

*dr inż. Karol Flisikowski*¹

Katedra Nauk Ekonomicznych / Zakład Statystyki
Politechnika Gdańska

Próba uogólnionej oceny efektywności wybranych rynków pracy

WSTĘP

Rola efektywności rynku pracy w determinowaniu wydajności całej gospodarki jest niezwykle popularnym aspektem wielu studiów literaturowych oraz analiz empirycznych prowadzonych przez ekonomistów i decydentów. Generalizując, wydajność rynku odnosi się do stopnia, w jakim rzeczywiste ceny rynkowe odzwierciedlają rzeczywiste koszty produkcji i korzyści z niej otrzymane. To z kolei będzie zależać od tempa, z jaką wielkość popytu i dostarczona podaż podąża w kierunku równowagi. Przekładając to uogólnienie na specyficzny rynek, jakim jest rynek pracy, oznaczać to będzie, iż na efektywność należy spojrzeć poprzez pryzmat płacy i zatrudnienia oraz tempa, w jakim następują procesy dostosowawcze. Ostatnie badania prowadzone w tym zakresie wskazują na wyraźną tendencję do uogólniania pojęcia efektywności, także w przypadku ocen dot. rynku pracy.

Zgodnie z teorią ekonomii, efektywność rynku przekłada się na optymalizację wykorzystania zasobów [Woodford, 2002; Levy, 2007], a także dobrobytu [Cordina, 2008]. Sprawna realokacja zasobów rynkowych wpływa również pozytywnie na stopę wzrostu [Burgess, Mawson, 2003]. Co więcej, sprawniejszy rynek oznacza większą odporność na negatywne szoki zewnętrzne [Briguglio et. al., 2006]. Rynek pracy zajmuje szczególne miejsce w badaniach dotyczących efektywności funkcjonowania gospodarki ogółem, gdyż w tym przypadku, jeśli mechanizmy rynkowe efektywnie regulują popyt na pracę (przedsiębiorstwa) i podaż na pracę (gospodarstwa domowe), oznacza to tym samym, iż rozlokowują one kapitał ludzki dla jego maksymalnego wykorzystania [Melody, 2002]. Efektywność i elastyczność rynku są ze sobą powiązane, gdyż elastyczność prowadzi do sprawnego zarządzania interakcjami między poziomem płac, podaży i popytu na pracę. Rynek pracy jest rozumiany jako elastyczny, jeśli

¹ E-mail: karflisi@pg.gda.pl, www.statosfera.pl.

operuje on w sposób gwarantujący szybką adaptację zmian w obliczu szoków pojawiających się nagle oraz autoregulację na ciągle zmieniające się otoczenie ekonomiczne [Pissarides, 1997].

Do pełnej charakterystyki efektywności rynków włącza się takie instytucjonalne elementy rynku pracy jak płaca minimalna, jej relacja do płacy przeciętnej, opodatkowanie pracy, czas pracy, stopień uzwiązkowienia itp. Zostaną one uwzględnione w badaniach empirycznych jako rezultat wielu teoretycznych rozważań (m.in. teorie bezrobocia równowagi, poszukiwań na rynku pracy). Płaca minimalna przewyższająca płacę „oczyszczającą” rynek, prowadzi do nieefektywnej alokacji zasobów pracy. Opodatkowanie może przecież wpływać na wynagrodzenie netto bądź koszty pracy, powodując zmianę podaży pracy lub zmianę popytu na pracę. Elastyczny czas pracy podnosi efektywność funkcjonowania rynku pracy stwarzając warunki na aktywność zawodową tych osób, które z różnych przyczyn (edukacja, wychowywanie dziecka) nie są w stanie podjąć pracy w pełnym wymiarze godzin [Hopenhayn et al., 1993]. Wynikiem działalności związków zawodowych jest często podwyższenie poziomu płac ponad stan równowagi powodujące pojawienie się bezrobocia (spadek zatrudnienia). Niemale znaczenie mają tutaj także instytucjonalne regulacje prawne z zakresu rynku pracy np. dotyczące swobody zwalniania i zatrudniania pracowników. Elastyczne rynki pracy pozwalają pracownikom na wychodzenie z kurczących się sektorów i umożliwiają firmom i gospodarce jako całości na sprawne reagowanie na zewnętrzne szoki popytowe [Mortensen et al., 1994].

Poza typową charakterystyką efektywności warto podjąć się próby jej uzupełnienia o nieco bardziej uogólnioną charakterystykę realokacji siły roboczej wraz z tempem procesów dostosowawczych w strukturze (rozkładzie) płac. Iloraz tempa zmian w strukturze zatrudnienia do tempa zmian zachodzących w rozkładzie płac może być wskaźnikiem ilustrującym efektywne, elastyczne zachowania w/w instytucji, regulacji rynków pracy, poza samą tylko i wyłącznie charakterystyką poziomu bezrobocia i udziałów zatrudnienia.

