

GOSPODARKA NARODOWA

11-12
(255-256)
Rok LXXX/XXI
listopad-grudzień
2012
s. 59-77

Piotr CIŻKOWICZ*
Andrzej RZOŃCA**
Wiktor WOJCIECHOWSKI***

Determinanty regionalnych różnic w dynamice liczby pracujących w Polsce w latach 1999-2008

Streszczenie: Celem artykułu jest empiryczna analiza determinant regionalnego zróżnicowania dynamiki liczby pracujących w Polsce w latach 1999-2008. Obok zmiennych, które najczęściej są wykorzystywane w badaniach objaśniających tempo zmian liczby pracujących, czyli dynamiki wynagrodzeń i wartości dodanej brutto, w niniejszym artykule rozszerzono ten „typowy” zestaw zmiennych o dynamikę eksportu, traktując ją jako wskaźnik odzwierciedlający konkurencyjność gospodarek poszczególnych województw i mającą potencjalnie pozytywny wpływ na dynamikę tworzenia nowych miejsc pracy. Jako metodę badawczą wykorzystano oszacowania szeregu modeli panelowych objaśniających regionalne zróżnicowanie rocznych dynamik liczby pracujących. Wyniki badania wskazują, że wzrostowi liczby pracujących w poszczególnych województwach towarzyszą: a) wzrost wolumenu eksportu, b) wysoki poziom wykształcenia osób aktywnych zawodowo oraz c) przedsiębiorczość mierzona dynamiką tworzenia nowych firm. Otrzymane wyniki sugerują, że polityka gospodarcza na poziomie województw promująca rozwój powyższych cech strukturalnych może istotnie przyczynić się do wzrostu liczby pracujących.

Słowa kluczowe: liczba pracujących, eksport, modele panelowe

Kody JEL: R11, R15, R22

Artykuł wpłynął do druku 17 października 2012 r.

* Szkoła Główna Handlowa, Katedra Międzynarodowych Studiów Porównawczych, e-mail: pcizko@sgh.waw.pl

** Szkoła Główna Handlowa, Katedra Międzynarodowych Studiów Porównawczych; Narodowy Bank Polski, Rada Polityki Pieniężnej, e-mail: andrzej.rzonca@nbp.pl

*** Szkoła Główna Handlowa, Katedra Międzynarodowych Studiów Porównawczych, e-mail: wiktlor.wojciechowski@sgh.waw.pl

Wprowadzenie

W latach 1998-2008 odnotowano w Polsce znaczne zmiany liczby pracujących, zarówno w skali ogólnokrajowej, jak i w obrębie poszczególnych województw. W latach 1998-2003 liczba pracujących ogółem zmniejszała się w Polsce w średniorocznym tempie 2,4%, z kolei w latach 2003-2008 ich liczba rosła przeciętnie w tempie 3,0% rocznie. W efekcie, w latach 1998-2003 wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 15-64 lata spadł z 59,0% do 51,4%, a następnie systematycznie rósł osiągając w 2008 roku poziom 59,2%. Te bardzo silne wahania dynamiki liczby pracujących i poziomu wskaźnika zatrudnienia były wypadkową umiarkowanych zmian w jednych województwach i jednocześnie znaczących zmian w innych. Przykładowo, w latach 1998-2003 liczba pracujących spadała średniorocznie w tempie 5,4% w województwie opolskim, z kolei w województwie wielkopolskim odnotowano w tym czasie „jedynie” stagnację liczby pracujących. Z kolei w latach 2003-2008 najwyższa średnioroczna dynamika wzrostu liczby pracujących wystąpiła w województwie mazowieckim (5,7%), natomiast w województwie kujawsko-pomorskim odnotowano w tym czasie kontynuację redukcji liczby pracujących w średniorocznym tempie 1,1% wobec spadku o 1,0% w latach 1998-2003.

Mimo dużych różnic w dynamice liczby pracujących w ujęciu międzyregionalnym w Polsce, wyjaśnieniu przyczyn tego zjawiska poświęcono dotychczas niewiele miejsca w literaturze ekonomicznej. Do nielicznych prac dotyczących tej problematyki należą Rogut [2001], Przybyła i Rutkowski [2002] oraz Bukowski et al. [2006]. Niniejszy artykuł próbuje wypełnić tę lukę. Jego celem jest określenie determinant dynamiki liczby pracujących w województwach Polski w latach 1999-2008 na podstawie oszacowania parametrów regionalnych modeli panelowych. Obok zmiennych, które najczęściej są wykorzystywane w badaniach objaśniających tempo zmian liczby pracujących, czyli dynamiki wynagrodzeń i wartości dodanej brutto, w niniejszym artykule rozszerzyliśmy ten „typowy” zestaw zmiennych objaśniających o dynamikę eksportu, traktując ją jako zmienną odzwierciedlającą konkurencyjność gospodarek poszczególnych województw i mającą potencjalnie pozytywny wpływ na dynamikę tworzenia nowych miejsc pracy. Nie jest nam znany żaden artykuł, który przy wykorzystaniu narzędzi analizy ekonometrycznej oceniałby wpływ międzynarodowej wymiany handlowej na zróżnicowanie międzyregionalne sytuacji na rynku pracy w Polsce.

Ilościowa analiza determinant dynamiki liczby pracujących w przekroju wojewódzkim jest poprzedzona przeglądem wyników dotychczasowych badań empirycznych poświęconych temu zagadnieniu oraz analizą stylizowanych faktów nt. międzyregionalnego zróżnicowania sytuacji na rynku pracy w Polsce i jego potencjalnych przyczyn.

Determinanty regionalnej dynamiki liczby pracujących w świetle dotychczasowych badań empirycznych

Pogłębiony przegląd wyników międzynarodowych badań empirycznych poświęconych analizie determinant dynamiki liczby pracujących wykracza

daleko poza ramy niniejszego artykułu. Czytelników zainteresowanych tym zagadnieniem odsyłamy do prac np. Bassanini i Duval [2006] lub Belot i van Ours [2000]. W świetle wyników wielu międzynarodowych badań porównawczych, ekonomiści podzielają obecnie opinię, że w średniej i długiej perspektywie dynamika liczby pracujących oraz wysokość wskaźnika zatrudnienia są uwarunkowane przede wszystkim przez czynniki instytucjonalne (zob. np. [Blanchard, 2005]). Są to regulacje prawne, które określają motywację przedsiębiorstw do tworzenia nowych miejsc pracy oraz bodźce pracowników do podejmowania zatrudnienia. Do najważniejszych z nich należą m.in. wysokość pozapłacowych kosztów pracy, wysokość zasiłków dla osób niepracujących czy siła negocjacyjna związków zawodowych. Czynniki o charakterze instytucjonalnym określają zdolność adaptacyjną gospodarek do pojawiających się wstrząsów (zob. np. [Blanchard, Wolfers, 2000] oraz [Nunziata, 2005]). Szczególnie ważny jest wpływ instytucji na tempo dostosowań płac realnych w reakcji na wstrząsy. Poszczególne instytucje mogą oddziaływać na poziom wynagrodzeń zarówno ograniczając presję na wzrost płac, jak i określając siłę barier, które utrudniają przepływy na rynku pracy.

W krótkim okresie, dynamika liczby pracujących może być natomiast relatywnie silniej zdeterminowana przez czynniki koniunkturalne, czyli np. przez wielkość popytu na produkowane dobra (zob. np. [Jerger, Michaelis, 2003]) lub przez różnice w strukturze gospodarczej poszczególnych regionów (zob. np. [Suedekum et al., 2006]).

