,\dots,M$) w okresie t ($t=1,2,3,\dots,T$), gdzie $M, T \in N$.

Różniczkując (po czasie t) równanie (11) można otrzymać przyrost stopy bezrobocia dany wzorem:

$$u'_{it} = -\frac{L'_{it} \cdot N_{it} - L_{it} \cdot N'_{it}}{N_{it}^2} = \frac{L_{it}}{N_{it}} \cdot \left[\frac{N'_{it}}{N_{it}} - \frac{L'_{it}}{L_{it}} \right].$$

Wykorzystując definicję stopy bezrobocia (11) przyrost stopy bezrobocia można zapisać następująco:

$$u'_{it} = (1 - u_{it}) \cdot \left[\frac{N'_{it}}{N_{it}} - \frac{L'_{it}}{L_{it}} \right]. \quad (12)$$

Ponadto zakładając, że stopa wzrostu liczby pracujących $\frac{L'_{it}}{L_{it}}$ jest rosnącą funkcją stopy wzrostu produktu g , przyrost stopy bezrobocia można opisać następującym równaniem:

$$u'_{it} = (1 - u_{it}) \left[\frac{N'_{it}}{N_{it}} - f(g) \right], \quad (13)$$

przy czym $f \equiv \frac{L'}{L}$ oraz $\frac{df}{dg} > 0$.

Równanie (13) implikuje, że przyrost stopy bezrobocia jest malejącą funkcją stopy wzrostu produktu g oraz jeżeli stopa wzrostu podaży pracy jest większa (mniejsza) od stopy wzrostu liczby pracujących to przyrost stopy bezrobocia jest malejącą (rosnącą) funkcją stopy bezrobocia.

Wyniki analiz empirycznych Wydajność pracy

Opierając się na wnioskach wynikających z rozważań teoretycznych można oszacować dla danych powiatowych parametry następującego równania:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right), \quad (14)$$

gdzie:

Y_{it} – wielkość produkcji⁶ (oszacowanego PKB w tys. zł w cenach stałych z 2009 r.) powiatu i ($i = 1, 2, 3, \dots, 379$) w roku t ($t = 2002, 2003, \dots, 2011$);

⁶ Z uwagi na to, że GUS nie publikuje PKB na poziomie powiatów, dokonano dezagregacji PKB województw na PKB powiatów, opierając się na następującej procedurze (por. Tokarski [2013, s. 35]):

1) Opierając się na danych dotyczących województw, metodą najmniejszych kwadratów oszacowano parametry następujących równań:

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta \ln x_{it}$$

przy czym: y_{it} to PKB w i -tym województwie ($i = 1, 2, \dots, 16$) w roku t ($t = 2002, 2003, \dots, 2011$); x_{it} to wartość produkcji sprzedanej przemysłu, wartość środków trwałych oraz inwestycje w województwie i w okresie t .

Wyniki oszacowań przedstawiają się następująco (w nawiasach podano wartości statystyk t-studenta):

$$\ln y_{it} = 2,283 + 0,834 \ln x_{it}; \text{ skor. } R^2 = 0,923 \text{ dla produkcji sprzedanej};$$

(10,816) (39,035)

$$\ln y_{it} = 1,238 + 0,892 \ln x_{it}; \text{ skor. } R^2 = 0,967 \text{ dla środków trwałych};$$

(7,947) (61,021)

$$\ln y_{it} = 4,115 + 0,814 \ln x_{it}; \text{ skor. } R^2 = 0,946 \text{ dla inwestycji}.$$

(30,127) (47,367)

2) Powyższe oszacowania posłużyły do przeliczenia produkcji sprzedanej, wartości brutto środków trwałych oraz inwestycji na poziomie powiatów na PKB na poziomie powiatów.

3) Otrzymane w punkcie 2) oszacowania PKB powiatów uśredniono.

4) Następnie przeliczono udziały oszacowanych PKB w ujęciu powiatowym w relacji do PKB w ujęciu wojewódzkim, bilansując tym samym PKB powiatów z PKB województw. Otrzymane udziały przemnożono przez wielkości wojewódzkiego PKB publikowanego przez GUS.

- K_{it} – nakłady kapitału rzeczowego (wartość brutto środków trwałych w tys. zł w cenach stałych z 2009 r.) w powiecie i w roku t ;
- L_{it} – wielkość zatrudnienia (w tys. pracujących) w powiecie i w roku t ;
- t – zmienna czasowa przyjmująca wartości $t = 2002, 2003, \dots, 2011$;
- g – stopa postępu technicznego, będąca stopą wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji⁷;
- α_0 – logarytm naturalny z łącznej produktywności czynników produkcji w roku $t = 0$;
- α_1 – parametr określający stopę wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji (stopę postępu technicznego);
- α_2 – określa siłę wpływu technicznego uzbrojenia pracy na wydajności pracy na poziomie powiatu.

W tak zdefiniowanym równaniu zakłada się taki sam poziom łącznej produktywności czynników produkcji we wszystkich powiatach w Polsce oraz w zaproponowanych grupach. Oznacza to, że przyjmuje się podobny poziom zaawansowania technologicznego we wszystkich powiatach. Założenie to wydaje się jednak zbyt restrykcyjne, biorąc pod uwagę istotne zróżnicowanie powiatów w Polsce pod względem możliwości technologicznych. Zatem w celu uwzględnienia heterogeniczności zaawansowania technologicznego powiatów równanie (14) rozszerzono wprowadzając efekty indywidualne (typu *fixed*)⁸. Zatem równanie (14) można zapisać następująco:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \alpha_0 + \sum_{j=2}^{379} \phi_j d_j + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right), \quad (15)$$

gdzie:

- d_j – zmienna zerojedynkowa dla każdego j -tego powiatu niebazowego;
- α_0 – zlogarytmowany poziom łącznej produktywności czynników produkcji w roku $t = 0$ dla powiatu bazowego;
- $\alpha_0 + \phi_j$ – zlogarytmowany poziom łącznej produktywności czynników produkcji w roku $t = 0$ w j -tym powiecie niebazowym. Pozostałe parametry równania (15) interpretuje się analogicznie do objaśnienia równania (14).