MOBILNOŚĆ STRUKTUR RYNKU PRACY

Mobilność płac, zatrudnienia jest zagadnieniem niezwykle szeroko rozumianym i analizowanym. W niniejszym opracowaniu mobilność ta jest rozważana jako zmiana struktury² sektorowych płac, zasobów pracy (zatrudnienia) w czasie. Ruchliwość strukturalna może być charakteryzowana za pomocą wielu stosowanych w jej analizach wskaźników. To od nich zależy docelowa interpretacja i sens ekonomiczny.

Mobilność międzysektorowa i jej zależność od krótkookresowych, zagregowanych fluktuacji zmiennych ekonomicznych to niezwykle istotny wątek w lite-

² Struktura płac i zatrudnienia określona jest zgodnie z międzynarodową klasyfikacją sektorową ISIC Rev. 3.1.

raturze [Abraham et al., 1986; Murphy, 1987; Loungani et al. 1989; Altonji et al., 1990; Palley, 1992; Brainard et al., 1993; Chan 1996; Garonna 2000]. Badania te dowodzą, iż istnieje pozytywna zależność między mobilnością siły roboczej na poziomie sektorowym a zagregowaną stopą bezrobocia. Łączenie tych dwóch trendów jest nadal przedmiotem dyskusji i wielu kontrowersji. W badaniach wykorzystujących dane dotyczące tzw. *worker turnover* (dopływy pracowników z bezrobocia oraz wcześniej niepracujących) wykazano pozytywną korelację [Aghion et al., 1994], w kolejnych negatywną [Krugman, 1994], a w jeszcze innych kompletny jej brak. Natomiast w badaniach wykorzystujących przesunięcia w strukturze sektorowej [Basile, 2010; Mussida et al., 2012] określono kierunek związku jako dodatni.

W niniejszym opracowaniu zastosowano najmniej popularne rozwiązanie – zagregowane do poziomu sektorów dane oraz badanie zmian zachodzących w nich w czasie z użyciem modelu prawdopodobieństwa Markowa (Markov, 1906). Model prawdopodobieństw przejść Markowa bazuje na zestawie dyskretnych stanów (np. sektorów), w których można sklasyfikować wszystkie obserwacje (np. firmy, instytucje, pracowników).

Niech R oznacza dyskretne kategorie, w których uporządkowano wszystkie obserwacje. Macierz prawdopodobieństw przejść $P=[p_{ij}]$ można zdefiniować jako macierz obrazującą prawdopodobieństwa, iż poziom płacy w danym stanie – sektorze (lub zatrudnienie) nie zmieni się, bądź zmieni się i przepływnie do sektora $R-I$ w danym horyzoncie czasowym. Każdy element macierzy, p_{ij} , przedstawia prawdopodobieństwo, iż poziom płacy / zatrudnienia jest równy i w okresie $t-1$ oraz poziom płacy / zatrudnienia jest równy j w okresie t (1).

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{1R} \\ p_{12} & p_{22} & p_{2R} \\ p_{R1} & p_{R2} & p_{RR} \end{bmatrix} \quad (1)$$

W analizie wykorzystano prostą strukturę prawdopodobieństw przejść Markowa, z uwzględnieniem stacjonarnych procesów Markowa pierwszego rzędu³. Przy tym założeniu, jedyną istotną informacją objaśniającą zachowanie się szeregu struktur płacowych i zasobowych jest ich układ w poprzednim okresie. Przy założeniu stacjonarności całego procesu, można przedstawić prawdopodobień-

³ Założenie procesu Markowa pierwszego rzędu może poniekąd zakłócać istniejące w rzeczywistości wolne tempo reakcji na otoczenie ekonomiczne zmian w strukturze płac czy też zatrudnienia. W tym wypadku należałoby skorzystać z nieco dłuższego okresu analizy oraz zastosować proces Markowa wyższego rzędu. Jednakże spowodowałyby to znaczący wzrost poziomu skomplikowania modelu, a więc i pojawiłyby się techniczne problemy w estymacji, jak i wzrosłyby gwałtownie wymagania co do okresu analizy.

stwa przejścia p_{ij} , w formie macierzy prawdopodobieństw przejścia (o wymiarach $R \times R$), w której $P = [p_{ij}]$. Macierz ta posiada własność sumowania się wierszy do jedności.

Szacowanie macierzy przejść z wykorzystaniem serii danych indywidualnych jest niezwykle prostym procesem. W tym wypadku oszacowanie prawdopodobieństwa jednostki będącej w stanie j w okresie t , gdy w okresie $t-1$ znajdowała się w stanie i , oznaczone przez p_{ij} , sprowadza się do następującej postaci estymatora (2).