Choć czynniki instytucjonalne mają kluczową rolę w wyjaśnieniu trwałych międzynarodowych różnic wielkości popytu na pracę i wskaźników zatrudnienia, to ich znaczenie w analizie determinant regionalnego zróżnicowania dynamiki liczby pracujących w obrębie konkretnych krajów jest bardzo ograniczone. Główną przyczyną jest silne zróżnicowanie czynników instytucjonalnych w ujęciu międzynarodowym, przy jednoczesnym niemal całkowitym braku tego zróżnicowania w ujęciu międzyregionalnym. Przykładowo, udział pozapłacowych kosztów pracy w całkowitych kosztach zatrudnienia (klin podatkowy) lub regulacje dotyczące zwalniania pracowników są zazwyczaj takie same we wszystkich województwach w Polsce. Pewne różnice regionalne występują w zakresie długości okresów pobierania zasiłków przez bezrobotnych: czas ten jest zależny od wysokości stóp bezrobocia w powiecie w relacji do średniego poziomu stopy bezrobocia rejestrowanego w kraju. Dostępne dane statystyczne dla Polski nie pozwalają jednak na przeprowadzenie pogłębionej analizy determinant popytu na pracę na poziomie powiatów. W szczególności brak jest danych statystycznych na temat wynagrodzeń na tym poziomie¹.

W efekcie badanie determinant regionalnego zróżnicowania dynamiki liczby pracujących powinno obejmować przede wszystkim analizę czynników popytowych (np. dynamikę wytwarzanego produktu), ale też analizę strukturalnych

¹ Z poziomu powiatów niedostępne są też dane nt. eksportu, którego wpływ na zróżnicowanie międzyregionalne wykorzystania zasobu pracy jest przedmiotem analizy w niniejszym artykule.

cech poszczególnych regionów, takich jak np. poziom kapitału ludzkiego czy konkurencyjność.

W tym miejscu ograniczamy się wyłącznie do wymienienia najważniejszych zmiennych wyłaniających się z dotychczasowych badań jako determinant dynamiki liczby pracujących. Szczególną uwagę poświęcamy aktywności eksportowej, której wpływ na międzyregionalne zróżnicowanie dynamiki liczby pracujących w Polsce nie był dotychczas analizowany przy użyciu narzędzi ekonometrycznych. Zestawu tych zmiennych, uzupełnionego w wyniku próby sformułowania pewnych stylizowanych faktów nt. wykorzystania zasobu pracy w regionach Polski, używamy jako zbioru zmiennych objaśniających w modelach panelowych, których wyniki oszacowania przedstawiamy w dalszej części artykułu.

Zgodnie z dwoma głównymi nurtami ekonomii (neoklasycznym i keynesowskim), czynnikami, które określają wielkość popytu na pracę, a w efekcie także dynamikę liczby pracujących są, odpowiednio, wielkość popytu na rynku produktów (ujęcie keynesowskie) oraz poziom płac realnych (ujęcie neoklasyczne).

W ujęciu keynesowskim główną przyczyną zwiększania popytu na pracę jest wzrost efektywnego popytu. Większej liczbie zamówień w przedsiębiorstwach i zapotrzebowaniu na produkty ze strony konsumentów towarzyszy wzrost wielkości zatrudnienia i spadek liczby bezrobotnych, bowiem przedsiębiorcy dostosowują liczbę zatrudnionych pracowników do zwiększonej skali produkcji. Wielkość produktu na poziomie kraju i regionów można mierzyć wielkością wartości dodanej brutto.

W ujęciu neoklasycznym liczba pracujących zależy od poziomu płac realnych. Przedsiębiorcy zwiększają wielkość produkcji tak długo aż krańcowa wartość produktu pracy zrówna się z krańcowym kosztem pracy. Ponieważ krańcowy produkt pracy maleje wraz ze wzrostem zatrudnienia, to zatrudnienie jest tym większe, im niższy jest poziom płac realnych w gospodarce lub regionie przy innych czynnikach niezmiennych.

Rogut [2001] analizując dane o dynamice liczby pracujących w Polsce na poziomie województw w latach 1995-2001 potwierdziła występowanie dodatniej elastyczności popytu na pracę względem wartości dodanej brutto (ujęcie keynesowskie) i jednocześnie ujemnej elastyczności względem płac realnych (ujęcie neoklasyczne).

Użytecznym punktem wyjścia w analizie determinant dynamiki liczby pracujących poza dwie wyżej wymienione zmienne jest teoria bezrobocia równowagi (Friedman [1968]). Zgodnie z tą teorią, w każdej gospodarce, niezależnie od stanu koniunktury, utrzymuje się pewien poziom bezrobocia, zwany naturalnym. Wielkość bezrobocia równowagi jest uwarunkowana przede wszystkim przez wymienione już wcześniej czynniki instytucjonalne. Wysokość naturalnej stopy bezrobocia może zależeć również od strukturalnych cech podaży pracy, głównie jakości kapitału ludzkiego, którą można charakteryzować np. odsetkiem osób w wieku aktywności zawodowej o określonym poziomie wykształcenia. Im wyższe kwalifikacje zawodowe osób aktywnych zawodowo, tym niższy poziom naturalnej stopy bezrobocia. Należy jednak podkreślić, że naturalna stopa bezrobocia jest uwarunkowana przede wszystkim przez czynniki insty-

tuczonalne, natomiast struktura kwalifikacji podaży pracy określa jedynie siłę wpływu poszczególnych instytucji na rynek pracy ogółem. Przykładowo, osoby relatywnie lepiej wykształcone cechuje przeciętnie wyższa wydajność pracy niż pracowników niewykwalifikowanych, przez co pracodawcy mogą im zaofiarować wyższe wynagrodzenie. Tym samym, w porównaniu do pracowników o niskich kwalifikacjach, wielkość zatrudnienia osób lepiej wykształconych jest stosunkowo mniej wrażliwa np. na wzrost płacy minimalnej, czy wzrost poza-płacowych kosztów pracy.

Naturalną stopę bezrobocia można utożsamiać z bezrobociem frykcyjnym i strukturalnym. Bezrobocie strukturalne w szerokim ujęciu to ta część bezrobocia, która nie zmienia się w okresie cyklicznych wahań koniunktury. Bezrobocie strukturalne w wąskim ujęciu nie obejmuje natomiast bezrobocia frykcyjnego. W takim rozumieniu sprowadza się ono do bezrobocia, które wynika z niedopasowania struktury podaży i popytu na pracę. Niedopasowanie to może występować w wymiarze zawodowym, kwalifikacyjnym oraz geograficznym. Przyczyną powstawania tego typu bezrobocia są zmiany w strukturze popytu na produkty, postęp techniczny prowadzący do spadku zapotrzebowania na pracowników w przestarzałych zawodach czy dysponujących nieodpowiednimi kwalifikacjami, przy jednoczesnym wzroście popytu na pracowników o innych kwalifikacjach.

Zmienną instytucjonalną, która może mieć istotny wpływ na dynamikę liczby pracujących, szczególnie w województwach słabo rozwiniętych gospodarczo, jest w Polsce ustawowa płaca minimalna. Najniższe wynagrodzenie jest ustalane na identycznym poziomie dla całego kraju, a w efekcie jego relacja do przeciętnego wynagrodzenia w silnie rozwiniętych województwach jest wyraźnie niższa niż w regionach znajdujących się na niższym poziomie rozwoju. Przybyła i Rutkowski [2002] pokazują, że w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych w województwie stołecznym płaca minimalna odpowiadała 36% mediany wynagrodzeń, ale na przykład w województwach ciechanowskim czy białkopodlaskim, relacja ta wynosiła 58%. Według szacunków tych autorów, w województwach najslabiej rozwiniętych gospodarczo, podwyższeniu ogólnokrajowej płacy minimalnej o 10% towarzyszył wzrost stopy bezrobocia o ok. 3 pkt. proc. Przedstawione wyniki nie upoważniają wprawdzie do bezpośredniego wyciągania wniosków o występowaniu zależności przyczynowo-skutkowej pomiędzy wysokością płacy minimalnej w relacji do przeciętnego wynagrodzenia w regionie a stopą tworzenia nowych miejsc pracy czy wysokością regionalnej stopy bezrobocia, jednak pokazują, że wysoka płaca minimalna w Polsce mogła istotnie pogarszać perspektywy wzrostu zatrudnienia osób o niskich kwalifikacjach zawodowych.