Oszacowania parametrów równań (14) i (15) dokonano dwoma sposobami: metodą najmniejszych kwadratów (dalej MNK) oraz przy wykorzystaniu metody zmiennych instrumentalnych stosując uogólnioną metodę momentów

⁷ Analizowaną w opracowaniu stopę postępu technicznego należy rozumieć jako stopę postępu w sensie Hicksa, a więc jako stopę wzrostu produkcji, którą uzyskano przy stałych nakładach kapitału rzeczowego (w opracowaniu wartość środków trwałych brutto) i przy stałych nakładach pracy.

⁸ Szerzej na temat procedury wprowadzania efektów indywidualnych (*fixed effect*) patrz np. Pindyck, Rubinfeld [1991].

(dalej UMM)⁹. Oszacowania parametrów lokalnej funkcji wydajności pracy przeprowadzono dla wszystkich 379 powiatów Polski oraz w grupach powiatów ziemskich i grodzkich. Uzyskano zatem uśrednione wielkości elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy i średnie stopy postępu technicznego dla całej Polski na poziomie powiatów oraz dla wyodrębnionych grup powiatów.

Wyniki estymacji parametrów równań (14) i (15) zestawiono w tablicy 1. Z danych tych można wyciągnąć następujące wnioski:

- Elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy w grupie wszystkich powiatów Polski kształtowała się między 0,52–0,63, w zależności od specyfikacji równania. Górne wartości elastyczności (0,63) uzyskano dla równania (14) bez uwzględniania zróżnicowania przestrzennego analizowanych zmiennych makroekonomicznych. Natomiast jeśli uwzględni się przestrzenną heterogeniczność zmiennych poprzez wprowadzenie efektów indywidualnych to okazuje się, że elastyczność produktu na pracownika względem kapitału na pracownika była niższa i wynosiła odpowiednio 0,59 przy estymacjach MNK oraz 0,52 dla UMM. Należy jednak zauważyć, że oszacowane elastyczności w równaniu (15) dotyczą powiatu bazowego, którym był powiat grodzki Miasta Stołecznego Warszawa. Niższe elastyczności uzyskane dla Warszawy niż średnie dla całej Polski można tłumaczyć opierając się na prawie malejącej produktywności krańcowej czynników produkcji. Wynika z niego bowiem, że jeżeli nakłady kapitału na pracującego są na wysokim poziomie to ich produktywność jest niższa niż w powiatach o niższym technicznym uzbrojeniu pracy.
- Podobną zależność można zaobserwować w przypadku oszacowań elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy w grupie powiatów grodzkich i ziemskich. Jednakże w grupie powiatów grodzkich uzyskano prawie dwukrotni niższy poziom elastyczności dla równania (15) niż w oszacowaniach równania (14). Natomiast w grupie powiatów ziemskich uzyskano najwyższe poziomy elastyczności ok. 0,68 w oszacowaniach równania (14) i o ok. 0,08–0,11 niższą elastyczność w oszacowaniach równania (15).

⁹ Przyjęcie w artykule dwóch metod estymacji modeli można uzasadnić następująco. Po pierwsze, wynika to z chęci porównania otrzymanych wyników. Po drugie, z podjętej próby endogenizacji analizowanych zmiennych rynku pracy wynika, że należy użyć metody wykorzystującej zmienne instrumentalne, stąd do oszacowań parametrów analizowanych modeli wykorzystano uogólnioną metodę momentów (UMM).

Tablica 1. Oszacowane parametry równań wydajności pracy na poziomie powiatów w Polsce

Zmienna objaśniająca		MNK	MNK z <i>fixed effect</i>	UMM	UMM z <i>fixed effect</i>
stała	wszystkie powiaty	-27,8608 (0,0000)	-30,1734 (0,0000)	-20,7269 (0,0026)	-27,7066 (0,0000)
	grodzkie	-21,8763 (0,0006)	-25,3177 (0,0000)	-14,9432 (0,0677)	-23,3956 (0,0000)
	ziemskie	-28,0824 (0,0000)	-32,8677 (0,0000)	-23,1498 (0,0000)	-28,8429 (0,0000)
<i>t</i>	wszystkie powiaty	0,01699 (0,0000)	0,01798 (0,0000)	0,01342 (0,0001)	0,0167 (0,0000)
	grodzkie	0,01397 (0,0000)	0,01544 (0,0000)	0,010541 (0,0099)	0,01443 (0,0000)
	ziemskie	0,01718 (0,0000)	0,01956 (0,0000)	0,01473 (0,0000)	0,01752 (0,0000)
$\ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right)$	wszystkie powiaty	0,6250 (0,0000)	0,5865 (0,0000)	0,6146 (0,0000)	0,5240 (0,0000)
	grodzkie	0,6540 (0,0000)	0,3951 (0,0000)	0,6832 (0,0000)	0,3075 (0,0073)
	ziemskie	0,6726 (0,0000)	0,5866 (0,0000)	0,6759 (0,0000)	0,56,82 (0,0000)
Powiat bazowy	wszystkie powiaty	–	Warszawa	–	Warszawa
	grodzkie	–	Warszawa	–	Warszawa
	ziemskie	–	warszawski zachodni	–	warszawski zachodni
R ² Skor. R ²	wszystkie powiaty	0,78 0,78	0,9566 0,9504	0,7784 0,7783	0,9577 0,9506
	grodzkie	0,6258 0,6244	0,9217 0,9117	0,6302 0,6288	0,9283 0,9179
	ziemskie	0,7949 0,7948	0,9534 0,9475	0,7907 0,7905	0,9541 0,9475
Liczba obserwacji liczba instrumentów	wszystkie powiaty	3032 –	3032	2652 4	2652 382
	grodzkie	585	585	520 4	520 68
	ziemskie	2826	2826	2512 4	2512 317
F-statistic lub J-statistic ^a	wszystkie powiaty	5460,43 (0,0000)	153,7702 (0,0000)	227,9623 (0,0000)	92,3505 (0,0000)
	grodzkie	486,58 (0,0000)	92,3267 (0,0000)	63,9575 (0,0000)	32,9963 (0,0000)
	ziemskie	5471,147 (0,0000)	162,93 (0,0000)	203,7834 (0,0000)	99,3123 (0,0000)

