

Jerzy Rembeza, Maria Klonowska-Matynia

Politechnika Koszalińska, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Ekonomii,
ul. Kwiatkowskiego 6e, 75-343 Koszalin; e-mail: jerzy.rembeza@tu.koszalin.pl;
maria.klonowska-matynia@tu.koszalin.pl

POWIĄZANIA BEZROBOCIA NA WIELKOMIEJSKICH, PODMIEJSKICH I PERYFERYJNYCH RYNKACH PRACY W POLSCE¹

Streszczenie: W artykule starano się przedstawić powiązania pomiędzy zmianami liczby bezrobotnych w sześciu największych miastach w Polsce oraz odpowiadających im obszarach podmiejskich i peryferyjnych. W przeprowadzonych analizach wykorzystano modele VAR. Wyniki wskazują, że największą elastycznością charakteryzowała się liczba bezrobotnych w miastach, a najmniejszą – na obszarach peryferyjnych. Długookresowe powiązania liczby bezrobotnych zachodziły jedynie pomiędzy częścią miast i ich suburbiów. Silniejsze związki o charakterze krótkookresowym stwierdzono pomiędzy miastami i ich suburbiami, ale wyniki były zróżnicowane w zależności od miasta.

Słowa kluczowe: bezrobocie, miasta metropolitalne, przedmieścia, obszary peryferyjne

RELATIONSHIPS BETWEEN UNEMPLOYMENT IN METROPOLITAN, SUBURBAN, AND PERIPHERAL LABOUR MARKETS IN POLAND

Abstract: The paper aims to show the relationship between changes in the number of the unemployed in the six largest cities in Poland and the corresponding suburban and peripheral areas. The performed analyses use VAR models. The results indicate that the number of the unemployed is the most flexible in cities, and the smallest in peripheral areas. Long-term relationships in unemployment occurred only between some cities and their suburbs. Stronger short-term relationships were found between cities and their suburbs, but the results varied depending on the city.

Keywords: unemployment, metropolitan cities, suburbs, peripheral areas.

Przestrzenne zróżnicowanie jest istotną, zarówno w wymiarze społecznym, jak i ekonomicznym, cechą rynku pracy. Poszczególne kraje, ich regiony, a nawet sąsiadujące ze sobą nieduże rynki lokalne mogą się charakteryzować znacząco różnym poziomem bezrobocia, zatrudnienia i płac. Analizy ekonomiczne dobrze dokumentują to zjawisko w wielu regionach świata (Blanchard, Katz 1992; Taylor, Bradley 1997; Evans, McCormik 1994), w tym również na rynku polskim (Ingham i in. 2011; Majchrowska i in. 2013; Pastore 2004). Różnice mogą mieć nie tylko charakter statyczny, ale również dynamiczny. Lokalne rynki pracy

¹ Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki na podstawie decyzji DEC-2013/19/B/HS4/00488.

mogą więc wykazywać odmienną reakcję na zmiany koniunktury gospodarczej, niejednakowe mogą być długookresowe trendy zmian zatrudnienia i bezrobocia.

Przyczyny dużych różnic pomiędzy lokalnymi rynkami pracy wyjaśniane są przez wiele modeli bazujących na odmiennych założeniach. Należą do nich m.in. modele odwołujące się do występowania kompensacyjnych różnic (Harris, Todaro 1970), kosztów poszukiwań (Elhorst 2003), uwarunkowań sektorowych (Neumann, Topel 1991). Również modele geografii ekonomicznej, starając się tłumaczyć uwarunkowania zróżnicowania aktywności gospodarczej, są wykorzystywane w analizie przestrzennego zróżnicowania rynków pracy (Fujita i in. 1999). Należy jednak wyraźnie podkreślić, że modele te wskazują zarazem na przesłanki i mechanizmy powiązania rynków pracy. Tak jak bogata jest ewidencja przestrzennego zróżnicowania rynku pracy, tak również bogata jest ewidencja powiązań krajowych, regionalnych lub lokalnych rynków pracy (Burda, Profit 1996; McCormik 1997; Niebuhr 2003; Tharakan, Tropeano 2009). Odwołując się do koncepcji równowagi przestrzennej, można oczekiwać, że zmiany na jednym rynku powinny wpływać na zmiany na innych rynkach, a podobieństwo tych reakcji wskazuje na ile rynki są ze sobą powiązane. Związki te mogą być zróżnicowane w zależności od siły i charakteru powiązań między rynkami, jak również konkretnej wielkości charakteryzującej rynek pracy. W przypadku związków komplementarnych można oczekiwać zgodnych zmian zatrudnienia i bezrobocia, a przeciwnych w przypadku związków konkurencyjnych. Zmiany w przepływie siły roboczej, czy to w formie migracji, czy to w formie dojazdów, mogą komplikować analizy powiązań zmian tych wielkości. Na przykład, pogorszenie sytuacji gospodarczej może zwiększać liczbę dojazdów do pracy, hamując wzrost liczby bezrobotnych na rynku, z którego dojeżdżają do pracy, ale zwiększając tę liczbę na rynku docelowym.

Rynki pracy mogą być (w aspekcie przestrzennym) podzielone według różnych kryteriów. Jednym z popularnych jest podział na rynki miejskie, podmiejskie i wiejskie (Alonso-Villar, Del Rio 2008; Hollar 2011; Ingham i in. 2011). Rynki te są specyficzne pod wieloma względami, co powinno wpływać na przestrzenne zróżnicowanie rynku pracy, jak również na charakter ich powiązań. W większości krajów miasta (zwłaszcza duże) pełnią szczególną rolę w funkcjonowaniu rynków pracy (Dijkstra i in. 2013). Wynika to nie tylko z dużego ich udziału w wielkości zatrudnienia, ale także z pełnionych przez nie funkcji ekonomicznych. Duże miasta wywierają silny wpływ na inne obszary, chociaż ze wzrostem odległości siła tego oddziaływania maleje (Herbst, Wójcik 2013). Tworząc silną koncentrację popytu na pracę, duże miasta stanowią miejsce zatrudnienia także dla osób zamieszkujących poza miastami, dojeżdżającymi do pracy z obszarów podmiejskich (GUS 2014). Relacje, wiążące miasta i suburbia, mogą mieć jednak różny charakter i podlegać zmianom (Hollar 2011). Część analiz wskazuje, że związki pomiędzy miastami a suburbiami mają charakter komplementarny (Haughwout, Inman 2002), część natomiast, że mają charakter konkurencyjny (Henderson 2003; Song, Zenou 2009). Wyniki badań empirycznych nie dają jednoznacznych wyników odnośnie siły i kierunków powiązań między zmianami na rynku pracy w miastach i suburbiach (Voith 1998; Leichenko 2001).

Wiejskie rynki, mające zazwyczaj charakter peryferyjny, charakteryzują się wieloma odrębnymi – w stosunku do rynków miejskich – cechami. Ze swej istoty cechuje je znacznie mniejsza koncentracja popytu na pracę. W dużym stopniu ich struktura kształtowana jest przez istotny udział rolnictwa w gospodarce (Ingham i in. 2011). Rynki te charakteryzują się znacznym udziałem samozatrudnienia, niższym poziomem przedsiębiorczości i skłonności do innowacji (Faggio, Silva 2014).