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_j n_{ij}} \quad (2)$$

Prawdopodobieństwo przejścia z dowolnego stanu i jest równe proporcji tych jednostek, które na początku znajdowały się w stanie i oraz na końcu w stanie j jako proporcja wszystkich jednostek, które na początku obserwować można było w stanie i . Używając metody opisanej powyżej możliwe jest oszacowanie całej macierzy przejścia z wykorzystaniem danych ilościowych. Anderson i Goodman (1957) wykazali, iż estymator (2) jest obciążonym estymatorem największej wiarygodności, a obciążenie to spada do zera wraz ze wzrostem liczebności próby. W przypadku danych o wysokim stopniu agregacji nie jest niestety możliwe zastosowanie estymatora największej wiarygodności używając równania (2). Jednakże, jeśli szereg czasowy struktur danych jest wystarczająco długi, możliwe jest oszacowanie macierzy przejść z użyciem danych zagregowanych wykorzystując metody programowania kwadratowego. Założyć wówczas należy, iż zamiast obserwacji indywidualnych przejść, obserwować będziemy jedynie zagregowane proporcje, $y_j(t)$ oraz $y_j(t-1)$, które reprezentują proporcje obserwacji z sektorów j oraz i w dwóch kolejnych okresach czasu. Zapisać można w takim przypadku stochastyczną zależność (3) bieżące oraz szacowane zachowanie się $y_j(t)$.

$$y_j(t) = \sum_i y_i(t-1)p_{ij} + u_j(t-1) \quad (3)$$

gdzie: $y_j(t)$ to bieżąca obserwacja, p_{ij} to nieznane elementy macierzy prawdopodobieństw przejścia, natomiast $u_j(t)$ to odchylenia (błędy), które powinny być minimalizowane.

Zgodnie z niezwykle istotnymi badaniami nad techniką estymacji markowskich macierzy przejść dla zagregowanych danych przeprowadzonymi przez Lee, Judge i Zellner [1970] można zapisać to równanie w wersji macierzowej (4).

$$y = Xp + u \quad (4)$$

Lee, Judge i Zellner [1970, rozdziały 1 i 3] sugerują zminimalizowanie sumy kwadratów błędów w równaniu (4) poprzez zastosowanie metody najmniejszych

kwadratów, z wyłączeniem ograniczeń liniowych prawdopodobieństw przejścia p . Metoda najmniejszych kwadratów jest wg tych autorów równoważna rozwiązaniu problemu programowania kwadratowego (5).

$${}_p u' u = (y - Xp)'(y - Xp) \rightarrow \min \quad (5)$$

mając na uwadze:

$$\sum_{j=1}^{R-1} p_{ij} \leq 1$$

i:

$$\sum_{j=1}^{R-1} p_{Rj} = 0$$

a także:

$$p_{ij} \geq 0$$

Równanie (5) zapisać można także w postaci macierzowej (6):

$$(Y - Xp)'(Y - Xp) \rightarrow \min \quad (6)$$

przy czym:

$$p_{ij} \geq 0 \quad \sum_j p_{ij} = 1$$

Podejście to było kontynuowane przez Kalbfleisch, Lawless [1984] oraz Kalbfleisch, Lawless i Vollmer [1983], a także w pracy Jones [2005]. MacRae [1977] zauważa, iż wariancja błędu u zależy od wielkości y_{t-1} , a więc używając estymacji metodą najmniejszych kwadratów otrzymamy zgodne, lecz nie efektywne oceny. Demonstruje on także w swojej pracy, jak można poprawić heteroskedastyczność oraz jak można uzyskać bardziej efektywny estymator używając uogólnionej wielokrotnej (iteracyjnej) techniki najmniejszych kwadratów dla skonstruowania macierzy prawdopodobieństw przejść. Pierwszym krokiem w tej procedurze jest oszacowanie macierzy przejść, a następnie z jej użyciem kalkulacja zgodnego estymatora macierzy warunkowej kowariancji, oznaczanej przez Ω . Oszacowana macierz kowariancji jest wówczas użyta w celu uzyskania kolejnego oszacowania macierzy prawdopodobieństw, a cała procedura jest wówczas powtarzana aż do uzyskania konwergencji.

W przypadku macierzy prawdopodobieństw przejść oszacowanych procedurą Markowa, reprezentującą przepływy zatrudnienia i zmiany w poziomach płac w strukturze sektorowej na przestrzeni lat w danym kraju, sam proces mobilności rozumiany jest jako wszelkie odstępstwo od macierzy, w której obserwujemy jedynki na głównej przekątnej. W przeciwnym przypadku idealnej mobilności – sytuacja nie jest już tak łatwa do określenia, gdyż sam układ elementów macierzy może w specyficznych przypadkach doprowadzić do błędnych wniosków [Bartholomew, 1996].

W pracy wykorzystano dwa wskaźniki mobilności bazujące na oszacowanej (zgodnie z procedurą dla danych zagregowanych) macierzy prawdopodobieństw przejść. Pierwszym z nich jest wskaźnik MET (ang. *mean exit time*). Skrócona nazwa wskaźnika *MET* (7) sformułowana została przez Shorrocks'a [1978], ponieważ Prais [1955] wykazał, iż przeciętny czas opuszczenia / pozostania w swojej kategorii można zapisać jako: $1/(1-p_{ii})$. Dla wszystkich P z maksymalną przekątną bowiem, wskaźnik ten jest odwrotnością średniej harmoniczej z przeciętnych czasów opuszczenia swojej kategorii, normalizowanej przez: $\frac{m}{m-1}$. Wskaźnik spełnia warunek normalizacji stawiany wskaźnikom mobilności – osiąga wartość 1 dla idealnej mobilności, gdy wszystkie prawdopodobieństwa przejść są takie same, $\forall P p_{ij} = \frac{1}{m} \forall i, j$. Nie spełnia on jednak warunku monotoniczności. Dodatkowo należy podkreślić, iż oceny wskaźnika MET są asymptotycznie normalne, co umożliwia dość proste testowanie równości średnich wskaźników mobilności płac i zatrudnienia zbadanych z użyciem tego wskaźnika, a także badanie istotności wskaźnika korelacji między nimi.