W nawiasach podano poziom istotności,

^a F-statistic podano dla oszacowań MNK, natomiast J-statistic (Sargana) prezentowane są dla UMM. W przypadku UMM zastosowano następujące instrumenty: stała, zmienna czasowa oraz opóźnione o jeden okres wydajność pracy i techniczne uzbrojenie pracy.

Źródło: opracowanie własne.

- W grupie wszystkich powiatów Polski uzyskano stopy postępu technicznego rzędu 1,3–1,7% rocznie w oszacowaniach równania (14) i 1,7–1,8% rocznie stosując procedurę uzmienniania stałej. Warto podkreślić, że oszacowane na poziomie wszystkich powiatów wartości stóp postępu technicznego są zbliżone do analogicznych wyników estymacji dla Polski na poziomie regionalnym. Analizując natomiast stopy postępu technicznego w zaproponowanych grupach powiatów należy zauważyć, że w powiatach grodzkich zaangażowanie techniczne jest na wyższym poziomie niż w większości powiatów ziemskich, stąd niższe uzyskane stopy postępu technicznego.
- Porównywalne dla obu metod estymacji były wartości skorygowanych współczynników determinacji. W oszacowaniach równania (14) przyjęte zmienne objaśniające wyjaśniały zmienną objaśnianą w ok. 63–80% w zależności od grupy. Wprowadzając procedurę dywersyfikacji stałej uzyskano wyższe wartości skorygowanych R^2 , które kształtowały się na poziomie 92–96%¹⁰.

Plące względne

W celu empirycznej weryfikacji rozważań teoretycznych na temat głównych determinant płac względnych na poziomie powiatowym w Polsce oszacowano parametry następującego równania:

$$\tilde{w}_{it} = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot u_{it} + \alpha_2 \cdot \tilde{y}_{it}, \quad (16)$$

gdzie:

$\tilde{w}_{it} = \frac{w_{it}}{w_t}$ – płaca względna (ceny stałe 2009 r.), gdzie w_{it} – to średnia płaca

realna brutto w i -tym powiecie w roku t , zaś w_t – to średnia płaca realna brutto dla Polski w roku t ;

$\tilde{y}_{it} = \frac{y_{it}}{y_t}$ – względna wydajność pracy, gdzie y_{it} – to wydajność pracy w powiecie i w roku t (będąca stosunkiem wytworzonego PKB na jednego zatrudnionego), zaś y_t – to średnia wydajność pracy w Polsce;

α_0 – stała bez bezpośredniej interpretacji ekonomicznej;

α_1 – mierzy siłę wpływu stopy bezrobocia na płace względne w i -tym powiecie w roku t ;

α_2 – mierzy siłę wpływu względnej wydajności pracy na realne płace względne w powiecie i w roku t .

¹⁰ Uzyskanie wyższych wartości R^2 w równaniach uwzględniających efekty indywidualne jest dość oczywiste. W przypadku niewielkiej dynamiki procesu, większość zmienności przejmują efekty indywidualne, choć sam model nie będzie bardziej objaśniał od strony powodów kształtowania się zjawiska a jedynie uwzględni efekt przestrzennego zróżnicowania.

Równanie (16) rozszerzono wprowadzając efekty indywidualne, analogicznie do przypadku równań wydajności pracy i przyrostu stóp bezrobocia. Zatem równanie (16) można zapisać następująco:

$$\tilde{w}_i = \alpha_0 + \sum_{j=2}^{379} \phi_j d_j - \alpha_1 \cdot u_i + \alpha_2 \cdot \tilde{y}_i, \quad (17)$$

gdzie:

- d_j – zmienna zerojedynkowa dla każdego j -tego powiatu niebazowego;
- α_0 – stała bez bezpośredniej interpretacji ekonomicznej dla powiatu bazowego;
- ϕ_j – pozwala określić, o ile różniłaby się płaca względna w j -tym powiecie niebazowym, gdyby założyć kształtowanie się pozostałych zmiennych makroekonomicznych na takim samym poziomie jak w powiecie bazowym.