Badania empiryczne prowadzone dla innych krajów poświęcone determinantom regionalnych różnic w dynamice liczby pracujących wskazują, że oprócz wysokiej dynamiki wytwarzanego produktu, wysokiej jakości kapitału ludzkiego i niskiej dynamiki wynagrodzeń, które przeciętnie zwiększają liczbę pracujących, ta dynamika istotnie zależy także od lokalizacji poszczególnych regionów. Przykładowo, Suedekum et al. [2006] analizując sytuację na rynku pracy we wschodniej części Niemiec w latach 1993-2001 pokazują, że lokalizacja poszczególnych regionów była nie mniej istotna w wyjaśnieniu regionalnych

różnic w dynamice liczby pracujących od wymienionych powyżej zmiennych obrazujących czynniki typowo ekonomiczne.

Wpływ eksportu na sytuację na regionalnych rynkach pracy jest pochodną struktury gospodarczej regionu, w tym jej wrażliwości na zmiany w wielkości i strukturze przepływów międzynarodowych, które determinują stopień w jakim popyt zagraniczny i krajowy oddziałują na regionalny rynek pracy. W dotychczasowych pracach teoretycznych poświęconych modelowaniu wpływu wymiany handlowej na aktywność gospodarczą, w tym na sytuację na rynku pracy, analizowano głównie różne wersje mnożnika eksportowego dla gospodarki regionalnej (zob. np. [Novlan, 2006]), które nawiązują do keynesowskiego ujęcia popytu na pracę. W analizach empirycznych prowadzonych dla innych krajów niż Polska (np. [Baldwin, Brown, 2004]) wskazuje się, że zwiększanie wolumenu handlu międzynarodowego prowadzi do wzrostu specjalizacji produkcyjnej regionów, a w efekcie zwiększa ich podatność na wstrząsy popytowe. Wniosek ten wydaje się jednak kontrowersyjny, gdyż zazwyczaj większej skali wymiany handlowej towarzyszy nie tylko wzrost wymiany wewnętrzzałaziowej, ale także większa dywersyfikacja partnerów handlowych. W efekcie wzrost eksportu powinien ograniczać podatność regionów na zewnętrzne wstrząsy popytowe, chyba że dany region cechuje się bardzo słabo zróżnicowaną strukturą eksportu. Przykładowo, badania regionalnych rynków pracy w Chinach [Ma, 2006] wskazują, że rozwojowi eksportu towarzyszy wysoka dynamika wynagrodzeń, co jest szczególnie widoczne w najbardziej aktywnych w wymianie handlowej nadmorskich prowincjach tego kraju. Na uwagę zasługują także wnioski z badania przeprowadzonego przez Buch i Schlotter [2008], które pokazują, że wzrostowi wolumenu wymiany handlowej w regionach z zachodniej części Niemiec w latach 1970-2005 nie towarzyszył wzrost zmienności poziomu zatrudnienia.

Ze względu na wysoki udział pracujących w rolnictwie w wielu regionach Polski, na uwagę zasługuje badanie Effa i Livingstona [2007], dotyczące wpływu wymiany handlowej na rynki pracy w regionach rolniczych i regionach zurbanizowanych. Autorzy ci dowodzą, że przyczyną niskiego potencjału eksportowego rolniczych regionów są przede wszystkim niedostatki kapitału ludzkiego, asymetria w dostępie do informacji na temat potencjalnych rynków eksportowych oraz niedostateczne wsparcie instytucjonalne w promocji eksportu. Jednocześnie, regiony rolnicze cechują się relatywnie niskimi kosztami pracy, co zwiększa ich atrakcyjność dla inwestorów. W praktyce jednak, ograniczenia dla napływu nowych inwestycji wynikające z zazwyczaj niskiego poziomu kapitału ludzkiego pracowników z regionów rolniczych są silniejsze od ewentualnych zachęt w postaci niskich kosztów pracy.

Stylizowane fakty

nt. dynamiki liczby pracujących w województwach w Polsce

Różnice w poziomie dochodu na mieszkańca między regionami nie wykazują wyraźnego związku z różnicami w liczbie pracujących. Wśród pięciu najzamożniejszych województw w Polsce są zarówno takie, w których liczba

pracujących na 1000 mieszkańców jest wysoka (województwo mazowieckie i wielkopolskie), jak i takie, w których jest ona niska (województwo śląskie i pomorskie). Z kolei w grupie pięciu najuboższych regionów w Polsce liczba pracujących na 1000 mieszkańców jest albo relatywnie wysoka (województwa świętokrzyskie i lubelskie), albo umiarkowana (w pozostałych).

W województwach o niskim dochodzie na mieszkańca duża część pracujących przypada na rolnictwo, tj. sektor o bardzo niskiej wydajności pracy. Wartość dodana na pracującego jest w nim prawie 4 razy niższa niż średnio w całej gospodarce. W ubogich regionach, w sektorze rolniczym pracuje od 16% wszystkich pracujących w województwie warmińsko-mazurskim do 29-37% w województwach podkarpackim, świętokrzyskim, podlaskim i lubelskim. Te cztery ostatnie województwa są województwami o najwyższym odsetku pracujących w rolnictwie w kraju i jednocześnie jedynymi, w których ten odsetek jest wyższy od odsetka pracujących w sektorze usług rynkowych, charakteryzującym się najwyższą wydajnością pracy – o ponad jedną trzecią wyższą niż średnio w całej gospodarce.

W województwach o wysokim dochodzie na mieszkańca odsetek pracujących w rolnictwie jest niski (województwo śląskie, dolnośląskie i pomorskie) lub umiarkowany (województwo mazowieckie i wielkopolskie). Wysoki jest tam natomiast odsetek pracujących w sektorze usług rynkowych. Tylko województwo wielkopolskie nie mieści się w piątce województw o najwyższym odsetku pracujących w usługach rynkowych (pod tym względem sytuuje się na 7 pozycji w kraju), ale i tam jest to najważniejszy sektor, odpowiadający za 46% wartości dodanej brutto i tworzący ponad 36% miejsc pracy.

Jeśli dla celów analizy determinant regionalnych różnic w dynamice liczby pracujących, ze zbioru pracujących ogółem wyliczy się osoby pracujące w rolnictwie, to okaże się, że najzamożniejsze województwa (z jednym wyjątkiem – Wielkopolski) pokrywają się z regionami o największym tak mierzonym zatrudnieniu, natomiast najbiedniejsze województwa – z regionami o najniższym zatrudnieniu. Z grupy 5 najbiedniejszych województw najwyższy odsetek osób w wieku produkcyjnym pracujących poza rolnictwem ma województwo warmińsko-mazurskie. Wynosi on 48,9% i sytuuje ten region na szóstym od końca miejscu w kraju².