Specyfika wiejskich i miejskich rynków pracy może wynikać z fundamentalnych mechanizmów ich funkcjonowania. Wiejskie rynki pracy są zdecentralizowane i zdominowane przez mniejsze firmy. Inaczej jest na miejskich rynkach. Można więc uznać, że założenie o elastycznych płacach jest bliższe specyfice rynków wiejskich. Na miejskich rynkach duże firmy mają znacznie większe trudności w monitorowaniu pracowników i model płac efektywnych może lepiej przystawać do specyfiki tych rynków (Lanjouw, Lanjouw 2001). W konsekwencji wydaje się, że reakcje na wiejskich rynkach pracy następowałyby w większym stopniu za pośrednictwem płac, natomiast na rynkach miejskim za pośrednictwem liczby zatrudnionych.

Celem niniejszego opracowania jest porównanie zmian bezrobocia na wielkomiejskich, podmiejskich i peryferyjnych rynkach pracy. Starano się określić, czy istnieją, a jeśli tak, to jaki charakter mają powiązania zmian bezrobocia pomiędzy tymi rynkami. Przedmiotem zainteresowania była identyfikacja związków o charakterze długo- i krótkookresowym. Starano się także odpowiedzieć na pytanie, czy powiązania mają zbliżony charakter dla wszystkich miast i odpowiadających im rynków podmiejskich oraz peryferyjnych, czy też wykazują specyfikę. W analizie wykorzystano dane wybranych powiatowych urzędów pracy dotyczące liczby bezrobotnych w poszczególnych miesiącach w latach 2004–2014.

Metoda analizy i dane

Przedmiotem analiz w niniejszym artykule były powiązania pomiędzy liczbą bezrobotnych na wybranych rynkach pracy. Przyjęto więc założenie, że zmiany na jednym rynku pracy powinny powodować reakcje na innym rynku. Im bardziej rynki były ze sobą powiązane, tym ta reakcja powinna być silniejsza. Przesłanką teoretyczną powiązań na rynku pracy są modele równowagi. Przyjmując dwa powiązane z sobą rynki, np. centralny – wielkomiejski (C) i peryferyjny (P), funkcje popytu i podaży na pracę na każdym z nich można przedstawić następująco (Hollar 2011):

– rynek wielkomiejski

$$L_{D,C} = L_{D,C}(P_{Q,C}, w_C, P_I, r, P_{Z,C}) \quad (1)$$

$$L_{S,C} = L_{S,C}(w^*, w_C, w_P, P_{H,C}, P_{H,S}, P^*, A_C) \quad (2)$$

– rynek peryferyjny

$$L_{D,P} = L_{D,C}(P_{Q,C}, w_C, P_I, r, P_{Z,P}) \quad (3)$$

$$L_{S,P} = L_{S,P}(w^*, w_C, w_P, P_{H,P}, P_{H,P}, P^*, A_C) \quad (4)$$

gdzie L – zatrudnienie; P_Q – cena dóbr eksportowanych z regionu; w – płaca w regionie; w^* – średnia płaca na rynku krajowym; P_I – cena nakładów; P_H – cena wynajmu mieszkań; P^* – ceny dóbr konsumpcyjnych na rynku krajowym; A_C – lokalne udogodnienia oferowane w dużym mieście. Równowaga na lokalnych rynkach pracy kształtowana jest (w świetle tego modelu) przez uwarunkowania zewnętrzne i wewnętrzne. Uwarunkowania zewnętrzne są w części wspólne. Takimi uwarunkowaniami są: ceny nakładów, poziom płac krajowych, poziom cen konsumpcyjnych i ceny dóbr eksportowanych z każdego regionu. Zmiana tych wielkości powinna wpływać w taki sam sposób na liczbę pracujących lub bezrobotnych na obu rynkach, choć reakcje nie muszą być w pełni proporcjonalne. Druga grupa zmiennych opisuje uwarunkowania lokalne, w tym płace lokalne, ceny wynajmu mieszkań, udogodnienia w wielkomiejskim regionie centralnym. Wywierają one wpływ na decyzje dotyczące migracji lub dojazdów do pracy. Powyższy model należy uzupełnić modelem przepływów zasobów pracy pomiędzy rynkami. Punktem wyjścia w analizie tych przepływów jest tożsamość o charakterze ilościowym:

$$U = n \cdot PW + Dn - L \quad (5)$$

$$\Delta PW = G + Mn \quad (6)$$

gdzie U – liczba bezrobotnych; PW – liczba osób w wieku produkcyjnym; n – stopa partycypacji; Dn – saldo liczby osób dojeżdżających z zewnątrz do pracy; L – liczba pracujących; G – zmiany netto zasobów siły roboczej; Mn – napływ siły roboczej z zewnątrz. O ile decyzje o migracji zmieniają w sposób trwały zasób siły roboczej na rynku lokalnym, o tyle wpływ dojazdów jest odmienny. Zmiany mogą mieć charakter przejściowy i odwracalny. W okresie pogorszenia warunków na lokalnym rynku pracy liczba dojazdów może rosnąć, natomiast maleć w okresie poprawy, zmniejszając wahania liczby bezrobotnych w regionie, z którego dojeżdżają do pracy w innych regionach. Możliwość takiej reakcji uwzględnia model dojazdów do pracy (Mathä, Wintn 2009):

$$T_{ij,t} = T_{ij,t}(u_{i,t}/u_{j,t}, w_{i,t}/w_{j,t}, L_{i,t}^*, E_{j,t}, d_{ij}) \quad (7)$$

gdzie T_{ij} – liczba osób dojeżdżających z i -tego regionu do regionu j ; u – stopa bezrobocia; w – poziom płac; L_i^* – zasoby pracy w regionie i ; L_j – zatrudnienie w regionie j ; d_{ij} – odległość pomiędzy regionami. Zmiana relacji płac pomiędzy regionami powinna wpływać na zmiany w liczbie osób dojeżdżających do pracy. W przypadku, gdy płace w regionie i (peryferyjnym) są bardziej elastyczne niż w regionie j (centralne miasto), wówczas w okresie ogólnego pogorszenia na

rynku pracy należałoby oczekiwać wzrostu dojazdów do pracy z regionu peryferyjnego, a ich spadku w okresie poprawy sytuacji. Wpływałoby to na spadek wahań bezrobocia w regionie peryferyjnym i jego wzrost w regionie centralnym.

Modele teoretyczne stanowią ogólną przesłankę do uznania, że istnieją związki pomiędzy zmianami bezrobocia na lokalnych rynkach pracy, chociaż siła tych powiązań oraz ich charakter mogą być zróżnicowane, zależnie od specyfiki tych rynków i odległości pomiędzy nimi. Odwołując się do tych modeli, w niniejszej pracy starano się określić powiązania między rynkami na podstawie danych statystycznych dotyczących liczby bezrobotnych. W przeprowadzonych analizach empirycznych posłużono się modelami wektorowej autoregresji VAR o ogólnej postaci (Enders 2010):

$$U_t = \alpha_0 D_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i U_{t-i} + e_t \quad (8)$$