Wyniki oszacowań parametrów równań (16)–(17) dla wszystkich powiatów w Polsce i w analizowanych podgrupach zestawiono w tabelicy 2. Okazuje się, że analizy empiryczne jedynie w przypadku równania (16) potwierdzają rozważania teoretyczne i to zarówno w przypadku estymacji MNK, jak i UMM. Z estymacji tego równania wynika, że zarówno stopa bezrobocia, jak i względna wydajność pracy istotnie statystycznie objaśniają płace względne na poziomie lokalnym zarówno w grupie wszystkich powiatów Polski, jak i w grupie powiatów ziemskich oraz grodzkich. Jednakże uzyskany poziom skorygowanego R^2 był zdecydowanie niższy, gdyż zmienne te objaśniają zmienną objaśnianą zaledwie w ok. 27–37% w zależności od grupy. Z oszacowań równania (16) wynika zatem, że gdyby względna wydajność pracy na poziomie powiatów w Polsce (*ceteris paribus*) wzrosła o 1% (zakładając hipotetycznie egzogeniczny charakter wydajności pracy względem płac), to spowodowałoby wzrost płac względnych o ok. 0,12–0,15%.

Natomiast gdyby stopa bezrobocia wzrosła o 1 punkt procentowy, to (*ceteris paribus*) przyrost tej stopy determinowałoby spadek płac względnych o ok. 0,1 do 0,9% w zależności od metody estymacji oraz grupy. Najsilniejszy wpływ stopy bezrobocia na zmianę płac względnych uzyskano w grupie powiatów grodzkich, gdzie wzrost stopy bezrobocia o 1 punkt procentowy prowadził do spadku płac względnych brutto o ok. 0,85–0,93% w zależności od metody estymacji. Najsłabiej płace względne reagowały na zmianę stóp bezrobocia w grupie powiatów ziemskich, gdzie uzyskane parametry kształtowały się na poziomie od (–0,15) do (–0,11).

Tablica 2. Oszacowane parametry równań płac względnych na poziomie powiatów w Polsce

Zmienna objaśniająca		MNK	MNK z <i>fixed effect</i>	UMM	UMM z <i>fixed effect</i>
Stała	wszystkie powiaty	0,7686 (0,0000)	1,3784 (0,0000)	0,7478 (0,0000)	1,3460 (0,0000)
	grodzkie	0,9092 (0,0000)	1,3755 (0,0000)	0,9015 (0,0000)	1,3928 (0,0000)
	ziemskie	0,7337 (0,0000)	1,0317 (0,0000)	0,7151 (0,0000)	0,9912 (0,0000)
\tilde{y}_{it}	wszystkie powiaty	0,1536 (0,0000)	0,03082 (0,0000)	0,1508 (0,0000)	0,0519 (0,0000)
	grodzkie	0,1371 (0,0000)	0,02936 (0,0010)	0,1237 (0,0000)	0,01576 (0,3500)
	ziemskie	0,1394 (0,0000)	0,0391 (0,0000)	0,1428 (0,0000)	0,0651 (0,0000)
u_{it}	wszystkie powiaty	-0,3215 (0,0000)	0,0752 (0,0000)	-0,2671 (0,0000)	0,067131 (0,0008)
	grodzkie	-0,8528 (0,0000)	0,01668 (0,5978)	-0,9338 (0,0000)	0,01283 (0,7982)
	ziemskie	-0,1493 (0,0000)	0,0880 (0,0000)	-0,1068 (0,0001)	0,0893 (0,0003)
Powiat bazowy	wszystkie powiaty	-	Warszawa	-	Warszawa
	grodzkie	-	Warszawa	-	Warszawa
	ziemskie	-	warszawski zachodni	-	warszawski zachodni
R ² Skor. R ²	wszystkie powiaty	0,3708 0,3704	0,9695 0,9652	0,3672 0,3667	0,9731 0,9686
	grodzkie	0,2730 0,2705	0,9724 0,9689	0,2679 0,2651	0,9798 0,9768
	ziemskie	0,3623 0,3618	0,9531 0,9473	0,3610 0,3605	0,9539 0,9473
Liczba obserwacji liczba instrumentów	wszystkie powiaty	3032 -	3032 -	2652 4	2652 382
	grodzkie	585 -	585 -	520 4	520 68
	ziemskie	2826 -	2826 -	2512 4	2512 317
F-statistic lub J-statistic ^a	wszystkie powiaty	892,22 (0,0000)	222,3264 (0,0000)	81,7409 (0,0000)	90,2531 (0,0000)
	grodzkie	109,26 (0,0000)	277,016 (0,0000)	38,4715 (0,0000)	22,4982 (0,0000)
	ziemskie	801,80 (0,0000)	162,0915 (0,0000)	50,9966 (0,0000)	87,319 (0,0000)

W nawiasach podano poziom istotności.

^a F-statistic podano dla oszacowań MNK, natomiast J-statistic (Sargana) prezentowane są w oszacowaniach UMM. W przypadku UMM zastosowano następujące instrumenty: stałą i opóźnione o jeden okres płace względne, względną wydajność pracy i stopę bezrobocia.

Źródło: opracowanie własne.

Wprowadzając do równania płac względnych efekty indywidualne (*fixed effect*) w celu uchwycenia przestrzennej heterogeniczności zmiennych otrzymano (co prawda) wysokie współczynniki determinacji (ok. 96–97%), jednak otrzymane wartości parametrów nie w pełni potwierdzają wnioski płynące z rozważań teoretycznych. W równaniach płac względnych, w których wprowadzono efekty indywidualne, wzrost względnej wydajności pracy pozytywnie wpływał na wzrost płac względnych, jednak siła tego wpływu była zdecydowanie niższa niż w oszacowaniach równania (16) i mieściła się w przedziale od 0,02 do 0,07. Oznacza to, że gdyby względna wydajność pracy wzrosła o 1% (*ceteris paribus*) to spowodowałoby wzrost płac względnych od 0,02% do 0,07%. Stopa bezrobocia była nieistotna statystycznie w estymacjach równania (17) UMM z uwzględnieniem efektów indywidualnych w grupie powiatów grodzkich. Natomiast w grupie wszystkich powiatów oraz powiatów ziemskich okazało się, że wzrost stopy bezrobocia nieznacznie podwyższał płace względne, co jest sprzeczne z teoretycznymi rozważaniami na temat wpływu stopy bezrobocia na płace względne brutto. Wydaje się, że tę zależność, niezgodną z przyjętymi w opracowaniu założeniami teoretycznymi, również można wyjaśnić. Co prawda, wzrost stopy bezrobocia, zgodnie z koncepcją Phillipisa i zdrowym rozsądkiem, rzeczywiście nie powinien wpływać na wzrost płac względnych. Być może jednak to niezgodne z teorią ekonomii oszacowanie wychwyciło efekt nieco inny – związki zawodowe godzą się na wyższe bezrobocie w zamian za obietnicę podwyżek, czyli są rzecznikiem zatrudnionych i w miarę pewnych miejsc pracy, a nie bezrobotnych czy kandydatów do zwolnień grupowych.