$$MET = \frac{m \cdot \sum_{i=1}^m p_{ii}}{m-1} \quad (7)$$

Dla uzupełnienia, w pracy wykorzystano również ujęcie wskaźnika, które jest najczęściej stosowanym indeksem we wszelkich tego typu badaniach mobilności, przedstawione w pracy Bartholomewa [1982] – wskaźnik *IB* (8). Wskaźnik ten nie spełnia warunku normalizacji. Bazuje on wyłącznie na informacji pochodzącej z głównej przekątnej macierzy przejść. Dla kwantylowych macierzy przejść, gdzie wagi π_i w liczniku wskaźnika są jednakowe dla każdej klasy (z m klas), możliwa jest normalizacja tego wskaźnika. Z oczywistych względów nie może ona być jednak stosowana dla macierzy sektorowych.

$$IB = \frac{m \cdot \sum_{i=1}^m \pi_i p_{ii}}{m-1} \quad (8)$$

Wskaźnik (8), który zaproponował Bartholomew, mierzy przeciętne prawdopodobieństwo między wszystkimi kategoriami (sektorami) opuszczenia początkowej klasy w kolejnym okresie; jest również interpretowany jako znormalizowany dystans macierzy P od macierzy jednostkowej [Bartholomew, 1996].

MATERIAŁ STATYSTYCZNY

Analiza mobilności międzysektorowej płac oraz zatrudnienia, a następnie jej porównanie w grupie krajów OECD wymaga, aby spełnionych zostało wiele podstawowych warunków, zabezpieczających rzetelność i pełną interpretowalność otrzymanych wyników:

- jednakowy wymiar czasowy analizy mobilności płac oraz mobilności zatrudnienia,
- jednakowa klasyfikacja sektorowa działalności gospodarczej ISIC dla danych dotyczących zatrudnienia oraz płac w zastosowanym wymiarze czasowym.

W analizie mobilności na podstawie indeksów bazujących na oszacowanej macierzy przejść należy zachować pełną spójność czasową i przestrzenną dostępnych danych statystycznych. Analiza z wykorzystaniem procesów Markowa ma również swoje wymogi – okres analizy musi przewyższać liczbę krajów co najmniej o jeden rok ($t > k - 1$). W związku z tym, analiza ta została przeprowadzona na podstawie klasyfikacji ISIC Rev. 3, dla krajów, których dane dla płac i zatrudnienia dostępne są w liczbie lat przewyższającej liczbę dostępnych sektorów klasyfikacji. Ostatecznie, aby uniknąć nieporównywalności wyników, zredukowane do tego samego wymiaru czasowego i klasyfikacyjnego dostępne dane statystyczne na chwilę przeprowadzenia obliczeń uzyskano dla 19 krajów z grupy OECD. Okres analizy obejmuje lata 1994–2010. Dane makroekonomiczne wybranych do analiz efektywności krajów OECD pochodzą z bazy danych statystycznych OECD.Stat Extracts.

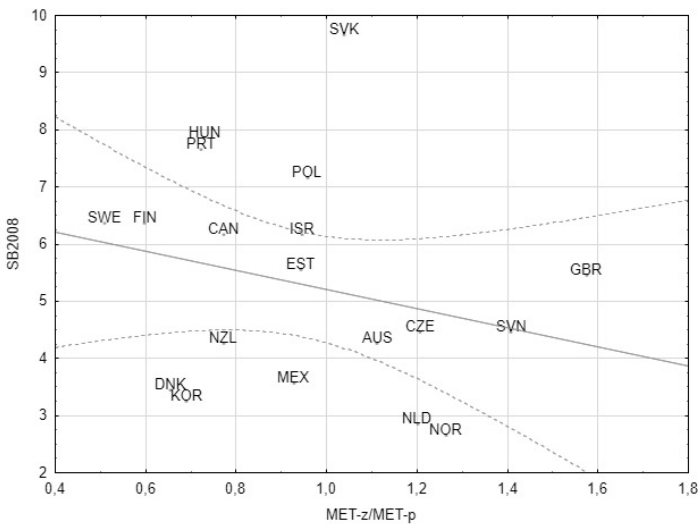
WYNIKI PILOTAŻOWEJ ANALIZY EFEKTYWNOŚCI

Analizę empiryczną podzielono na trzy etapy. W pierwszym z nich dokonano pomiaru mobilności zatrudnienia, następnie mobilności płac, stosując wskaźniki IB oraz MET dla 20 wybranych krajów OECD w latach 1994–2010. W drugim etapie dokonano pomiaru efektywności tychże rynków pracy bez, jak i z uwzględnieniem wyników analiz mobilności. W ostatnim etapie, ocenę tę przedstawiono w ujęciu drzewa o pełnym wiązaniu wg odległości euklidesowych wyliczonych pomiędzy badanymi rynkami (uwzględniając indeksy mobilności, ich relacje, poziomy bezrobocia oraz wskaźniki zatrudnienia), co stanowić może finalny dowód na zasadność uwzględniania tempa reakcji układu płac na zmiany w strukturze zatrudnienia badanego rynku. Ze względu na mnogość indeksów analiz mobilności (20 indeksów MET, IB dla mobilności zatrudnienia, 20 indeksów MET, IB dla mobilności płac dla 20 wybranych krajów) zdecydowano się na nieumieszczanie pełnej, tabelarycznej wersji wyników w niniejszym opracowaniu.