gdzie U_t – wektor liczby bezrobotnych na n -rynkach w terminie t ; D_t – wektor zmiennych deterministycznych; α_i – wektor współczynników dla opóźnionych zmiennych wektora U_t ; e_t – wektor składników losowych. W niniejszej pracy analizowano powiązania pomiędzy trzema rynkami: wielkomiejskim, podmiejskim i peryferyjnym, a więc model składał się z trzech równań. Konkretna postać modelu zależy od tego, czy mamy do czynienia ze zmiennymi stacjonarnymi czy niestacjonarnymi oraz od tego, czy zmienne te są ze sobą skointegrowane. Analizę powiązań liczby bezrobotnych pomiędzy poszczególnymi rynkami poprzedzono więc testami stopnia integracji oraz testami kointegracji. Do testowania stopnia integracji wykorzystano test ADF, natomiast w testach kointegracji – procedurę Johansena. Testy kointegracji służą weryfikacji hipotezy o istnieniu między poszczególnymi zmiennymi (w tym przypadku liczbą bezrobotnych na wybranych rynkach) długookresowych związków. Wyniki testów dają też wskazówki odnośnie budowy konkretnej postaci modelu VAR. W przypadku zmiennych zintegrowanych w stopniu jeden, ale skointegrowanych, analiza wiązałaby się z użyciem modeli z mechanizmem korekty błędem VECM, a w przypadku zmiennych nieskointegrowanych – użyciem modeli VAR, do których należałoby wprowadzić zmienne przekształcone do postaci zmiennych stacjonarnych. Problemem, który można napotkać, wykonując analizy porównawcze, może być zróżnicowanie wyników analizy kointegracji dla poszczególnych miast i związanych z nimi suburbiów oraz obszarów peryferyjnych. Wówczas bowiem jedne rynki analizowano by modelem VAR, a inne – modelem VECM, co mogłoby budzić wątpliwość, czy ewentualne różnice pomiędzy rynkami nie wynikają z zastosowania innych modeli. Dlatego w przypadku, gdyby testy kointegracji dały zróżnicowane wyniki, zdecydowano się zastosować model VAR, sprowadzając wszystkie zmienne do postaci stacjonarnej. Przekształcenia tego dokonano, obliczając odchylenia od trendu, określonego filtrem Hodricka-Prescotta. Ustalając liczbę opóźnień w modelach autoregresyjnych, kierowano się kryterium Schwarzera. Testami Walda przeprowadzono analizę przyczynowości między zmiennymi w poszczególnych modelach VAR. Wyniki modelowania VAR zilustrowano funkcjami odpowiedzi na impuls oraz dekompozycją wariancji błędu prognozy. Funkcja odpowiedzi na

impuls opisuje reakcję zmiennych endogenicznych w modelu VAR na jednostkowy szok w składniku losowym. Dekompozycja wariancji błędu prognozy dostarcza z kolei informacji o relatywnym znaczeniu tego szoku w kształtowaniu zmiennych endogenicznych. We wszystkich analizach posługiwano się logarytmami liczby bezrobotnych, a szeregi czasowe oczyszczono algorytmem Census X-12 ze składników sezonowych.

Tab. 1. Bezrobocie w wybranych miastach Polski

Miasto	Liczba mieszkańców tys.		Liczba bezrobotnych tys.		Stopa bezrobocia %	
	2004	2014	2004	2014	2004	2014
Gdańsk	459,1	461,5	22,6	12,0	11,5	5,7
Poznań	570,8	545,7	21,5	10,4	6,7	3,2
Warszawa	1692,9	1735,4	64,6	48,8	6,2	4,3
Łódź	774,0	706,0	61,7	36,5	18,4	10,8
Wrocław	636,3	634,5	35,4	14,3	12,3	4,3
Kraków	757,4	761,9	26,9	21,9	7,5	5,2

Źródło: dane GUS.

W modelowaniu VAR przyjęto podział rynków pracy na trzy kategorie:

- wielkomiejskie. W przeprowadzonych analizach uwzględniono sześć największych polskich miast wojewódzkich o liczbie mieszkańców około 0,5 mln i więcej: Gdańsk, Poznań, Warszawę, Łódź, Wrocław i Kraków. Miasta te wykazywały duże różnice w poziomie i wielkości zmian liczby bezrobotnych oraz stopy bezrobocia. Pominięto aglomerację śląską, mającą charakter konglomeratu wielu miast. Ogólną charakterystykę wybranych miast przedstawiono w tabeli 1;
- podmiejskie. Zaliczono do nich gminy powiatów graniczących z dużymi miastami, pomijając gminy o miejskim charakterze, tworzące z dużym miastem jeden obszar metropolitalny²;
- peryferyjne. Zaliczono do nich gminy z tego samego województwa, co wybrane miasto, położone w znacznej odległości od miasta (dojazd kolejowy lub samochodowy z siedziby gminy do centrum miasta powyżej 1,5 godziny)³ i równocześnie nie leżące w sąsiedztwie średnich i dużych miast (powyżej 80 tys.).

Dodatkowym ograniczeniem w wyborze gmin była dostępność danych. Bank Danych Lokalnych prezentuje dane dla gmin, ale jedynie z roczną częstotliwością, więc konieczne było korzystanie z danych poszczególnych Powiatowych Urzędów Pracy. Niestety, nie we wszystkich Powiatowych Urzędach Pracy prowadzono (w wybranym do analiz okresie) pełną ewidencję liczby bezrobotnych dla poszczególnych gmin. Na podstawie przyjętych założeń metodycznych oraz

² W praktyce ograniczenie to dotyczyło jedynie Gdańska, dla którego nie brano pod uwagę Sopotu i Gdyni.

³ Czas dojazdu przyjmowano na podstawie map nawigacji.

w związku z ograniczeniami danych, przedmiotem analiz były dane dla gmin. Ich wykaz przedstawia tabela 2.

Tab. 2. Wykaz badanych gmin

Gminy	
peryferyjne	podmiejskie
Gdańsk	
Trzebielino, Czersk, Damnica, Konarzyny, Rzeczenica, Karsin, Gardeja, Miastko, Główny, Kępcice, Brusy, Borzytucho, Lipnica	Kolbudy, Pszczółki, Suchy Dąb, Trąbki Wielkie, Kosakowo
Poznań	
Baranów, Bralin, Łęka Opatowska, Perzów, Rychtal, Trzcina, Dąbie, Przedecz, Babiak, Chodów, Grzegorzew, Kościelec, Olszówka, Osiek Mały, Dobra, Tuliszków, Brudzew, Kawęczyn, Przykona, Czajków, Doruchów, Kobyla Góra, Wysoka, Łobżenica, Wyrzysk, Jutrosin, Siedlec, Krzyż Wlkp.	Luboń, Puszczykowo, Buk, Kostrzyn, Kórnik, Mosina, Murowana Goślina, Pobiedziska, Stęszew, Swarzędz, Czerwonak, Dopiewo, Kleszczewo, Komorniki, Suchy las, Tarnowo Podgórne, Duszniki, Kaźmierz, Rokietnica
Warszawa	
Chotcza, Ciepeliów, Lipsko, Rzecznów, Sienno, Solec nad Wisłą, Sierpc, Gozdowo, Mochowo, Rościszewo, Szczutowo, Zawidz, Korczew, Mordy, Paprotnia, Przesmyki, Zbuczyn	Dębe Wielkie, Halinów, Mińsk Mazowiecki, Stanisławów, Sulejówek, Wołomin, Kobyłka, Żąbki, Zielonka, Poświętne, Marki, Dąbrówka, Radzymin, Klembów
Łódź	
Działoszyn, Kielczygłów, Nowa Brzeźnica, Pajęczno, Rząśnia, Siemkowice, Strzelce Wielkie, Sulmierzyce, Rawa Mazowiecka, Cielądz, Sadkowiec, Regnów, Biała, Czarnożyły, Konopnica, Mokrosko, Osjaków, Ostrówek, Pątnów, Skomlin, Wieluń, Wierchlas, Aleksandrów, Ręczno	Buczek, Łask, Sędziejowice, Widawa, Wodzierady, Dłutów, Dobroń, Ksawerów, Lutomiersk, Pabianice, Grabica, Moszczenica, Czarnocin, Dalików
Wrocław	
Osiecznica, Lubawka, Leśna, Platerówka, Mirsk, Wleń, Gryfów Śląski, Lubomierz, Olszyna, Siekierczyn	Czernica, Długoleka, Kostomłoty, Mietków, Prusice, Środa Śląska, Święta Katarzyna, Udanin, Wisznia Mała, Żórawina
Kraków	
Ciężkowice, Gromnik, Pleśnia, Ryglie, Rzepiennik Strzyżewski, Skrzyszów, Tuchów, Zakliczyn, Wojnicz, Szerzyny	Bochnia, Drwinia, Łapanów, Rzezawa, Czernichów, Igołomia-Wawrz., Iwanowice, Jerzmanowice-Przeg., Kocmyrzów-Lub., Krzeszowice, Liszki, Michałowice, Mogilany, Skąta, Skawina, Słomniki, Sułoszowa, Świątniki Górne, Wielka Wieś, Zabierzów, Zielonki