W rolnictwie w Polsce utrzymuje się znaczące bezrobocie ukryte. Szczególnie wysokie jest ono w biednych regionach. Z wyjątkiem województwa warmińsko-mazurskiego należą one do regionów o wyraźnie niższej od średniej dla

² Podobne wyjaśnienie braku występowania silnej zależności (na poziomie podregionów) pomiędzy zróżnicowaniem sytuacji na rynku pracy a zróżnicowaniem PKB per capita można znaleźć np. w pracy [Bukowskiego et al., 2006]. Zwrócili oni uwagę, że brak tej zależności wynika z nominalnie dobrych wskaźników rynku pracy dla podregionów o wysokim udziale zatrudnienia w rolnictwie, które jednak w znacznej mierze jest zacofane i odznacza się niską produktywnością. Badanie to dowodzi, że choć w latach 2000-2005 pomiędzy rynkami poszczególnych województw nie doszło do znaczących zmian zróżnicowania wskaźnika zatrudnienia, to jednocześnie jednak miały miejsce znaczące zmiany w poziomie produktu, produktywności i w strukturze zatrudnienia.

kraju wydajności pracy w rolnictwie mierzonej wartością dodaną na pracującego. Na Podkarpaciu, charakteryzującym się najniższą wydajnością pracy w rolnictwie w kraju, jest ona ponad pięciokrotnie niższa niż w województwie zachodniopomorskim, w którym jest ona najwyższa w kraju. Co ciekawe, odpływ pracujących z rolnictwa w analizowanym okresie następował generalnie szybciej w województwach zamożnych niż w województwach biednych. W tej pierwszej grupie spadek liczby pracujących w rolnictwie w latach 1999-2008 był, za wyjątkiem województwa pomorskiego, głębszy niż średnio w kraju, natomiast w tej drugiej – za wyjątkiem Podlasia – płytszy, przy czym w dwóch województwach z tej grupy – podkarpackim i warmińsko-mazurskim – liczba pracujących w rolnictwie wzrosła (odpowiednio, o 4 i 8%).

Liczba pracujących w latach 1999-2008 wzrosła na poziomie kraju o 7,0%. Wśród 5 województw o najsilniejszym wzroście liczby pracujących były 3 województwa zamożne (mazowieckie (18,4%), śląskie (17,0%) i pomorskie (12,3%) oraz jeden biedny region (województwo warmińsko-mazurskie (17,2%)). Wśród 6 województw, w których w tym okresie spadła liczba pracujących były 2 zamożne województwa (wielkopolskie (2,3%) i dolnośląskie (1,3%)) oraz jeden biedny region (województwo podlaskie (7,1%)). Województwo dolnośląskie było województwem, w którym dokonała się najgłębsza spośród wszystkich regionów restrukturyzacja zatrudnienia w tym okresie. W latach 1999-2003 nastąpił tam najgłębszy spadek zatrudnienia (o 22,9%), a w latach 2003-2008 drugi – po województwie mazowieckim – najsilniejszy jego wzrost (o 28,0%).

Zmiany liczby pracujących były dodatnio skorelowane ze zmianami wartości dodanej. Na przykład województwo mazowieckie zajmowało pierwsze miejsce zarówno pod względem dynamiki wartości dodanej w latach 1999-2008, jak i pod względem dynamiki liczby pracujących. Z kolei województwo zachodniopomorskie zajmowało ostatnie miejsce pod względem dynamiki wartości dodanej i przedostatnie pod względem dynamiki liczby pracujących. Korelacja ta była jednak słaba. Kilka województw zajmowało przeciwne pozycje pod względem dynamiki, odpowiednio, wartości dodanej i liczby pracujących. Z jednej strony, województwa dolnośląskie i wielkopolskie należały do 5 najszybciej rozwijających się regionów, a jednocześnie do 6 regionów, w których spadła liczba pracujących w badanym okresie. Z drugiej strony, województwo warmińsko-mazurskie było jednym z 3 najwolniej rozwijających się regionów, a przy tym drugim pod względem skali wzrostu liczby pracujących.

Dynamika liczby pracujących w regionach nie wykazywała istotnej korelacji z dynamiką wynagrodzeń, niezależnie od sposobu ich pomiaru (zbadano dynamikę wynagrodzeń w przemyśle i w gospodarce narodowej oraz koszty związane z zatrudnieniem z rachunków narodowych). Brak korelacji między dynamiką liczby pracujących a dynamiką wynagrodzeń może wynikać z pozytywnego wpływu dynamiki wartości dodanej zarówno na liczbę pracujących, jak i na dynamikę wynagrodzeń. Inaczej mówiąc, w szybko rozwijających się regionach może szybko rosnąć zarówno liczba pracujących, jak i wynagrodzenia, z kolei w regionach o niskim tempie wzrostu gospodarczego dynamika obu tych wielkości jest niska. Nie oznacza to jednak, że koszty pracy nie mają

znaczenia dla zdolności regionów do tworzenia miejsc pracy. Warto zauważyć, że różnice w poziomie płac między regionami są dużo mniejsze niż w poziomie wydajności pracy. Rozpiętość przeciętnego wynagrodzenia nieco przekracza 50%, podczas gdy rozpiętość wartości dodanej brutto na pracującego jest bliska 100%. Może to stanowić barierę dla wzrostu zatrudnienia w biednych regionach, szczególnie wśród osób o niskich kwalifikacjach.

Dynamika liczby pracujących w regionach była ujemnie skorelowana ze wskaźnikiem zatrudnienia, ale nie była to bardzo silna korelacja. Wysoki początkowy wskaźnik zatrudnienia stanowi naturalną barierę dla dalszego wzrostu liczby pracujących. Jednak ze względu na duży niewykorzystany zasób pracy w zdecydowanej większości regionów, objawiający się wysokim odsetkiem biernych zawodowo, a często też bezrobotnych, nie była to bariera znacząca. Warto zauważyć, że ukryte bezrobocie w rolnictwie nie stanowiło zasobu pozwalającego na podniesienie dynamiki liczby pracujących. Po wyłączeniu pracujących w rolnictwie ze wskaźnika zatrudnienia, ujemna korelacja między dynamiką liczby pracujących (jak również liczby pracujących poza rolnictwem) a tym wskaźnikiem, zamiast się pogłębić, zbliżyła się do zera. Fakt, że pracujący w rolnictwie, w tym w szczególności w regionach, w których ma ono wysoki udział w zatrudnieniu (zob. fragment dotyczący skali oddziaływania pracujących z rolnictwa), wydają się niezdolni do pracy w innych sektorach, wskazuje na problem niedopasowania kwalifikacji części siły roboczej do popytu na pracę. Do powiązań między liczbą pracujących a kwalifikacjami siły roboczej powracamy w dalszej części tego punktu.

Dynamika liczby pracujących była ujemnie skorelowana z relacją płacy minimalnej do przeciętnego wynagrodzenia. Z 5 województw o najwyższej dynamice liczby pracujących 3 pokrywały się z 3 województwami (mazowieckie, śląskie i pomorskie), w których ta relacja była najniższa. 2 województwa z tej trójki (mazowieckie i śląskie) były jednocześnie jedynymi, w których była ona niższa od średniej dla kraju. Podobnego związku nie można jednak znaleźć wśród regionów o najniższej dynamice liczby pracujących. W tej piątce jedno województwo (kujawsko-pomorskie) należało do 5 regionów, w których relacja płacy minimalnej do przeciętnego wynagrodzenia była najwyższa, a jedno (wielkopolskie) – do 5 regionów, w których była ona najniższa.