Po oszacowaniu wszystkich 20 macierzy przejść dla struktur płacowych oraz zatrudnienia, dokonano kalkulacji mierników mobilności MET oraz IB. Okazało się, iż wraz z coraz to większą ruchliwością płac w układzie sektorowym mobilność zatrudnienia zmniejsza swoje natężenie minimalnie, bądź pozostaje na tym samym poziomie (wskaźniki MET). Przy wykorzystaniu wskaźnika IB mobilność płac oraz zatrudnienia wykazała między sobą liniowy, istotny statystycznie

($p=0,021$) i wyraźnie dodatni charakter związku. Współczynnik korelacji liniowej wyniósł $r=0,744$, natomiast współczynnik determinacji ponad 55%. Oznacza to, iż wraz z coraz to wyższym natężeniem zmian w strukturze zatrudnienia obserwujemy jednocześnie wyższe tempo zmian struktur płacowych.

Do pilotażowego pomiaru uogólnionej czasowo (poprzez zastosowanie do badań mobilności procesów Markowa) analizy efektywności wybranych rynków pracy uwzględniono tylko najistotniejsze składniki, tj. wskaźnik zatrudnienia, stopa bezrobocia, poziom uzwiązkowienia, relacja płacy minimalnej do przeciętnej. Co więcej, przed docelową klasyfikacją zbadano stopień zbieżności poszczególnych elementów tej charakterystyki.



Rys. 1. Stopa bezrobocia a iloraz uogólnionej mobilności zatrudnienia i płac⁴

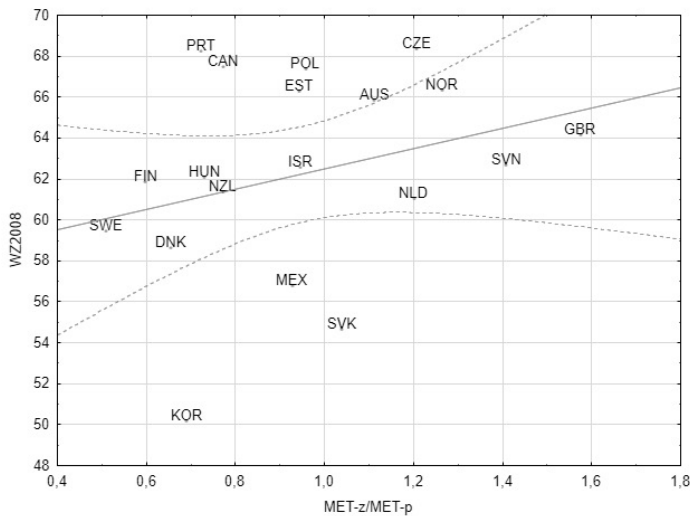
Źródło: opracowanie własne.

Na rys. 1 widzimy, iż generalnie ujmując, zjawisko zagregowanej, sektorowej przemiany struktur zatrudnienia i płac jest zróżnicowane przestrzennie i w różnoraki sposób współgra ze stopą bezrobocia. Kolejnym wnioskiem z wstępnych analiz jest to, iż zachwianie równomiernej siły natężenia obu rodzajów mobilności strukturalnej (stosunek równy jedności) prowadzi do nienaturalnych z punktu widzenia autoregulacji rynkowej poziomów stopy bezrobocia (brak autoadaptacji rynku, słabości instytucjonalne, niska efektywność rynku pracy).

W konsekwencji tak odkrywanych asocjacji zdecydowano się na jednoczesne ujęcie obu mobilności struktur sektorowych w czasie jako ich wzajemnego ilorazu. Iloraz równy 1 oznacza zatem równomierne natężenie przemian strukturalnych

⁴ Stopę bezrobocia wyrażono w analizie jako stopę z roku 2008. Rok badania nie zachwiał ogólnej klasyfikacji (hierarchii) w uogólnionej wersji z użyciem wskaźników MET oraz IB.

zatrudnienia jak i płac w niezwykle zagregowanym, sektorowym ujęciu. Iloraz mniejszy od jedności oznaczać będzie przewagę zmian w rozkładzie zatrudnienia nad zmianami dostosowawczymi w całym badanym okresie w rozkładzie płac (i odwrotnie większy od jedności). Umożliwi to jednoczesny pomiar zależności obu typów mobilności i wybranego składnika tradycyjnego, klasycznego ujęcia oceny efektywności funkcjonowania rynku pracy (stopy bezrobocia, wskaźnika zatrudnienia). Wyniki te dla całego okresu (uogólnione dzięki zastosowaniu miernika MET) badania przedstawia rys. 2. Zaobserwować możemy tutaj relację między ilorazami MMZ/MMP a poziomem wskaźników zatrudnienia.