Źródło: opracowanie własne.

Gminy, zaliczone do poszczególnych grup, traktowano łącznie, sumując liczbę bezrobotnych. W artykule poszczególne jednostki oznaczono wg zasady: pierw-

sza litera to typ jednostki (C – duże miasto, S – gminy podmiejskie, P – gminy peryferyjne), kolejne litery to region dla danego miasta: G – Gdańsk, P – Poznań, Wa – Warszawa, Ł – Łódź, Wr – Wrocław, K – Kraków.

W analizie wykorzystano dane Powiatowych Urzędów Pracy o liczbie zarejestrowanych bezrobotnych w poszczególnych miesiącach za lata 2004–2014. Wyjątkiem były analizy dla Poznania i powiązanych z nim gmin. Dla tego regionu dane na poziomie gmin były dostępne jedynie za lata 2007–2014.

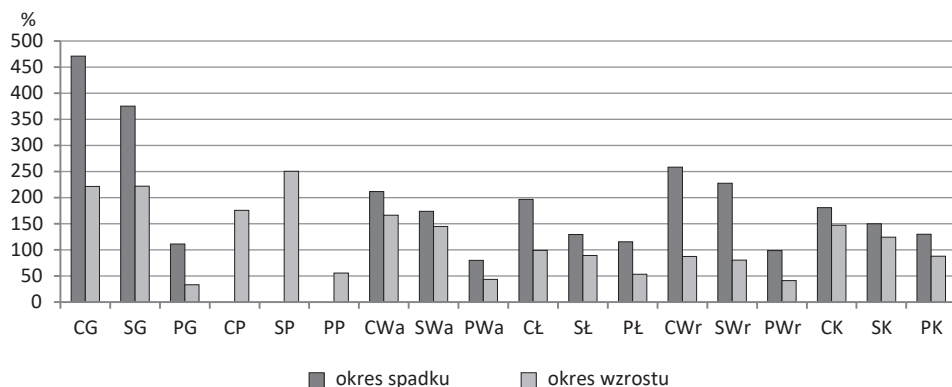
Wyniki

Charakterystyczną cechą rynku pracy są silne wahania liczby bezrobotnych w trakcie cykli gospodarczych. W objętych analizą latach 2004–2014 można wyróżnić dwa podokresy: do połowy 2008 r., gdy liczba bezrobotnych podlegała trendowi spadkowemu i okres późniejszy, charakteryzujący się trendem wzrostowym liczby bezrobotnych. Przedstawione na rycinie 1 dane wskazują, że wielkość zmian była na poszczególnych rynkach niejednakowa. Największymi zmianami liczby bezrobotnych charakteryzowały się duże miasta, natomiast najmniejszymi – rynki peryferyjne. Prawdopodobnie ta była widoczna zarówno w podokresie spadku jak i wzrostu liczby bezrobotnych, co wskazuje na większą wrażliwość wielkomiejskich rynków pracy na zmianę uwarunkowań koniunkturalnych. Takie wyniki zgodne są z hipotezą, że rynki wielkomiejskie bliższe są modelowi płac efektywnościowych, a rynki peryferyjne – modelowi konkurencyjnemu. W takim przypadku płace na rynkach wielkomiejskich byłyby bardziej usztywnione i dostosowania na rynku pracy przebiegałyby w większym stopniu za pośrednictwem zmian w wielkości zatrudnienia i bezrobocia. Zmianom ulegałyby w konsekwencji relacje płac pomiędzy wielkomiejskimi a peryferyjnymi rynkami pracy. Relacje te wzrastałyby w okresie gorszej koniunktury, zwiększając liczbę dojazdów do pracy z regionów peryferyjnych, i malałyby w okresie lepszej koniunktury, zmniejszając tę liczbę (równanie 7).

Poszczególne rynki wielkomiejskie charakteryzowały się dużymi różnicami w zmianach liczby bezrobotnych. Największe rozpiętości charakteryzowały Gdańsk, gdzie różnice pomiędzy najmniejszą i największą liczbą bezrobotnych były około czterokrotne. Najmniejsze różnice (poniżej 200%) pomiędzy skrajnymi wielkościami liczby bezrobotnych charakteryzowały natomiast Kraków i Łódź. W porównaniu z dużymi miastami skrajne różnice liczby bezrobotnych na rynkach peryferyjnych były znacznie mniejsze (nie przekraczały 100%) i wykazywały znacznie mniejsze regionalne zróżnicowanie.

Przedstawione na rycinie 1 wyniki wskazują na zróżnicowane (w zależności od regionu oraz kategorii rynku) zmiany liczby bezrobotnych. Nie dają jednak podstaw do określenia siły i charakteru powiązań bezrobocia pomiędzy poszczególnymi rynkami. Zgodnie z uwagami metodycznymi pierwszym krokiem w analizie powiązań liczby bezrobotnych było testowanie stopnia integracji poszczególnych szeregów czasowych. Testy ADF dały typowe dla większości zmiennych ekonomicznych wyniki. Na wszystkich analizowanych rynkach liczba bezrobotnych była zmienną niestacjonarną, stacjonarne były natomiast (w niemal wszyst-

kich przypadkach) pierwsze różnice liczby bezrobotnych⁴. Stacjonarne bez wyjątku były obliczone przy użyciu filtra Hodricka-Prescotta odchylenia od trendu.



Ryc. 1. Różnica pomiędzy maksymalną a minimalną liczbą bezrobotnych w podokresach spadku oraz wzrostu bezrobocia

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Powiatowych Urzędów Pracy.

Drugim krokiem w analizie było testowanie kointegracji zmiennych. Przedmiotem testowania było występowanie długookresowych powiązań pomiędzy liczbą bezrobotnych na poszczególnych rynkach. Analizę kointegracji przeprowadzono dla modeli obejmujących trzy rynki (wielkomiejski, podmiejski i peryferyjny) oraz dla wszystkich kombinacji par rynków. Z uwagi na dużą liczbę wyników, ich syntetyczne zestawienie przedstawiono w tabeli 3. W większości analizowanych kombinacji przeprowadzone testy nie wskazywały na istnienie długookresowych związków liczby bezrobotnych pomiędzy rynkami pracy.