Dynamika liczby pracujących wykazywała dodatnią korelację z dynamiką eksportu. Jednak pozycja regionów w eksporcie znacznie lepiej odzwierciedlała ich pozycję pod względem zamożności niż pod względem zmiany liczby pracujących. Lista 5 najzamożniejszych regionów pokrywała się z listą województw mających najwyższy, i do czasu przystąpienia Polski do Unii Europejskiej, rosący udział w łącznym eksporcie kraju. Z kolei 5 najbiedniejszych województw należało do 6 województw o najniższym udziale w łącznym eksporcie kraju, przy czym w każdym z nich był on niższy, w większości wyraźnie, od udziału w PKB.

Liczba pracujących z wyższym wykształceniem w latach 1999-2008 rosła dużo silniej niż liczba pracujących ogółem. Jej wzrost zawierał się od 50,6% w województwie dolnośląskim do 119,0% w województwie mazowieckim, a na

poziomie kraju wyniósł 86,8%. W ujęciu absolutnym wzrost liczby pracujących z wyższym wykształceniem (1716 tys.) wyraźnie przekroczył wzrost liczby pracujących ogółem (1035 tys.). W odróżnieniu od liczby pracujących ogółem spadki w skali roku liczby pracujących z wyższym wykształceniem na poziomie kraju nie wystąpiły nigdy, a na poziomie regionów zdarzały się rzadko – przeciętnie raz na sześć lat.

Do wzrostu liczby pracujących z wyższym wykształceniem przyczyniał się wzrost liczby osób w wieku produkcyjnym z wyższym wykształceniem. Na poziomie kraju wskaźnik zatrudnienia wśród osób z wyższym wykształceniem nieznacznie się obniżył. Jego wzrost nastąpił tylko w 5 województwach, w tym w 3 zamożnych (mazowieckim, śląskim i wielkopolskim). Z kolei, wśród 5 regionów, w których wzrost liczby miejsc pracy dla osób z wyższym wykształceniem najbardziej odbiegał in minus od wzrostu liczby osób w wieku produkcyjnym z wyższym wykształceniem były 3 biedne województwa (podlaskie, świętokrzyskie i podkarpackie) i tylko jedno zamożne (województwo dolnośląskie).

Mimo że wskaźnik zatrudnienia wśród osób z wyższym wykształceniem w latach 1999-2008 nieco się obniżył, to na koniec badanego okresu był na poziomie kraju o 18 pkt proc. wyższy niż dla populacji w wieku produkcyjnym ogółem. Różnica ta była generalnie większa w regionach o niskim wskaźniku zatrudnienia niż w regionach, w których jest on wysoki. Największa była w województwie warmińsko-mazurskim, mającym trzeci najniższy wskaźnik zatrudnienia w kraju, a najmniejsza w województwie mazowieckim, charakteryzującym się najwyższym wskaźnikiem zatrudnienia spośród wszystkich regionów. Ujemna korelacja między wskaźnikiem zatrudnienia oraz różnicą w odsetku pracujących, odpowiednio, wśród osób z wyższym wykształceniem i w populacji ogółem zanika, jeżeli wyłączyć ze wskaźnika zatrudnienia pracujących w rolnictwie.

Analiza empiryczna

W tej części artykułu przedstawiamy wyniki oszacowania szeregu wielowymiarowych modeli panelowych³ objaśniających zmienność dynamiki liczby pracujących w przekroju wojewódzkim, w których wymiar przedmiotowy stanowiło 16 polskich województw ($i = 1 \dots, 16$), zaś wymiar czasowy – dane roczne z okresu 1999-2008 ($t = 1 \dots, 10$).

Zastosowanie modelu panelowego charakteryzuje się szeregiem przewag w stosunku do modelu przekrojowego, wśród których najistotniejsze z punktu widzenia niniejszego badania to możliwość uchwycenia dynamicznego charakteru analizowanych zależności oraz interakcji między poszczególnymi jednostkami (województwami), a także możliwość estymacji większej, niż w przypadku modelu przekrojowego, liczby parametrów strukturalnych.

³ Obszerny przegląd metod modelowania z wykorzystaniem danych panelowych można znaleźć np. w pracy [Wooldridge'a, 2002] i [Baltagi, 2003].

Na podstawie analizy przeprowadzonej w dwóch poprzednich punktach, wśród zmiennych objaśniających zmienność dynamiki liczby pracujących w przekroju wojewódzkim, uwzględniono w modelu następujące zmienne:

- dynamika wartości dodanej brutto w cenach stałych – zgodnie z ujęciem keynesowskim, należy oczekiwać, że im wyższy jest popyt na produkty wytwarzane w danym regionie, tym większy jest także popyt na pracę,
- dynamika wynagrodzeń brutto w cenach stałych – zgodnie z ujęciem klasycznym należy oczekiwać, że w długim okresie wysoka dynamika wynagrodzeń, podnosząc koszty zatrudnienia, ogranicza wielkość popytu na pracę,
- poziom współczynnika zatrudnienia osób w wieku produkcyjnym – zdolność poszczególnych województw do zwiększania liczby pracujących powinna maleć wraz ze wzrostem poziomu współczynników zatrudnienia. Niski poziom współczynnika zatrudnienia dowodzi niskiego stopnia wykorzystania dostępnych zasobów pracy, a w efekcie oznacza potencjał do znaczącego wzrostu liczby pracujących, oczywiście jedynie w sytuacji występowania sprzyjających warunków do tworzenia nowych miejsc pracy (np. wysokiego udziału odpowiednio wykształconych pracowników w populacji osób w wieku produkcyjnym),
- dynamika eksportu w cenach stałych – dodatnia dynamika eksportu na poziomie województwa powinna potwierdzać konkurencyjność działających tam przedsiębiorstw w wymianie handlowej z zagranicą. Zgodnie z ujęciem keynesowskim, dodatnia dynamika eksportu netto powinna zwiększać popyt na pracę ze strony lokalnych przedsiębiorców,
- dynamika liczby nowych przedsiębiorstw – wzrost liczby nowych podmiotów gospodarczych odzwierciedla rozwój przedsiębiorczości na terenie województw, a także potencjał do tworzenia nowych miejsc pracy,
- procentowa relacja płacy minimalnej do przeciętnego wynagrodzenia w województwie – zgodnie z wynikami dotychczasowych badań regionalnych w Polsce, zbyt wysoki poziom minimalnego wynagrodzenia może ograniczać zdolność przedsiębiorstw do tworzenia nowych miejsc pracy, a w efekcie do zwiększania popytu na pracę,
- procentowy udział osób z wyższym wykształceniem w ogólnej liczbie ludności – dostępne analizy prowadzone dla innych krajów wskazują, że im wyższy jest udział pracowników z wyższym wykształceniem, tym w większym stopniu kwalifikacje dostępnej podaży pracy powinny odpowiadać potrzebom pracodawców.

Dokonano estymacji parametrów modelu dynamiki liczby pracujących ogółem o następującej postaci funkcyjnej:

$$d_{prac_{it}} = f(d_{wdb_{it}}, d_{plac_{it-1}}, wsp_{zat_{it-1}}, d_{ex_{it}}, d_{firm_{it}}, wsp_{plac_{it}}, edu_{it}, ue_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

gdzie oznaczenia poszczególnych zmiennych odpowiadają opisom, które przedstawia tablica 1, ε jest składnikiem losowym, a subskrypty $i = 1, \dots, 16$ oraz $t = 1, \dots, 10$ identyfikują wymiar, odpowiednio, przekrojowy i czasowy danych.