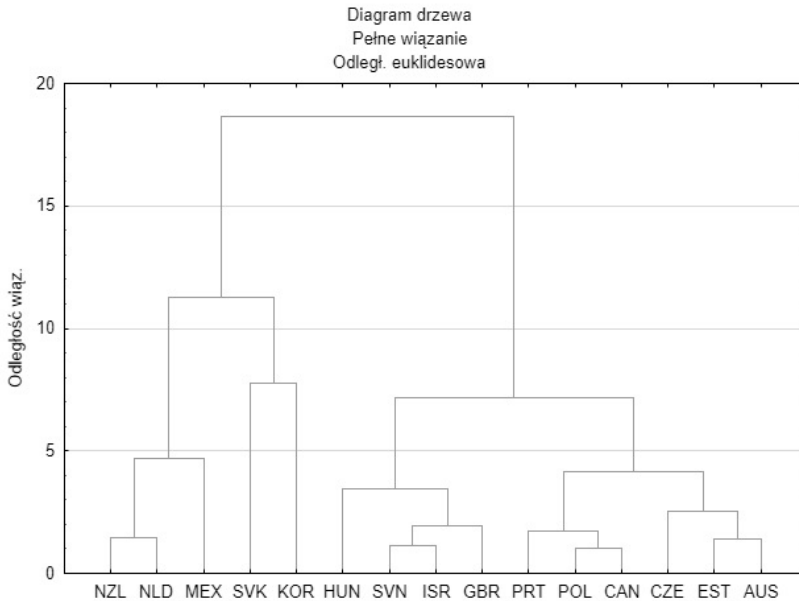
Rys. 2. Wskaźnik zatrudnienia a iloraz mobilności zatrudnienia i płac

Źródło: opracowanie własne.

Analogicznie jak w przypadku relacji poziomu zmian strukturalnych i stóp bezrobocia, wraz ze zwiększającymi się natężeniami mobilności struktur – widać tutaj pewną charakterystykę dotyczącą poziomów zatrudnienia. Niższe natężenie mobilności zatrudnienia od natężenia mobilności płac (iloraz mniejszy od 1) dotyczy krajów o niższych poziomach zatrudnienia. Interesujący może być fakt, iż odwrotne niedostosowanie się tempa zmian strukturalnych – przewaga natężenia zmian w strukturze płac nad zmianami w strukturze zatrudnienia obrazuje wyższe poziomy zatrudnienia. Zachwianie relacji natężeń obu mobilności charakteryzuje tym samym pozytywną, bądź negatywną efektywność rynków pracy.

W ostatnim etapie analiz dokonano pilotażowej oceny efektywności wybranych rynków pracy z udziałem uogólnionej dzięki włączeniu do niej nieklasycznie długookresowego wskaźnika (ilorazu) obu typów mobilności strukturalnych, a także klasycznych charakterystyk jak: wskaźników zatrudnienia, stopy bezrobo-

cia, relacji płacy minimalnej do przeciętnej, stopnia uzwiązkowienia. Do kalkulacji odległości ekonomicznych wykorzystano formułę odległości euklidesowych. Przykładowe klasyfikacje pełnego wiązania wybranych rynków pracy w całym badanym okresie (zgeneralizowaną) przedstawiono na rys. 3.



Rys. 3. Zgeneralizowana klasyfikacja wybranych rynków pracy z uwzględnieniem nieklasycznej ilorazu mobilności struktur płac i zatrudnienia

Źródło: opracowanie własne.

Uogólniona czasowo (na przestrzeni kilkunastu lat) i przestrzennie charakterystyka funkcjonowania rynku pracy (stopy bezrobocia, wskaźników zatrudnienia), ich sumaryczne ujęcie za pomocą odległości euklidesowych i przedstawienie za pomocą drzew o pełnym wiązaniu, uwypukla wyraźne klastry w badanej grupie krajów. Co więcej, pozostają one niezmiennie także przy wyłączeniu nieklasycznej miary, tj. ilorazu obu typów mobilności, co stanowi nowe, uogólnione – długookresowe ujęcie zaprezentowane w niniejszym opracowaniu.