Tab. 3. Wyniki analizy kointegracji – liczba wektorów kointegrujących

Test, model	Gdańsk	Poznań	Warszawa	Łódź	Wrocław	Kraków
Test śladu						
C-S-P	1	0	1	0	0	0
C-S	1	0	1	0 (1)	0	0
C-P	0	0	1	0	0	0
S-P	0	0	0	0	0	0
Test maksymalnej wartości własnej						
C-S-P	1	0	1	0	0	0
C-S	1	0	0 (1)	0	0	0
C-P	0	0	0 (1)	0	0	0
S-P	0	0	0	0	0	0

¹ – liczba wektorów kointegrujących przy wartości $p = 0,05$ (w nawiasach przy $p = 0,1$).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Powiatowych Urzędów Pracy.

⁴ W dwóch przypadkach test ADF nie potwierdzał stacjonarności pierwszych różnic.

W przypadku modeli obejmujących trzy rynki stwierdzono występowanie jednego wektora kointegrującego dla regionu gdańskiego oraz warszawskiego. W żadnej kombinacji nie stwierdzono kointegracji dla rynków regionu poznańskiego, wrocławskiego i krakowskiego. Uzyskane wyniki wskazują, że jeżeli związki długookresowe występowały, to pomiędzy rynkami wielkomijskimi a podmiejskimi. Nie stwierdzono natomiast związków długookresowych pomiędzy rynkami podmiejskimi a peryferyjnymi oraz pomiędzy rynkami wielkomijskimi a peryferyjnymi (wyjątkiem była Warszawa).

Testy kointegracji wskazują, że liczba bezrobotnych na wielkomijskich, podmiejskich i peryferyjnych rynkach pracy podlega w większości przypadków odmiennym zmianom długookresowym. W sposób bardziej precyzyjny potwierdzają więc wyniki, które zostały przedstawione na rycinie 1 i wskazują na wyraźną segmentację rynków pracy. Nie wykluczają jednak istnienia krótkookresowych związków liczby bezrobotnych pomiędzy rynkami. Zgodnie z uwagami metodycznymi, analizę krótkookresowych powiązań przeprowadzono przy użyciu modeli VAR, do których wprowadzono zmienne przekształcone do postaci stacjonarnej (odchylenie od trendu). Uzyskane wyniki dotyczą więc związków o charakterze krótkookresowym. Parametry modeli przedstawiono w tabeli 4. Kierując się kryterium Schwarz, przyjęto w modelach VAR 2 opóźnienia⁵. Krótkookresowe reakcje pomiędzy rynkami zilustrowano funkcjami odpowiedzi na impuls oraz dekompozycją wariancji (ryc. 2 i 3).

Oceniając wyniki, uzyskane dla poszczególnych regionów, można stwierdzić, że:

- region gdański. Na zmiany bezrobocia w Gdańsku istotny wpływ miały opóźnione zmiany bezrobocia na rynku własnym oraz opóźnione zmiany w podmiejskich gminach. Nie stwierdzono istotnego wpływu zmian bezrobocia w gminach peryferyjnych. Zmiany na podmiejskim rynku w istotny sposób były kształtowane przez zmiany na rynku własnym oraz w Gdańsku. Na zmiany na rynku peryferyjnym w istotny sposób wpływały jedynie opóźnione zmiany na rynku własnym;
- region poznański. Na zmiany bezrobocia w Poznaniu wpływały opóźnione o jeden okres zmiany bezrobocia na własnym rynku oraz opóźnione zmiany w podmiejskich gminach. Na zmiany bezrobocia w gminach podmiejskich wpływały jedynie opóźnione zmiany na rynku własnym, a na zmiany na rynkach peryferyjnych – opóźnione zmiany na rynku podmiejskim oraz na rynku własnym;
- region warszawski. Na zmiany bezrobocia w Warszawie wpływały opóźnione zmiany na rynku własnym, na zmiany bezrobocia na rynku podmiejskim – opóźnione zmiany w Warszawie, na rynku własnym oraz na rynkach peryferyjnych, natomiast na zmiany na rynku peryferyjnym wpływały opóźnione zmiany na rynku własnym oraz podmiejskim;

⁵ Na tę samą lub nieznacznie wyższą liczbę opóźnień (w dwóch modelach były trzy opóźnienia) wskazywało kryterium Hannana-Quina. Różnice te nie miały jednak znaczenia dla wyników analizy.

Tab. 4. Modele VAR dla bezrobocia w poszczególnych regionach

Zmienne	Gdańsk			Poznań			Warszawa		
	C	S	P	C	S	P	C	S	P
Stała	0,0000	0,0007	0,0000	-0,0013	-0,0011	-0,0007	-0,0002	-0,0002	-0,0002
C(-1)	1,3622 ^c	0,4126 ^c	0,0654	0,9281 ^c	0,2867	-0,0497	1,4948 ^c	0,4023 ^b	0,0643
C(-2)	-0,4446 ^c	-0,1708	-0,0265	-0,0811	-0,3015	0,0577	-0,5940 ^c	-0,4502 ^c	-0,0433
S(-1)	0,2453 ^b	1,2035 ^c	0,0404	0,5202 ^c	1,3692 ^c	0,3269 ^b	0,0854	1,1239 ^c	0,2208 ^b
S(-2)	-0,2134 ^a	-0,4780 ^c	-0,0623	-0,4507 ^b	-0,4374 ^b	-0,2670 ^a	0,0227	-0,1517	-0,2059 ^b
P(-1)	0,2649	0,1360	1,1727 ^c	0,2968	0,2827	1,1648 ^c	0,1318	0,3359 ^b	1,0198 ^c
P(-2)	-0,2205	-0,0856	-0,2533 ^b	-0,1917	-0,1555	-0,3978 ^c	-0,1536	-0,2707 ^a	-0,1731
R ²	0,98	0,97	0,94	0,98	0,98	0,96	0,99	0,98	0,90
Test F	946,83	762,59	303,95	877,36	917,38	395,47	2391,40	898,35	185,32
Zmienne	Łódź			Wrocław			Kraków		
	C	S	P	C	S	P	C	S	P
Stała	0,0000	-0,0003	-0,0004	-0,0004	0,0000	-0,0003	-0,0002	0,0000	0,0000
C(-1)	1,4199 ^c	0,2631 ^b	0,2568 ^a	1,0771 ^c	0,3612	0,1081	1,4153 ^c	0,4893 ^c	0,3864 ^b
C(-2)	-0,5334 ^c	-0,2053 ^a	-0,1971	-0,3190 ^c	-0,4076 ^b	-0,1751 ^a	-0,5411 ^c	-0,5208 ^c	-0,4200 ^c
S(-1)	0,1097	1,0559 ^c	0,0046	0,1667 ^b	0,5609 ^c	0,1074 ^a	0,2024 ^c	1,1080 ^c	0,1755
S(-2)	-0,0579	-0,2179	-0,0572	-0,0044	0,2943 ^b	0,0047	-0,1871 ^b	-0,2573 ^b	-0,0099
P(-1)	0,1246	0,0590	1,0768 ^c	0,3685 ^c	0,4434 ^a	1,3151 ^c	0,0166	0,0032	0,8896 ^c
P(-2)	-0,0643	0,0165	-0,1312	-0,1944	-0,1720	-0,4261 ^c	0,0994	0,1534	-0,1231
R ²	0,98	0,95	0,94	0,98	0,93	0,96	0,98	0,96	0,92
Test F	807,04	405,45	303,35	1198,53	267,85	481,52	1075,65	472,96	230,62

a, b, c – istotne na poziomie 0,05, 0,01 i 0,001

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Powiatowych Urzędów Pracy.