Tablica 1
Zmienne dla panelowego modelu dynamiki liczby pracujących

Skrócona nazwa zmiennej	Opis
$d_{prac_{it}}$	Roczna dynamika liczby pracujących według BAEL w województwie i oraz w roku t
$d_{wdb_{it}}$	Roczna dynamika wartości dodanej brutto w cenach stałych w województwie i oraz w roku t
$d_{plac_{it-1}}$	Roczna dynamika realnych wynagrodzeń brutto, zdeflowanych wskaźnikiem cen towarów i usług konsumpcyjnych w województwie i oraz w roku $t - 1$
$wsp_{zat_{it-1}}$	Współczynnik zatrudnienia w grupie wiekowej 15-64 lata w województwie i oraz w roku $t - 1$
$d_{ex_{it}}$	Roczna dynamika eksportu w EUR w województwie i oraz w roku t
$d_{firm_{it}}$	Roczna dynamika liczby przedsiębiorstw w województwie i oraz w roku t
$wsp_{plac_{it}}$	Relacja płacy minimalnej do przeciętnego wynagrodzenia w województwie i oraz w roku t
edu_{it}	Procentowy udział osób z wyższym wykształceniem w ogólnej liczbie ludności w województwie i oraz w roku t
ue_{it}	Zmienna zero-jedynkowa (binarna) przyjmująca wartość zero dla lat 1999-2003 i jeden dla lat 2004-2008, w którym Polska była członkiem UE

Źródło: opracowanie własne

Do estymacji parametrów modelu zastosowano cztery różne estymatory w celu zidentyfikowania wpływu różnic w zakładanej postaci funkcyjnej na otrzymane oszacowania parametrów.

W pierwszym podejściu zastosowano estymator typu *pooled* (dalej: OLS), w którym ignorowany jest wymiar przekrojowy analizowanej próby, tzn. zakłada się tu, iż wszystkie współczynniki w modelu, w tym wyraz wolny, są stałe, zaś składnik losowy ma ten sam rozkład dla wszystkich analizowanych jednostek. Model (1) przyjmuje wtedy postać:

$$d_{prac_{it}} = \alpha_0 + \beta_1 d_{wdb_{it}} + \beta_2 d_{plac_{it-1}} + \beta_3 wsp_{zat_{it-1}} + \beta_4 d_{ex_{it}} + \beta_5 d_{firm_{it}} + \beta_6 wsp_{plac_{it}} + \beta_7 edu_{it} + \beta_8 ue_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Pomija się w ten sposób możliwość występowania efektów indywidualnych, czyli specyficznych dla danej jednostki (w tym przypadku: województwa) cech (np. różnic wynikających z położenia geograficznego, uwarunkowań historycznych itp.) nieuwjętych w modelu, lecz wpływających na zmienną objaśnianą. W przypadku, gdy założenie to nie jest prawdziwe, estymator jest obciążony, stąd w literaturze jest on traktowany jako pierwsze przybliżenie, nie zaś ostateczna postać modelu. Wyniki estymacji równania 2 przedstawia tablica 2 w kolumnie (1).

Tablica 2
Wyniki estymacji parametrów dla czterech różnych estymatorów

Zmienna	OLS	FE	RE	PCSE
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
d_wdb_{it}	0,2422** (0,1186)	0,2298* (0,1260)	0,2401** (0,1176)	0,2318** (0,1107)
d_placi_{t-1}	-0,1661 (0,1830)	-0,2734 (0,2016)	-0,1773 (0,1824)	-0,1777 (0,1621)
wsp_zati_{t-1}	-0,1158 (0,0953)	0,0362 (0,1706)	-0,1088 (0,1005)	-0,1134 (0,0771)
d_exit	0,0527* (0,0310)	0,0600* (0,0325)	0,0541* (0,0309)	0,0551** (0,0268)
$d_firm\ it$	0,4928*** (0,1806)	0,5300** (0,2108)	0,5143*** (0,1818)	0,4856*** (0,1616)
wsp_placit	0,0264 (0,0996)	-0,0189 (0,3351)	0,0332 (0,1061)	0,0248 (0,0878)
$eduit$	0,3620* (0,1999)	0,5105** (0,2538)	0,3786* (0,2034)	0,3720* (0,1935)
$ueit$	3,6369*** (1,2876)	3,3973** (1,4689)	3,6692*** (1,2900)	3,5612*** (1,1410)
Stała	-2,8864 (6,0200)	-10,8362 (12,7917)	-3,7919 (6,4035)	-2,9539 (4,7050)
R łączny	0,3511	0,3188	0,3609	0,3219
Test Walda łącznej istotności (wartość p)	0,000	0,000	0,000	0,000
Test Walda łącznej istotności efektów stałych (wartość p)	NA	0,227	NA	NA
Test LR Breuscha-Pagana efektów losowych (wartość p)	NA	NA	0,812	NA
Test specyfikacji Hausmana (wartość p)	NA	0,334		NA
Liczba obserwacji	144	144	144	144

Źródło: opracowanie własne

W kolejnym kroku uchylono założenie o braku systematycznych różnic między poszczególnymi województwami. W modelu panelowym tego typu różnice, czyli efekty indywidualne można uwzględnić na dwa sposoby:

- pierwszy sposób polega na estymacji parametrów modelu z tzw. efektami ustalonymi (ang. *fixed effects*, dalej: FE), który zakłada homogeniczność parametrów stojących przy zmiennych objaśniających, lecz dopuszcza różne wartości wyrazu wolnego dla poszczególnych województw. Efekty indywidualne są więc traktowane jako dodatkowe parametry podlegające estymacji, a model przyjmuje postać:

$$d_{prac_{it}} = \alpha_i + \beta_1 d_{wdb_{it}} + \beta_2 d_{plac_{it-1}} + \beta_3 wsp_{zat_{it-1}} + \beta_4 d_{ex_{it}} + \beta_5 d_{firm_{it}} + \beta_6 wsp_{plac_{it}} + \beta_7 edu_{it} + \beta_8 ue_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

gdzie α_i jest wyrazem wolnym dla województwa o indeksie i ,

- drugi sposób polega z kolei na estymacji parametrów modeli z tzw. efektami losowymi (ang. *random effects*, dalej: RE). Podobnie jak w przypadku estymatora FE zakłada się tutaj, że parametry przy zmiennych objaśniających są homogeniczne. Różnica polega jednak na odmiennym traktowaniu efektów indywidualnych: w przypadku estymatora RE traktuje się je jako wartości losowe i włącza do składnika losowego⁴. Model przyjmuje więc postać:

$$d_{prac_{it}} = \alpha_0 + \beta_1 d_{wdb_{it}} + \beta_2 d_{plac_{it-1}} + \beta_3 wsp_{zat_{it-1}} + \beta_4 d_{ex_{it}} + \beta_5 d_{firm_{it}} + \beta_6 wsp_{plac_{it}} + \beta_7 edu_{it} + \beta_8 ue_{it} + v_{it} \quad (4)$$

gdzie $v_{it} = \varepsilon_{it} + \alpha_{it}$.

Wyniki estymacji parametrów tak zdefiniowanych modeli przedstawia tabela 2, odpowiednio, w kolumnie (2) i (3).