PODSUMOWANIE

W niniejszej pracy dokonano pilotażowej próby włączenia do ewaluacji sprawności funkcjonowania rynków pracy ciekawego rozwiązania, jakim jest nieklasyczne, uogólnione ujęcie samego procesu zmian, tj. mobilności strukturalnych

płac oraz zatrudnienia. Poprzez ujęcie procesu mobilności jako procesu Markowa, estymację macierzy prawdopodobieństw przejść między sektorami (zagregowanej zmiany płac, zatrudnienia), a następnie wyliczenie na ich podstawie indeksów mobilności oraz finalnie ich ilorazu dostarczamy ciekawych, zgeneralizowanych czasowo charakterystyk rynku pracy (jedna macierz, jeden wskaźnik dla wybranego rynku). Okazuje się, iż tak uogólniona obserwacja wzajemnej siły natężenia przemian w rozkładach zatrudnienia i płac jest nie tyle co sensowna, ale i niezwykle interesująca z punktu widzenia funkcjonowania rynków pracy, wdrażania i monitorowania skuteczności aktywnych polityk, instrumentów rynku pracy itp. Zdaniem autora dzięki tak zapoczątkowanym, rozszerzonym analizom efektywności rynku pracy, należałoby następnie wdrożyć w tego typu ocenach elementów normowanych ocen (uwzględnianie w różnego typu rankingach, klasyfikacjach, wskaźnikach syntetycznych efektywności). Oznaczać to może całkowicie odmienne, poszerzone i uogólnione (długookresowe) analizy efektywności (np. w dziesięcioletnich podokresach). Oczywiście jest, iż tego typu warto także uzupełniać o pozostałe, niewykorzystane tutaj wskaźniki zatrudnienia (wg płci, wieku), wskaźniki uregulowań instytucjonalnych (np. EPL), okresu poszukiwań pracy itd. Mogłoby to dostarczyć niezwykle ciekawych wniosków z zakresu polityki i funkcjonowania rynków pracy (przed, po, w długim okresie) i rynku pracy generalnie.

BIBLIOGRAFIA

- Abraham K.G., Katz L.F., 1986, *Cyclical unemployment: Sectoral shifts or aggregate disturbances?*, „Journal of Political Economy”, No. 94(3), s. 507–522, <http://dx.doi.org/10.1086/261387>.
- Aghion P., Blanchard O., 1994, *Growth, inequality and globalization: theory, history and policy*, Cambridge University Press, <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511599064>.
- Altonji J.G., Ham J.C., 1990, *Variation in Employment Growth in Canada: The Role of External, National, Regional, and Industrial Factors*, „Journal of Labor Economics”, nr 8(1), s. 198–236, <http://dx.doi.org/10.1086/298250>.
- Anderson T.W., Goodman L.A., 1957, *Statistical inference about Markov chains*, „Annals of Mathematical Statistics”, No. 28(1), s. 89–110, <http://dx.doi.org/10.1214/aoms/1177707039>.
- Bartholomew D.J., 1982, *Stochastic models for social processes*, Wiley, New York.
- Bartholomew D.J., 1996, *The statistical approach to social measurement*, Academic Press, New York.
- Basile R., 2010, *Intra-distribution dynamics of regional per-capita income in Europe: evidence from alternative conditional density estimators*, „Statistica”, No. 70(1), s. 3–22, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.931106>.
- Brainard S., Cutler D., 1993, *Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment Reconsidered*, „Quarterly Journal of Economics”, No. 108, s. 219–244, <http://dx.doi.org/10.2307/2118501>.

- Briguglio L., Cordina G., Farrugia N., Vella S. 2006, *Conceptualising and Measuring Economic Resilience* [w:] L. Briguglio, G. Cordina, E.J. Kisanga, *Building the Economic Resilience of Small States*, Malta: Islands and Small States Institute, and London: Commonwealth Secretariat.
- Burgess S., Mawson D., 2003, *Aggregate Growth and the Efficiency of Labour Reallocation*, CEP Discussion Papers, CEPDP 0580.
- Chan W., 1996, *Intersectoral Mobility and Short-Run Labor Market Adjustments*, „Journal of Labor Economics”, University of Chicago Press, University of Chicago Press, nr 14(3), s. 454–471, <http://dx.doi.org/10.1086/209818>.
- Cordina G., 2008, *Economic Resilience and Market Efficiency in Small States* [w:] Briguglio L., Cordina G., Farrugia N., Vigilance C., *Small States and the Pillars of Economic Resilience*, Malta: Islands and Small States Institute, and London: Commonwealth Secretariat.
- Garonna P., 2000, *Intersectoral labour reallocations and unemployment in Italy*, „Labour economics”, No. 7(6), s. 711–728, [http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5371\(00\)00018-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5371(00)00018-X).
- Hopenhayn, H., Rogerson, R., 1993, *Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis*, „Journal of Political Economy”, No. 101(5), s. 915–938, <http://dx.doi.org/10.1086/261909>.
- Jones T., 2005, *Estimating Markov transition matrices using proportions data: an application to credit risk*, IMF Working Paper, No. 219, <http://dx.doi.org/10.5089/9781451862386.001>.
- Kalbfleisch J.D., Lawless J.F., 1984, *Least-squares estimation of transition probabilities from aggregate data*, „Canadian Journal of Statistics”, No. 12(3), s. 169–82, <http://dx.doi.org/10.2307/3314745>.
- Kalbfleisch J.D., Lawless J.F., Vollmer W.M., 1983, *Estimation in Markov models from aggregate data*, „Biometrics”, No. 39, s. 907–919, <http://dx.doi.org/10.2307/2531326>.
- Krugman P., 1994, *Europe Jobless, America Penniless?*, „Foreign Policy”, No. 95, s. 19–34, <http://dx.doi.org/10.2307/1149421>.
- Lee T.C., Judge G.G., Zellner A., 1970, *Estimating the parameters of the Markov probability model from aggregate time series data*, North Holland, Amsterdam.
- Levy D., 2007, *Price Rigidity and Flexibility: Recent Theoretical Developments*, MPRA Paper, nr 2761, <http://dx.doi.org/10.1002/mde.1331>.
- Loungani P., Rogerson R., 1989, *Cyclical Fluctuations and Sectoral Reallocation: Evidence from the PSID*, „Journal of Monetary Economics”, No. 23(2), s. 259–273, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90051-2](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(89)90051-2).
- MacRae E., 1977, *Estimation of time-varying Markov processes with aggregate data*, „Econometrica”, No. 45, s. 183–98, <http://dx.doi.org/10.2307/1913295>.
- Markov A.A., 1906, *Rasprostranenie zakona bol'shih chisel na velichiny, zavisyaschie drug ot druga*, *Izvestiya Fiziko-matematicheskogo obschestva pri Kazanskom universitete*, No. 2(15), s. 135–156.
- Melody W.H., 2002, *The Triumph and Tragedy of Human Capital: Foundation Resource for the Global Knowledge Economy*, Delft: TU Delft.
- Mortensen D., Pissarides C., 1994, *Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment*, „Review of Economic Studies”, No. 61, s. 397–415, <http://dx.doi.org/10.2307/2297896>.