Stopy bezrobocia

Analizując determinanty zmiany stóp bezrobocia wynikające z rozważań teoretycznych oraz zależności wynikające ze wzoru (13) można oszacować parametry następującego równania:

$$\Delta u_{it} = \alpha_0 - \alpha_1 u_{it-1} + \alpha_2 d_{\Delta u} u_{it-1} - \alpha_3 \Delta \ln(PKB_{it}), \quad (18)$$

gdzie:

- $u_{it} = \frac{U_{it}}{U_{it} + L_{it}}$ – stopa bezrobocia rejestrowanego w i -tym powiatowym rynku pracy w roku t ;
- $\Delta \ln(PKB_{it})$ – stopa wzrostu PKB;
- α_0 – stała rzeczywista, określająca wzrost stopy bezrobocia, który wystąpiłby przy zerowej stopie bezrobocia w poprzednim okresie oraz przy zerowej stopie wzrostu PKB;
- α_1 – parametr, który mierzy siłę oddziaływania stopy bezrobocia w sytuacji, gdy owa stopa nie rośnie;
- α_2 – mierzy siłę wpływu stopy bezrobocia na wzrost tej stopy w sytuacji, gdy stopa bezrobocia rośnie;

- α_3 – opisuje zależność przyrostu stopy bezrobocia rejestrowanego od stopy wzrostu PKB;
- $d_{\Delta u}$ – jest zmienną zerojedynkową, przyjmuje ona wartość 1 gdy stopa bezrobocia rejestrowanego rośnie, 0 w przeciwnym wypadku.

Interpretacja parametrów α_1 i α_2 wynika stąd, że zmienna zerojedynkowa $d_{\Delta u}$ w równaniu zmiany stóp bezrobocia odgrywa rolę zmiennej przełącznikowej korygującej oddziaływanie stopy bezrobocia z poprzedniego okresu na zmianę bieżącej stopy bezrobocia i zależy od tego czy przyrost tej stopy jest dodatni czy ujemny.

Analizując wpływ przeszłych stóp bezrobocia oraz stopy wzrostu gospodarczego na zmiany stóp bezrobocia w równaniu (18) można dojść do wniosku, że gdyby założyć występowanie zarówno zerowej stopy wzrostu gospodarczego, jak i zerową stopę bezrobocia w poprzednim okresie, to okazałoby się, że we wszystkich powiatach wystąpiłby taki sam przyrost stopy bezrobocia. Powyższe założenie wydaje się zbyt restrykcyjne. Z tego powodu równanie (18) rozszerzono, wprowadzając efekty indywidualne (*fixed effect*). Zatem równie (18) można rozszerzyć do postaci:

$$\Delta u_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=2}^{379} \phi_j d_j - \alpha_1 u_{it-1} + \alpha_2 d_{\Delta u} u_{it-1} - \alpha_3 \Delta \ln(PKB_{it}), \quad (19)$$

gdzie:

- d_j – zmienna zerojedynkowa dla każdego j -tego powiatu niebazowego;
- α_0 – stała rzeczywista określająca przyrost stopy bezrobocia, który wystąpiłby przy zerowej stopie bezrobocia w poprzednim okresie oraz przy zerowej stopie wzrostu PKB w powiecie bazowym;
- ϕ_j – określa, o ile różniłby się przyrost stopy bezrobocia w powiecie j -tym od powiatu bazowego gdyby wystąpiły zerowe wartości stopy wzrostu gospodarczego i stopy bezrobocia w poprzednim okresie.

Pozostałe parametry interpretuje się analogicznie do objaśnienia równania (18).

Parametry równań przyrostu stóp bezrobocia analogicznie do przypadku pozostałych zmiennych makroekonomicznych analizowanych w opracowaniu estymowano MNK i UMM. Wyniki tych oszacowań zestawiono w tablicy 3.

Tablica 3. Oszacowania parametrów równań przyrostu stóp bezrobocia na poziomie powiatów w Polsce

Zmienna objaśniająca		MNK	MNK z <i>fixed effect</i>	UMM	UMM z <i>fixed effect</i>
Stała	wszystkie powiaty	-0,0015 (0,0878)	0,00078 (0,9076)	-0,0013 (0,4164)	0,0030 (0,2932)
	grodzkie	-0,0011 (0,4908)	0,00127 (0,8128)	-0,00397 (0,1646)	0,00123 (0,7416)
	ziemskie	0,00025 (0,7855)	0,00018 (0,9769)	0,00119 (0,4970)	0,0081 (0,0078)