Rozbieżność wyników estymacji FE i RE w zakresie determinant dynamiki liczby pracujących prowadzi do pytania o to, który z estymatorów „lepiej” opisuje analizowane relacje. Niestety, zestaw testów statystycznych pozwalających udzielić odpowiedzi na to pytanie nie dostarcza jednoznacznych wniosków:

- test Walda testuje łączną istotność efektów ustalonych (ang. *fixed effects*). Jego statystyka przy prawdziwości hipotezy zerowej o braku istotności tych efektów ma rozkład Fischera-Snedecora. Uzyskana dla oszacowanego modelu FE wartość krytyczna (1,21) wskazuje, że na poziomie istotności 10% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej co oznacza, iż wprowadzone do modelu efekty ustalone nie są istotne statystycznie,
- drugi test – Breuscha-Pagana – bazuje na hipotezie zerowej mówiącej o zerowej wariancji efektów losowych (co w praktyce oznacza, że wariancja składnika losowego w całym modelu jest stała, niezależnie od badanej jednostki). Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka tego testu ma rozkład Chi-kwadrat. Wartość krytyczna dla oszacowanego modelu RE na poziomie 0,03 wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej,
- trzeci z testów – test Hausmana – bada bezpośrednio różnice w oszacowaniach parametrów uzyskanych metodą FE i RE. Jeśli różnice między oszacowaniami są duże, może to być spowodowane albo obciążonością estymatora RE, albo błędną postacią funkcyjną modelu. Jeśli brak jest syste-

⁴ Przyjęcie takiego założenia prowadzi do niesferyczności składnika losowego ze względu na jego autokorelację w ramach obserwacji dla poszczególnych regionów. W efekcie konieczne jest tu stosowanie do estymacji uogólnionej metody najmniejszych kwadratów lub metody największej wiarygodności.

matycznych różnic, to oba estymatory są nieobciążone, ale RE jest w tym przypadku bardziej efektywny. Hipoteza zerowa testu Hausmana zakładająca brak istotnych różnic między oszacowaniami parametrów ma rozkład Chi-kwadrat. Wartość krytyczna testu (0,334) uzyskana dla oszacowanych na podstawie dwóch modeli wektorów parametrów wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co oznacza, że oszacowania parametrów uzyskane metodą RE charakteryzują się mniejszą wariancją.

Wyniki powyższych testów statystycznych wskazują więc, że estymator RE dostarcza bardziej precyzyjnych oszacowań niż estymator FE, jednak efekty losowe wyjaśniają bardzo małą część zmienności składnika losowego.

W ostatnim kroku uchylono założenie o homoskedastyczności i braku korelacji składnika losowego z tych samych okresów między poszczególnymi jednostkami oraz braku autokorelacji składnika losowego tzn. zależności składników losowych w czasie. Wydaje się, że najszerzej stosowaną obecnie metodą estymacji w sytuacji występowania heteroskedastyczności i autokorelacji jest zaproponowany przez Becka i Katza [1995] estymator panelowy ze skorygowanymi błędami standardowymi (ang. *panel corrected standard error*, dalej: PCSE) bazujący na regresji Prasa-Winsteina⁵. Pozwala on jednocześnie uwzględnić brak sferyczności składnika losowego wynikający z zależności jego wartości między poszczególnymi jednostkami, jak i okresami. Wyniki estymacji metodą PCSE przedstawia tablica 2 w kolumnie (4).

Na podstawie otrzymanych wyników estymacji można sformułować następujące wnioski:

- parametr opisujący zależność między dynamiką liczby pracujących oraz dynamiką wartości dodanej brutto wynosi ok. 0,24, co oznacza, że przyspieszeniu tempa wzrostu wartości dodanej brutto o 1 pkt. proc. towarzyszy zwiększenie tempa wzrostu liczby pracujących o ok. 0,24 pkt. proc. Zarówno otrzymana wartość punktowa parametru, jak i istotność statystyczna oszacowania nie różnią się istotnie, niezależnie od zastosowanej metody estymacji,
- pozostałe „podstawowe” determinanty dynamiki liczby pracujących, tzn. opóźniona dynamika płac realnych oraz opóźniony współczynnik zatrudnienia osób w wieku 15-64 lata okazały się nie mieć istotnego wpływu na kształtowanie się zmiennej objaśnianej. Co prawda w obu przypadkach znak oszacowanego parametru strukturalnego był ujemny, a więc zgodny z oczekiwaniami, jednak 95% przedział ufności dla tych parametrów obejmował zarówno wartości ujemne, jak i dodatnie. W efekcie, jednoznaczna interpretacja kierunku oddziaływania tych zmiennych na dynamikę liczby pracujących nie jest uprawniona. Jedną z potencjalnych przyczyn braku istotnego wpływu dynamiki płac realnych na dynamikę liczby pracujących w badanym

⁵ Często stosowaną metodą jest też estymator uogólnionej metody najmniejszych kwadratów Parksa, jednak Beck i Katz [1995] przekonują, że metoda ta prowadzi do znacznego niedoszacowania standardowych błędów szacunków. Z drugiej strony Chen et al. [2005] dowodzą, że estymator PCSE dostarcza rzeczywiście dokładniejszego w porównaniu do estymatora Parksa oszacowania błędów standardowych, lecz kosztem gorszej precyzji punktowego oszacowania parametrów strukturalnych.

okresie jest to, że szczególnie wysoka dynamika wynagrodzeń odnotowywana w latach 2006-2008 była konsekwencją presji płacowej wynikającej z silnego popytu na pracę, któremu towarzyszyły problemy z zatrudnianiem pracowników o odpowiednich kwalifikacjach. W efekcie, dane w badanej próbie pokazują silny wzrost zarówno płac jak i liczby pracujących, co należy interpretować wyłącznie jako zjawisko krótkookresowe. Krótki zakres próby badawczej, która w szczególności nie obejmuje pełnego cyklu koniunkturalnego, nie pozwala na zidentyfikowanie zależności długookresowych,

- dynamika eksportu ma statystycznie istotny wpływ na dynamikę liczby pracujących (na poziomie przynajmniej 10%). Oszacowany parametr kształtuje się na poziomie od 0,052 do 0,060 (w zależności od przyjętej metody estymacji). Oznacza to, że wzrost eksportu zwiększa wielkość popytu na pracę w poszczególnych województwach, jednak skala tego oddziaływania jest umiarkowana: wzrost dynamiki eksportu o 1 pkt. proc. zwiększa dynamikę pracujących o ok. 0,06 pkt proc. Należy zaznaczyć, że mierzona w ten sposób siła zależności pomiędzy tymi zmiennymi jest oczyszczona z oddziaływania, jakie na dynamikę liczby pracujących wywiera dynamika produktu, gdyż w estymowanym modelu, oprócz dynamiki eksportu, uwzględniono również dynamikę wartości dodanej brutto. Może to w znacznym stopniu tłumaczyć niewielką wartość oszacowanego parametru,
- istotny wpływ na dynamikę liczby pracujących ma poziom wykształcenia mieszkańców województwa: wzrost udziału osób z wykształceniem wyższym w ogólnej liczbie ludności w wieku produkcyjnym o 1 pkt proc. zwiększa dynamikę liczby pracujących o ok. 0,36-0,51 pkt proc. Efekt ten jest statystycznie istotny na poziomie 10% niezależnie od zastosowanej metody estymacji,
- podobnie, istotny dodatni wpływ na dynamikę liczby pracujących ma skala przedsiębiorczości w województwie: wzrost liczby firm na tys. mieszkańców o 1% zwiększa dynamikę liczby pracujących o 0,48-0,55 pkt proc. Wpływ ten jest istotny statystycznie na poziomie 5% lub niższym,
- nieistotny okazał się natomiast wpływ poziomu relacji między płacą minimalną a przeciętnym wynagrodzeniem w danym województwie. Prawdopodobną przyczyną otrzymania takiego wyniku jest brak możliwości odniesienia poziomu płacy minimalnej do przeciętnego poziomu płacy osób najmniej zarabiających. Rozkład płac w poszczególnych województwach może się bowiem istotnie różnić, a w związku z tym relacja płacy minimalnej do płacy przeciętnej może nie stanowić dobrej miary ograniczeń w dostępie do formalnego zatrudnienia, jakie ze względu na relatywnie wysoki poziom płacy minimalnej napotykają osoby o najniższych kwalifikacjach zawodowych, które zazwyczaj są także osobami uzyskującymi najniższe wynagrodzenia. Poza tym, przedmiotem badania było 16 województw, które ze względu na swoją wielkość są znacznie silniej zróżnicowane wewnętrznie pod względem poziomu wynagrodzeń w porównaniu do 49 byłych województw, które były przedmiotem wcześniejszych badań [Przybyła, Rutkowski, 2002] wpływu płacy minimalnej na dynamikę tworzenia nowych miejsc pracy,