- Murphy K.M., 1990, *Empirical Age – Earnings Profiles*, „Journal of Labor Economics”, No. 8, s. 202–229, <http://dx.doi.org/10.1086/298220>.
- Mussida C., Pastore F., 2012, *Is There a Southern-Sclerosis? Worker Reallocation and Regional Unemployment in Italy*, IZA Discussion Papers 6954, Institute for the Study of Labor.
- Palley T.I., 1992, *Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment: A Reconsideration*, „Economic Inquiry”, No. 30, s. 117–133.
- Pissaridies C.A., 1997, *The Need for Labour-Market Flexibility in European Economic and Monetary Union*, „Swedish Economic Policy Review”, No. 4, s. 513–546.
- Prais S.J., 1955, *Measuring Social Mobility*, „Journal of the Royal Statistical Society”, No. 118, s. 56–66, <http://dx.doi.org/10.2307/2342522>.
- Shorrocks A., 1978, *The Measurement of Mobility*, „Econometrica”, No. 46, s. 1013–1024, <http://dx.doi.org/10.2307/1911433>.
- Woodford M.D., 2002, *Financial Market Efficiency and the Effectiveness of Monetary Policy*, „Economic Policy Review”, No. 8(1), s. 85–94.

Streszczenie

Celem artykułu jest pilotażowa próba dokonania uzupełnienia oceny efektywności rynków pracy wynikami uprzednio przeprowadzonej analizy mobilności międzysektorowej płac oraz zatrudnienia. Ocena mobilności międzysektorowej przeprowadzona zostanie dwutorowo: z jednej strony za pomocą uzupełnienia jej o zobrazowanie reakcji rynków na międzysektorowe przesunięcia zatrudnienia, a z drugiej z użyciem ocen zagregowanej zmiany zróżnicowania sektorowych płac (mobilność płacowa). Dla każdego z wybranych do próby rynku pracy dokonano estymacji macierzy prawdopodobieństw przejścia za pomocą procesów Markowa (osobno dla struktury płac oraz zatrudnienia w ujęciu sektorowym). Następnie dla każdej z macierzy obliczono swoisty wskaźnik mobilności. Zdaniem autora iloraz indeksu mobilności zatrudnienia i płac może oznaczać charakterystyczną dla rynku pracy elastyczność, tj. zdolność do autoadaptacji zmian na nim zachodzących. Tego rodzaju miernik może być także włączany do budowy syntetycznych wskaźników oceniających efektywność rynków pracy. Analizy empiryczne przeprowadzono na pilotażowej próbie 20 wybranych krajów z grupy OECD.

Słowa kluczowe: mobilność międzysektorowa, mobilność płacowa, mobilność zatrudnienia, procesy Markowa, efektywność rynku pracy

Evaluating the generalized effectiveness of selected labor markets

Summary

The aim of this paper is to analyze and evaluate the efficiency of chosen labor markets using additional dimension of the previously conducted analysis of the intersectoral mobility of wages and employment. Analysis of the intersectoral mobility will be carried out in two ways: on the one hand, by supplementing it with the market reaction to intersectoral employment's change, and on the other with the use of aggregate changes in sectoral differentiation of wages (wage mobility). For each of the sampled labor market the estimation of the transition matrix will be performed (separately for the structure of wages and employment by sector). Then, for each specific matrix the index

of mobility will be calculated. According to the author's opinion the ratio of index of labor and wage mobility may additionally evaluate the labor market flexibility (its ability to autoadaptation to changes). This type of meter can also be incorporated into the construction of synthetic indicators of the efficiency of labor markets. Empirical analysis were carried out on a pilot sample of 20 selected OECD countries.

Keywords: wage mobility, labor mobility, intersectoral mobility, labor market, efficiency, Markov process

JEL: J61, J21