Zmienna objaśniana		MNK	MNK z <i>fixed effect</i>	UMM	UMM z <i>fixed effect</i>
u_{it-1}	wszystkie powiaty	-0,0964 (0,0000)	-0,1320 (0,0000)	-0,1293 (0,0000)	-0,2564 (0,0000)
	grodzkie	-0,1122 (0,0000)	-0,1482 (0,0000)	-0,1539 (0,0000)	-0,2755 (0,0000)
	ziemskie	-0,0997 (0,0000)	-0,1458 (0,0000)	-0,1354 (0,0000)	-0,2996 (0,0000)
$d_{\Delta u_{it-1}}$	wszystkie powiaty	0,2170 (0,0000)	0,2146 (0,0000)	0,2749 (0,0000)	0,2314 (0,0000)
	grodzkie	0,2364 (0,0000)	0,2238 (0,0000)	0,3268 (0,0000)	0,2581 (0,0000)
	ziemskie	0,1959 (0,0000)	0,1889 (0,0000)	0,2354 (0,0000)	0,1868 (0,0000)
$\Delta \ln(PKB_{it})$	wszystkie powiaty	-0,0128 (0,0000)	-0,0118 (0,0000)	0,0274 (0,1084)	0,01412 (0,1746)
	grodzkie	-0,0131 (0,0344)	-0,01072 (0,1074)	0,1030 (0,0419)	0,0611 (0,0528)
	ziemskie	-0,0122 (0,0000)	-0,01094 (0,0000)	0,0333 (0,0606)	0,0176 (0,1104)
Powiat bazowy	wszystkie powiaty	–	Warszawa	–	Warszawa
	grodzkie	–	Warszawa	–	Warszawa
	ziemskie	–	warszawski zachodni	–	warszawski zachodni
R ² Skor. R ²	wszystkie powiaty	0,5079 0,5074	0,5512 0,4759	0,5339 0,5333	0,6169 0,5397
	grodzkie	0,5033 0,5004	0,5344 0,4653	0,2781 0,2733	0,5240 0,4416
	ziemskie	0,5207 0,5201	0,5598 0,4964	0,5138 0,5131	0,6047 0,5383
Liczba obserwacji liczba instrumentów	wszystkie powiaty	2652 –	2652 –	2273 4	2273 382
	grodzkie	520 –	520 –	455 4	455 68
	ziemskie	2512 –	2512 –	2198 4	2198 317
F-statistic lub J-statistic ^a	wszystkie powiaty	911,14 (0,0000)	7,3186 (0,0000)	0,0000	0,0000
	grodzkie	174,30 (0,0000)	7,741 (0,0000)	0,00000	0,0000
	ziemskie	908,3544 (0,0000)	8,8326 (0,0000)	0,0000	0,0000

W nawiasach podano poziom istotności.

^a F-statistic podano dla oszacowań MNK, natomiast J-statistic (Sargana) prezentowane są w oszacowaniach UMM. W przypadku UMM zastosowano następujące instrumenty: stała i opóźnione o jeden okres stopa bezrobocia, stopa wzrostu gospodarczego oraz opóźniona o dwa okresy zmienna zerowydnkowa.

Źródło: opracowanie własne.

Z danych zawartych w tablicy 3 wynika, że przyrost stóp bezrobocia na poziomie powiatowym, biorąc pod uwagę wyniki otrzymane dla wszystkich grup, był objaśniany przez zmienność stóp bezrobocia notowanych w poprzednim roku oraz przez stopy wzrostu realnego PKB w ok. 50–52% (estymując MNK) i między 27–54% (estymując UMM). Przy założeniu nierosnącego bezrobocia, każdy kolejny punkt procentowy stóp bezrobocia w roku poprzednim (*ceteris paribus*) obniżał przyrost bezrobocia w grupie wszystkich powiatów o ok. 0,10–0,13 punktu procentowego nie uwzględniając procedury uzmienniania stałej i o ok. 0,13–0,26 punktu procentowego uwzględniając efekt dywersyfikacji stałej. W pozostałych grupach parametr ten był zbliżony do wartości uzyskanych w grupie wszystkich powiatów, przy czym najwyższe wartości uzyskano w grupie powiatów grodzkich. Natomiast w warunkach rosnącego bezrobocia każdy kolejny punkt procentowy stopy bezrobocia podnosił przyrost tej zmiennej odpowiednio między 0,22–0,27 punktu procentowego w grupie wszystkich powiatów, o 0,22–0,33 punktu procentowego w grupie powiatów grodzkich oraz o 0,19–0,24 punktu procentowego w grupie powiatów ziemskich bez względu na zastosowanie bądź nie efektu uzmienniania stałej.

Każdy przyrost stopy wzrostu realnego PKB o 1 punkt procentowy (*ceteris paribus*) powodował spadek stopy bezrobocia o ok. 0,01–0,013 punktu procentowego, ale tylko w oszacowaniach równań przyrostu stóp bezrobocia za pomocą MNK bez względu na estymowaną grupę powiatów. Stosując UMM okazuje się, że każdy przyrost stopy wzrostu PKB o 1 punkt procentowy powodował wzrost stopy bezrobocia o ok. 0,01–0,03 punktu procentowego dla estymacji w grupie wszystkich powiatów oraz powiatów ziemskich, jednakże były one istotne dopiero na kilkunastoprocentowym poziomie istotności. W grupie powiatów grodzkich otrzymane parametry kształtowały się między 0,06–0,10 i były istotne statystycznie na poziomie 5%. Wyniki otrzymane w przypadku estymacji UMM są bądź nieistotne statystycznie, bądź wydają się być sprzeczne zarówno z wynikami otrzymanymi stosując MNK, jak i z prezentowanymi w opracowaniu rozważaniami teoretycznymi na temat ujemnego wpływu stopy wzrostu gospodarczego na przyrost stopy bezrobocia. Dodatnią zależność między stopą wzrostu gospodarczego a przyrostem stopy bezrobocia również można wyjaśnić. Stopa bezrobocia może bowiem wzrastać wraz z rosnącą stopą wzrostu PKB wówczas, gdyby taki wzrost gospodarczy miał charakter bezzatrudnieniowy. Trudno jednak zakładać, że w całym analizowanym okresie na poziomie lokalnym wzrost gospodarczy miał charakter bezzatrudnieniowy, jeżeli w badanym okresie zauważalny był spadek stóp bezrobocia aż do 2008 r.