- region łódzki. Na zmiany bezrobocia w Łodzi wpływały jedynie opóźnione zmiany na rynku własnym, na zmiany na rynku podmiejskim – opóźnione zmiany w Łodzi oraz na rynku własnym, natomiast na zmiany na rynku peryferyjnym miały wpływ opóźnione zmiany na rynku własnym oraz w Łodzi;
- region wrocławski. Na zmiany bezrobocia we Wrocławiu wywierały wpływ opóźnione zmiany na rynku własnym, podmiejskim oraz peryferyjnym, na zmiany na rynku podmiejskim – opóźnione zmiany we Wrocławiu oraz na rynku własnym, natomiast na zmiany na rynku peryferyjnym wpływ miały opóźnione zmiany na rynku własnym, we Wrocławiu oraz na rynku podmiejskim;
- region krakowski. Na zmiany bezrobocia w Krakowie wpływały opóźnione zmiany na rynku własnym oraz podmiejskim, na zmiany na rynku podmiejskim – opóźnione zmiany w Krakowie oraz na rynku własnym, natomiast na zmiany na rynku peryferyjnym wpływ miały opóźnione zmiany w Krakowie oraz na rynku własnym.

Tab. 5. Wyniki testów przyczynowości – podsumowanie

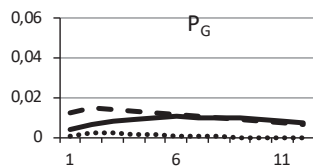
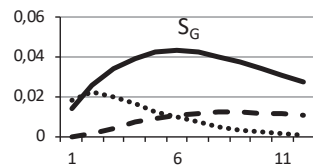
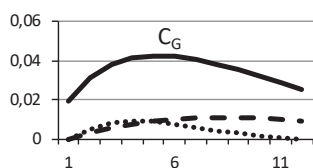
Region (miasto)	Kierunki przyczynowości*		
Gdańsk	$C_G \leftrightarrow S_G$	$C_G \rightleftharpoons P_G$	$S_G \rightleftharpoons P_G$
Poznań	$C_P \leftarrow S_P$	$C_P \rightleftharpoons P_P$	$S_P \rightarrow P_P$
Łódź	$C_L \rightarrow S_L$	$C_L \rightleftharpoons P_L$	$S_L \rightleftharpoons P_L$
Warszawa	$C_{Wa} \leftrightarrow S_{Wa}$	$C_{Wa} \rightleftharpoons P_{Wa}$	$S_{Wa} \leftrightarrow P_{Wa}$
Wrocław	$C_{Wr} \leftrightarrow S_{Wr}$	$C_{Wr} \leftrightarrow P_{Wr}$	$S_{Wr} \leftrightarrow P_{Wr}$
Kraków	$C_K \leftrightarrow S_K$	$C_K \leftrightarrow P_K$	$S_K \leftrightarrow P_K$

* \leftrightarrow – przyczynowość dwukierunkowa, $\Rightarrow \Leftarrow$ – przyczynowość jednokierunkowa, \rightleftharpoons – nie wykazano związków przyczynowych

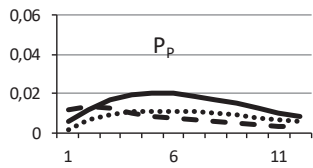
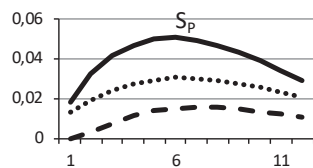
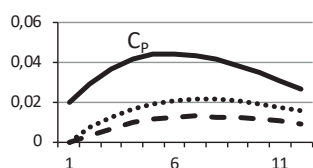
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Powiatowych Urzędów Pracy.

Na podstawie wyników modeli VAR przeprowadzono, wykorzystującą testy Walda, analizę przyczynowości Grangera pomiędzy zmianami bezrobocia na poszczególnych rynkach. Interpretując uzyskane wyniki, należy pamiętać, że przyczynowość w sensie Grangera określa, czy opóźnione wielkości jednej zmiennej (liczba bezrobotnych na jednym rynku) poprawiają wnioskowanie odnośnie wielkości innej zmiennej (liczba bezrobotnych na drugim rynku). Syntetyczne zestawienie wyników przedstawiono w tabeli 5. Testy przyczynowości wskazują na istnienie związków przyczynowych pomiędzy bezrobociem na wielkomiejskich oraz podmiejskich rynkach pracy. Związki takie (zazwyczaj o charakterze dwustronnym) zachodziły pomiędzy wszystkimi miastami i ich podmiejskimi regionami. Mniej związków przyczynowych stwierdzono między rynkami podmiejskimi i peryferyjnymi oraz między rynkami wielkomiejskimi a peryferyjnymi. Oceniając przedstawione wyniki, można więc stwierdzić, że wraz ze wzrostem odległości spadała liczba związków o charakterze przyczynowym pomiędzy rynkami, co jest zgodne z ogólnymi modelami ekonomicznymi.

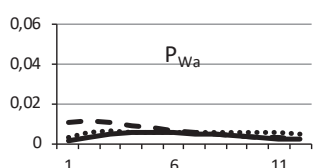
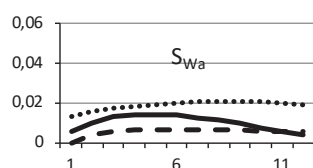
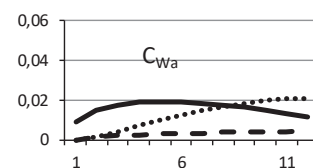
Gdańsk



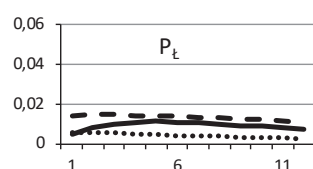
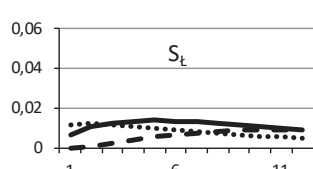
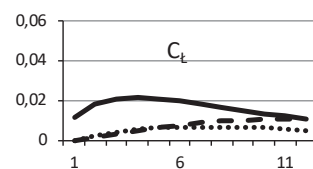
Poznań



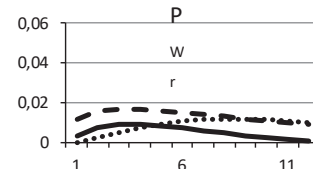
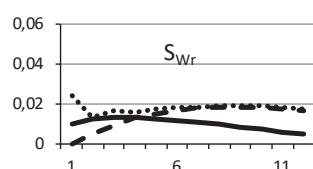
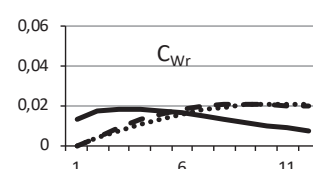
Warszawa



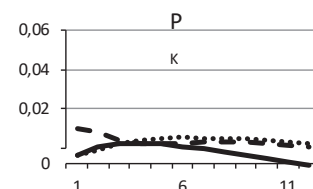
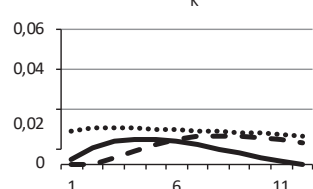
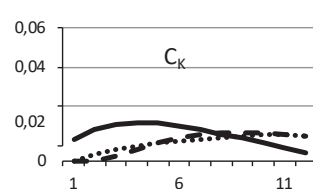
Łódź



Wrocław



Kraków



Ryc. 2. Funkcje odpowiedzi na impuls dla poszczególnych rynków (rynk wielkomiejskie – linia ciągła, rynki podmiejskie – linia kropkowana, rynki peryferyjne – linia przerywana)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Powiatowych Urzędów Pracy.