- oddzielny wpływ na zmiany zachodzące na rynku pracy wywarło członkostwo w Unii Europejskiej: w okresie od 2004 r. dynamika liczby pracujących była przeciętnie wyższa o ok. 3,5 pkt proc., niż w okresie poprzedzającym członkostwo. Należy przy tym zaznaczyć, że efekt ten utrzymuje swoją istotność nawet po dodaniu do modelu zmiennej uwzględniającej ewentualny trend w przebiegu dynamiki zatrudnienia liczby pracujących. Choć w badanej próbie w latach, w których Polska była członkiem UE, odnotowano istotne przyspieszenie dynamiki liczby pracujących, to nie można wprost uznawać przystąpienia naszego kraju do UE jako czynnika, który w tej skali podwyższył wielkość popytu na pracę. Najbardziej prawdopodobnym kanałem oddziaływania członkostwa w UE na wielkość popytu na pracę w Polsce w latach 2004-2008 jest napływ funduszy unijnych do przedsiębiorstw i gospodarstw rolnych (efekt popytowy) oraz wzrost nakładów na rozwój kapitału ludzkiego (zmniejszanie niedopasowania kwalifikacji popytu i podaży pracy). Te czynniki nie były jednak przedmiotem niniejszego badania, ze względu na ograniczenia w dostępie do odpowiednio długich i spójnych szeregów czasowych.

Posumowanie

W celu określenia, jakie zmienne decydowały o dynamice liczby pracujących w regionach Polski w latach 1999-2008, oszacowaliśmy szereg modeli panelowych. Wynika z nich, że dynamika liczby pracujących w województwach w tym okresie była dodatnio związana z dynamiką wartości dodanej brutto, odsetkiem osób z wyższym wykształceniem w populacji w wieku produkcyjnym, liczbą firm na tysiąc mieszkańców oraz dynamiką eksportu. Podniosło ją również przystąpienie Polski do Unii Europejskiej.

Otrzymane wyniki estymacji nie pozwalają oczywiście zidentyfikować wszystkich czynników decydujących o dynamice liczby pracujących w poszczególnych województwach. Stosunkowo niskie (nieprzekraczające 40%) wartości współczynników determinacji wskazują, że znaczna część zmienności dynamiki liczby pracujących zależy od charakterystyk gospodarek poszczególnych województw nieujętych w modelach. Zidentyfikowany na podstawie modeli istotny wpływ tempa wolumenu eksportu, poziomu wykształcenia i przedsiębiorczości wskazuje jednak, że polityka gospodarcza na poziomie regionów promująca rozwój tych cech strukturalnych może stanowić istotny wkład w wykorzystanie potencjału dostępnego zasobu pracy.

Bibliografia

- Baldwin J.R., Brown W.M., [2004], *Regional Manufacturing Employment Volatility in Canada: The Effects of Specialization and Trade*, „Papers in Regional Science”, Vol. 83, No. 3, s. 519-541.
- Baltagi B., [2003], *Testing panel data regression models with spatial error correlation*, „Journal of Econometrics”, Vol. 117, No. 1, s. 123-150.

- Bassanini A., Duval R., [2006], *Employment Patterns in OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions*, „OECD Social Employment and Migration Working Papers”, No. 35.
- Beck N., Katz J., [1995], *What to do (and not to do) with time-series cross-section data*, „American Political Science Review”, Vol. 89, No. 3, s. 634-647.
- Belot M., von Ours J., [2000], *Does the Recent Success of some OECD Countries in Lowering their Unemployment Rates lie in the Clever Design of their Labour Market Reforms?*, „CEPR Discussion Papers”, No. 2492. CEPR.
- Blanchard O., [2005], *European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas*, „NBER Working Papers”, No. 11750, National Bureau of Economic Research.
- Blanchard O., Wolfers J., [2000], *The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: the Aggregate Evidence*, „NBER Working Paper”, No. 7282.
- Buch C.M., Schlotter M., [2008], *Regional Origins of Employment Volatility: Evidence from German States*, „CESifo Working Paper”, No. 2296, Munich.
- Bukowski M. (red.), Lewandowski P., Magda I., Zawistowski J., Baranowska A., Bober M., Sarzalska M., Szydłowski A., [2006], *Zatrudnienie w Polsce 2006. Produktywność dla pracy*, Instytut Badań Strukturalnych, Warszawa.
- Chen X., Lin S., Reed W.R., [2005], *Another Look At What To Do With Time-Series Cross-Section Data*, „Working Papers in Economics”, No. 0506004.
- Eff E.A., Livingston S.G., [2007], *Is There a Rural/Urban Export Gap?*, „Journal of Regional Science”, Vol. 47, No. 2, s. 339-363.
- Friedman M., [1968], *The Role of Monetary Policy*, „American Economic Review”, Vol. 58, No. 1, 1-17.
- Jerger J., Michaelis J., [2003], *Wage hikes as Supply and Demand Shock*, „Metroeconomica”, Vol. 54, s. 434 – 457.
- Ma A.C., [2006], *Geographical Location of Foreign Direct Investment and Wage Inequality in China*, „The World Economy”, Vol. 29, No. 8, s. 1031-1055.
- Novlan D.M., [2006], *The Export Base and Input-output Models of Regional Development* [material powielony].
- Nunziata L., [2005], *Institutions and Wage Determination: A Multi-Country Approach*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, Vol. 67, No. 4, s. 435-466.
- Przybyła M., Rutkowski J., [2002], *Poland – Regional Dimensions of Unemployment*, [w:] B. Funck, L. Pizzati (red.), *Labor, Employment and Social Policy in the EU Enlargement Process. Changing Perspectives and Policy Options*, World Bank, Washington D.C.
- Rogut A., [2001], *Determinanty popytu na pracę w ujęciu regionalnym*, [w:] *Determinanty popytu na pracę w okresie transformacji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Suedekum J., Blien U., Ludsteck J., [2006], *What has caused regional employment growth differences in eastern Germany?*, „Jahrbuch für Regionalwissenschaft”, Vol. 26, s. 51-73.
- Wooldridge J., [2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge MA.

DETERMINANTS OF REGIONAL VARIATIONS IN EMPLOYMENT GROWTH IN POLAND FROM 1999 TO 2008

Summary

The paper aims to empirically analyze the determinants of regional variations in employment growth in Poland during the period of 1999-2008. The authors expand the typical set of variables used to explain regional changes in employment – which include the wage and value added growth rates – to include export momentum as an indicator of a region's competitiveness and as a variable that is likely to significantly influence the employment growth rate.

As a research method, the authors estimate panel cross-section models of regional diversity in annual employment growth rates in Poland. The main results of the analysis are that regional employment growth is accompanied by (i) an increased volume of exports, (ii) a high level of education among workers, and (iii) entrepreneurship measured by the rate at which new businesses are established. The results indicate that a regional economic policy designed to promote the development of exports and entrepreneurship could significantly contribute to an increase in employment, the authors say.

Keywords: employment, exports, panel models

JEL classification codes: R11, R15, R22