Podsumowanie i wnioski

Prowadzone rozważania opierające się na teoretycznych modelach pozwoliły na wyodrębnienie podstawowych determinant analizowanych w opracowaniu zmiennych rynku pracy. Wynika z nich, że w ujęciu teoretycznych główne determinanty wydajności pracy to: wyjściowy poziom łącznej produktywności

czynników produkcji, stopa postępu technicznego oraz poziom technicznego uzbrojenia pracy. Natomiast analiza statystyczna lokalnej (na poziomie powiatów) funkcji wydajności pracy potwierdziła, że wyodrębnione na podstawie modeli teoretycznych determinanty istotnie statystycznie objaśniają wydajność pracy. Na podstawie przedstawionych oszacowań można stwierdzić, że elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy kształtowała się między 0,3–0,68 w zależności od specyfikacji równań, metody estymacji i estymowanej grupy powiatów. Najniższe poziomy elastyczności uzyskano w grupie powiatów grodzkich, najwyższe w grupie powiatów ziemskich. Takie rozbieżności elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy wynikają przede wszystkim ze zróżnicowanego poziomu rozwoju ekonomicznego powiatów grodzkich i ziemskich. W powiatach grodzkich poziom wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy był na wyższym poziomie niż w powiatach ziemskich, co zgodnie z prawem malejącej produktywności krańcowej czynników produkcji implikuje, że dodatkowy przyrost kapitału na pracującego powodował coraz mniejszy wzrost wydajności pracy. Stąd niższa elastyczność wśród powiatów grodzkich niż ziemskich.

Oszacowana stopa postępu technicznego w sensie Hicksa wynosiła średnio 1,1–2% rocznie, przy czym, podobnie jak w przypadku elastyczności, wyższe poziomy tej stopy otrzymano w grupie powiatów ziemskich, gdyż to one charakteryzowały się niższym poziomem zaawansowania technologicznego.

Bazując zaś na teoretycznych modelach płac efektywnościowych i neoklasycznych modelach wzrostu typu Solowa wykazano, że głównymi determinantami realnych płac względnych są: względna wydajność pracy i stopa bezrobocia. Analiza empiryczna potwierdziła, że płace względne były malejącą (rosnącą) funkcją względem stopy bezrobocia (względnej wydajności pracy) we wszystkich grupach, ale jedynie w równaniach, w których nie wprowadzono efektów indywidualnych (typu *fixed*). Oszacowane parametry określające siłę wpływu względnej wydajności pracy na płace względne kształtowały się między 0,12 a 0,15, zaś parametr określający siłę wpływu stopy bezrobocia kształtował się między (–0,11) do (–0,32) w grupie wszystkich powiatów i w grupie powiatów ziemskich. Natomiast w grupie powiatów grodzkich kształtował się na zdecydowanie wyższym poziomie między (–0,93) a (–0,85).

Opierając się na definicji stopy bezrobocia i przyjmując założenie, że stopa wzrostu zatrudnienia jest rosnącą funkcją stopy wzrostu produkcji wykazano, że przyrost stopy bezrobocia jest malejącą funkcją stopy wzrostu produkcji oraz jeżeli stopa wzrostu podaży pracy jest większa (mniejsza) od stopy wzrostu liczby pracujących, to przyrost stopy bezrobocia jest malejącą (rosnącą) funkcją stopy bezrobocia. Analiza empiryczna potwierdziła, że przyrosty stóp bezrobocia, we wszystkich analizowanych grupach powiatów, były objaśniane przez zmienność stóp bezrobocia notowanych w poprzednim roku i przez stopy wzrostu realnego PKB. W przypadku zastosowania estymatora MNK czy to z *fixed effect* czy też bez otrzymano wyniki, które potwierdzają wnioski płynące z rozważań teoretycznych. Natomiast w równaniach oszacowanych UMM

okazało się, że przyrosty stóp bezrobocia były bądź rosnącą funkcją względem stopy wzrostu gospodarczego bądź parametr ten był nieistotny statystycznie, co jest sprzeczne z przyjętymi w opracowaniu założeniami teoretycznymi co do wpływu stopy wzrostu gospodarczego na zmienność stopy bezrobocia. Taka zależność, na gruncie teorii ekonomii, byłaby możliwa gdyby przyjąć założenie, że wzrost gospodarczy ma charakter bezzatrudnieniowy, co wydaje się być zbyt rygorystycznym warunkiem.