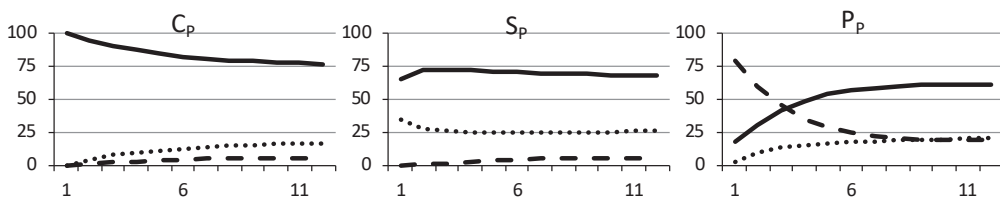
Na podstawie uzyskanych modeli VAR wyprowadzono także funkcje odpowiedzi na impuls oraz przeprowadzono analizę dekompozycji wariancji. Wyniki tych analiz są wrażliwe na kolejność wprowadzania zmiennych. Kierując się ogólnymi przesłankami, należałoby przyjąć szyk zgodny z wagą poszczególnych rynków, a więc wprowadzić jako pierwszą zmienną bezrobocie w dużych miastach, a na końcu – w regionie peryferyjnym. Za taką kolejnością przemawiają również wyniki przedstawionych wcześniej analiz. Kształtowanie się funkcji odpowiedzi na impuls oraz dekompozycji wariancji przedstawiono na rycinach 2 i 3. Generalnie: reakcje na impuls były najsilniejsze na wielkomiejskich rynkach pracy, a najsłabsze na rynkach peryferyjnych. Zazwyczaj rynki wielkomiejskie w pierwszych miesiącach reagowały przede wszystkim na impulsy ze strony rynku własnego, a siła tej reakcji rosła w pierwszych 3–4 miesiącach, po czym ulegała osłabieniu. Wolniejsza i słabsza była natomiast reakcja na impulsy płynące ze strony rynku podmiejskiego oraz peryferyjnego. Bardziej zróżnicowany charakter miały reakcje na rynkach podmiejskich. W przypadku regionu gdańskiego oraz poznańskiego reakcje na impulsy płynące ze strony rynku wielkomiejskiego były silniejsze niż ze strony rynku własnego. W przypadku podmiejskiego rynku Warszawy, Wrocławia i Krakowa silniejsza była reakcja na impulsy płynące z rynku własnego. Na rynkach peryferyjnych reakcje na impuls były znacznie słabsze niż na rynkach podmiejskich, a zwłaszcza wielkomiejskich.

Dekompozycja wariancji wskazuje generalnie, że przy dwumiesięcznym horyzoncie czasowym zdecydowanie największe znaczenie dla rynków wielkomiejskich miały impulsy płynące ze strony rynku własnego. W przypadku Gdańska i Poznania wydłużanie horyzontu czasowego nie zmieniało znaczenia rynku własnego. W przypadku pozostałych miast udział szoków ze strony rynku własnego wyraźnie malał, a rósł udział szoków ze strony pozostałych rynków (w Warszawie tylko ze strony rynku podmiejskiego). Wyniki dla rynków podmiejskich wskazują, że największy udział miały impulsy płynące ze strony centralnego miasta. Dla podmiejskich rynków Gdańska i Poznania udział ten był szczególnie duży. Jeżeli chodzi o rynki peryferyjne, to we wszystkich przypadkach (za wyjątkiem regionu poznańskiego) największy, choć z czasem malejący udział miały impulsy płynące ze strony rynku własnego.

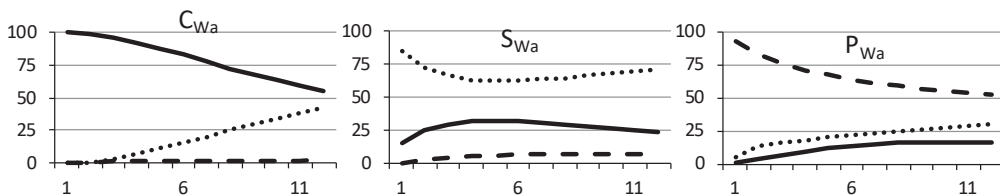
Podsumowanie

Przedmiotem badań przedstawionych w artykule były krótko- i długookresowe powiązania bezrobocia pomiędzy wielkomiejskimi, podmiejskimi i peryferyjnymi rynkami pracy. Podsumowując wyniki, można ustosunkować się do dwóch pytań. Po pierwsze, czy i na ile zmiany bezrobocia na rynkach wielkomiejskich, podmiejskich i peryferyjnych mają wspólne cechy w ramach tych grup, a odmienne pomiędzy grupami? Pozytywna odpowiedź oznaczałaby uznanie, że rynki te są specyficzne względem siebie. Po drugie, czy zmiany w ramach grup wykazują różnice regionalne? Uzyskane wyniki przemawiają za twierdzącą odpowiedzią na oba pytania. Liczba bezrobotnych na wszystkich rynkach zmieniała się cyklicznie w tym samym kierunku, ale zmiany liczby bezrobotnych, zarówno

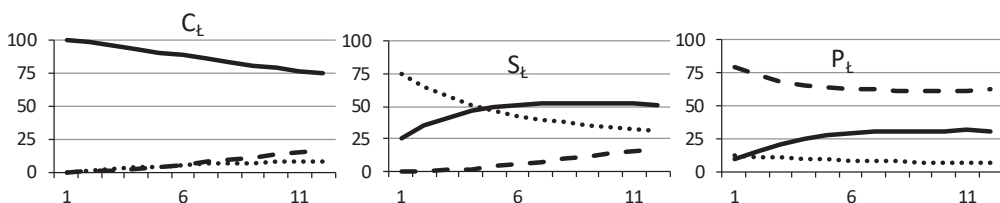
Poznań



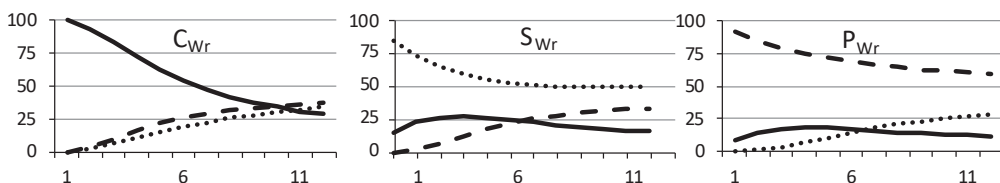
Warszawa



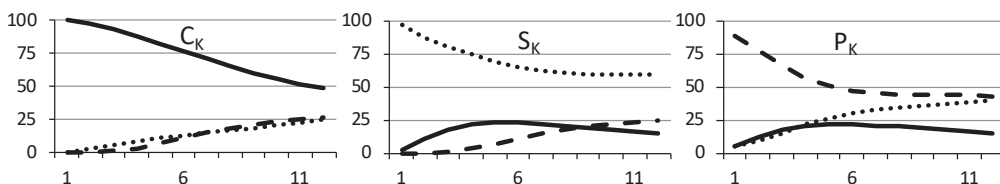
Łódź



Wrocław



Kraków



Ryc. 3. Dekompozycja wariancji błędu prognozy dla poszczególnych rynków (oznaczenia jak na ryc. 2)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Powiatowych Urzędów Pracy.

w trendzie malejącym jak i rosnącym, największe były na rynkach wielkomiejskich, a najmniejsze na rynkach peryferyjnych.