Bibliografia

- Adamczyk A., Tokarski, R.W. Włodarczyk [2009], *Przestrzenne zróżnicowanie płac w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9/2009.
- Bosworth B.P., Collins S.M. [2003], *The Empirics of Growth: an Update*, „Brookings Papers on Economic Activity”, no. 2.
- Cichy K. [2005], *Kapitał ludzki w modelach i teorii wzrostu gospodarczego*, „Zeszyty Studiów Doktoranckich na Wydziale Ekonomii”, zeszyt 23, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Ciżkowicz P., Rzońca A. [2003], *Uwagi do artykułu Eugeniusza Kwiatkowskiego, Leszka Kucharskiego i Tomasza Tokarskiego, pt. Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993–2001*, „Ekonomista”, nr 5.
- Dykas P., Misiak T. [2013], *Zróżnicowanie wydajności pracy w Polsce na poziomie powiatów*, „Acta Universitatis Lodzianensis Folia Oeconomica”, nr 281.
- Dykas P., Misiak T., Tokarski T. [2013], *Czynniki kształtujące regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w latach 2002–2010*, „Humanities and Social Sciences, Quarterly”, vol. XVIII, January–March, „Research Journal”, vol. 20, no. 1.
- Egger P., Huber P., Pfaffermayr M. [2005], *A note on Export Openness and Regional Wage Disparity in Central and Eastern Europe*, „The Annals of Regional Science”, vol. 39.
- Gospodarka oparta na wiedzy* [2007], red. W. Welfe, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Hsieh Chang-Tai [2002], *What Explains the Industrial Revolution in East Asia? Evidence from the Factor Markets*, „American Economic Review”, vol. 92, no. 3.
- Jarmołowicz W., Strużyńska A. [2003], *Regionalne zróżnicowanie płac*, w: *Rynek pracy w warunkach zmian ustrojowych*, red. W. Jarmołowicz, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Poznań.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T. [2002], *Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993–2001*, „Ekonomista”, nr 3.
- Kwiatkowski E. [2011], *Kryzys globalny a rynek pracy w Polsce i innych krajach Grupy Wyszehradzkiej*, „Ekonomista”, nr 1.
- Majchrowska A., Mroczek K., Tokarski T. [2013], *Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002–2011*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9.
- Misiak T., Tokarski T. [2011], *Wzrost PKB a zmiany zatrudnienia i bezrobocia w krajach Unii Europejskiej*, „Acta Universitatis Lodzianensis Folia Oeconomica”, vol. 248.
- Oliver S.D., Sichel D.E. [2000], *The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?*, „Journal of Economic Perspectives”, vol. 14, no. 4.

- Pindyck R.S., Rubinfeld D.L. [1991], *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York.
- Rogut A. [2008], *Determinanty popytu na pracę w Polsce w okresie transformacji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Rogut A., Tokarski T. [2007], *Determinanty regionalnego zróżnicowania płac w Polsce*, „*Ekonomista*”, nr 1, s. 75–88.
- Rokicki B. [2007], *Regionalna konwergencja płac w Polsce w okresie integracji z Unią Europejską*, w: *Polska w Unii Europejskiej. Dynamika konwergencji ekonomicznej*, red. J.J. Michałek, W. Siwiński, M.W. Socha, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Rokicki B. [2013], *Ewolucja regionalnego zróżnicowania płac realnych w Polsce*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 9.
- Romer D. [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Roszkowska S. [2006], *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy w Polsce w ujęciu regionalnym*, w: *Unia Europejska w kontekście strategii lizbońskiej i gospodarki opartej na wiedzy*, red. E. Okoń-Horodyńska, K. Piech, Instytut Wiedzy i Innowacji, Warszawa.
- Roszkowska S., Rogut A. [2007], *Rozkład płac i kapitału ludzkiego w Polsce*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 11–12.
- Socha J. [2006], *Tworzenie i likwidacja miejsc pracy w sektorze przedsiębiorstw w Polsce*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 5–6.
- Socha M., Sztanderska U. [2000], *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Strzelecki P., Wyszynski R., Saczuk K. [2009], *Zjawisko chomikowania siły roboczej w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji*, „*Bank i Kredyt*”, nr 6.
- Tokarski T. [2005], *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa.
- Tokarski T. [2008], *Oszacowanie regionalnych funkcji produkcji*, „*Wiadomości Statystyczne*”, nr 10.
- Tokarski T. [2009], *Matematyczne modele wzrostu gospodarczego (ujęcie neoklasyczne)*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Tokarski T., Roszkowska S., Gajewski P. [2005], *Regionalne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce*, „*Ekonomista*”, nr 2.
- Young A. [1995], *The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience*, NBER Working Papers no. 4680.
- Żółkiewski Z., Kolasa M. [2003], *The Total Factor Productivity and the Potential Product in Poland 1992–2002 NBP Conference: Potential Output and Barriers to Growth*, Zalesie Górne 2003.

DETERMINANTS OF KEY LABOR MARKET VARIABLES IN POLISH COUNTIES IN 2002–2011

Summary

The article seeks to endogenize selected labor market variables—such as labor productivity, real gross wages, and changes in the unemployment rate—for Poland at the county level in 2002–2011. The authors analyze the impact of a number of determinants on these variables. The study is based on conclusions resulting from theoretical models, including those of economic growth and a model of efficiency wages, as well as conclusions resulting directly from the definition of the unemployment rate.

The analyses were carried out using panel data generated for all of Poland's 379 counties as well as within selected groups of rural counties (314) and municipal counties (65) for a period from 2002 to 2011. Spatial econometric methods—regression equations with fixed effects and switching variables—were used for the analyses. The data were retrieved from Poland's Central Statistical Office (GUS), and the authors' own estimates were also used. The results of the empirical research conducted in the paper confirmed conclusions resulting from theoretical considerations, the authors say. They add that the parameters estimated in the paper varied among the studied groups and methods of estimation. As expected, labor productivity, for example, depended on technical devices, total factor productivity, and the rate of technological progress, the authors note. Relative real gross wages were explained by the unemployment rate and relative labor productivity. The increase in the unemployment rate resulted from variations in unemployment rates recorded in the previous year and from real GDP growth, the authors say.

Keywords: labor market, local unemployment, relative gross wages, labor productivity

JEL classification codes: J01, J31, J64, R23