Uzyskane wyniki były zróżnicowane w zależności od horyzontu czasowego, kategorii rynku oraz regionu. Generalnie istotne statystycznie związki pomiędzy rynkami stwierdzano przede wszystkim w analizach krótkookresowych. Testy kointegracji wskazywały natomiast na słabe długookresowe związki pomiędzy rynkami, przy czym, jeżeli one występowały, to niemal wyłącznie w relacji duże miasto–suburbia. Również analizy związków krótkookresowych wskazywały na odrębność rynków peryferyjnych. Uzyskane wyniki nie dają jednak podstaw do traktowania wielkomiejskich i podmiejskich rynków jako jednego silnie zintegrowanego rynku. W tym przypadku ujawniły się różnice regionalne. Należy jednak podkreślić, że różnice te dotyczyły przede wszystkim zmian bezrobocia w dużych miastach. W świetle przeprowadzonych analiz największe różnice występowały pomiędzy Gdańskiem i Poznaniem z jednej strony, a Wrocławiem i Krakowem z drugiej. W przypadku dwóch pierwszych miast stwierdzono silniejsze reakcje na impulsy płynące ze strony rynku własnego. Równocześnie impulsy ze strony tych miast wywierały silną reakcję na rynkach podmiejskich. W przypadku dwóch pozostałych miast stosunkowo duży udział w zmianach bezrobocia miały impulsy płynące ze strony podmiejskich i peryferyjnych rynków. Pośrednie pod tym względem miejsce zajmowały Warszawa i Łódź. O ile reakcje bezrobocia na poszczególnych rynkach wielkomiejskich wykazywały duże różnice, o tyle reakcje na rynkach peryferyjnych niezależnie od regionu wykazywały duże podobieństwo. Regionalna specyfika powiązań bezrobocia pomiędzy rynkami wielkomiejskimi, podmiejskimi i peryferyjnymi wynika więc przede wszystkim ze specyfiki największych miast.

Wyniki przeprowadzonych analiz same w sobie nie tłumaczą przyczyn różnic między poszczególnymi grupami rynków pracy. Wspierają hipotezę, że wielkomiejskie rynki pracy funkcjonują zgodnie z teorią płacy efektywnościowej, natomiast rynki peryferyjne są bliższe modelowi konkurencyjnemu. Alternatywnym wytłumaczeniem stwierdzonych różnic mogłaby być mniejsza wrażliwość branż zlokalizowanych w regionach peryferyjnych na zmiany koniunktury gospodarczej. Weryfikacja tych hipotez wymagałaby analiz uwzględniających szerszy zbiór danych, w tym zmian w liczbie dojazdów do pracy, płac, liczby zatrudnionych.

Bibliografia

- Alonso-Villar O., Del Rio C., 2008, „Geographical concentration of unemployment: a male-female comparison in Spain”, *Regional Studies*, t. 42, s. 401–412.
- Blanchard O.J., Katz L.F., 1992, „Regional evolutions”, *Brooking Paper on Economic Activity*, nr 1, 1–74.
- Burda M.C., Profit S., 1996, „Matching across space: evidence on mobility in the Czech Republic”, *Labour Economics*, t. 3, nr 3, s. 255–278.

- Dijkstra L., Garcilazo E., McCann P., 2013, „The economic performance of European cities and city regions: Myth and realities”, *European Planning Studies*, t. 21, nr 3, s. 334–354.
- GUS, 2014, *Dojazdy do pracy. Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011*. Warszawa: GUS.
- Elhorst J.P., 2003, „The mystery of regional unemployment differentials: theoretical and regional explanations”, *Journal of Economic Surveys*, t. 17, nr 5, s. 709–748.
- Enders W., 2010, *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley and Sons.
- Evans P., McCormik B., 1994, „The new patterns of regional unemployment: causes and policy significance”, *Economic Journal*, t. 104, s. 633–647.
- Faggio G., Silva O., 2014, „Self-employment and entrepreneurship in urban and rural labour markets”, *Journal of Urban Economics*, t. 84, s. 67–85.
- Fujita M., Krugman P., Venables A., 1999, *Spatial Economy*, Cambridge: MIT Press.
- Harris J.R., Todaro M., 1970, „Migration, unemployment and development: a two sector analysis”, *American Economic Review*, t. 60, nr 1, s. 126–142.
- Haughwout A., Inman R., 2002, „Should suburbs help their central city?”, *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*, s. 45–88.
- Henderson J.V., 2003, „Marshall’s scale economies”, *Journal of Urban Economics*, t. 53, s. 1–28.
- Herbst M., Wójcik P., 2013, „Delimitacja dyfuzji rozwoju z miast metropolitalnych z wykorzystaniem korelacji przestrzennej”, *Studia Regionalne i Lokalne*, nr 4 (54), s. 5–21.
- Hollar M.K., 2011, „Central cities and suburbs: economic rivals or allies?”, *Journal of Regional Science*, t. 51, s. 231–252.
- Ingham H., Ingham M., Herbst J., 2011, „Local unemployment in Poland: rural-urban contrasts”, *Applied Economics*, t. 43, nr 10, s. 1175–1186.
- Lanjouw J.O., Lanjouw P., 2001, „The rural non-farm sector: issues and evidence from developing countries”, *Agricultural Economics*, t. 26, s. 1–23.
- Leichenko R.M., 2001, „Growth and change in U.S. cities and suburbs”, *Growth and Change*, t. 32, s. 326–354.
- Majchrowska A., Mroczek K., Tokarski T., 2013, „Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002–2011”, *Gospodarka Narodowa*, t. 24 nr 9 (265), s. 69–90.
- Mathä T., Wintr L., 2009, „Commuting flows across bordering regions: a note”, *Applied Economics Letters*, t. 16, s. 735–738.
- McCormik B., 1997, „Regional unemployment and labour mobility in the UK”, *European Economic Review*, t. 41, nr 3, s. 581–589.
- Neumann G., Topel R., 1991, „Employment risk, diversification and unemployment”, *Quarterly Journal of Economics*, t. 106, nr 4, s. 1341–1365.
- Niebuhr A., 2003, „Spatial interaction and regional unemployment in Europe”, *European Journal of Spatial Development*, www.nordregio.se/EJSD/-ISSN 1650-9544-Refereed ArticlesOct 2003-no 5.
- Pastore F., 2004, „Regional unemployment persistence in Poland: a survey of the evidence and some insight from literature”, *Current Politics and Economics of Russia, Eastern and Central Europe*, t. 16, s. 97–116.
- Song Y., Zenou Y., 2009, „How do differences in property taxes within cities affect urban sprawl?”, *Journal of Regional Sciences*, t. 49, nr 5, s. 801–831.
- Taylor J., Bradley S., 1997, „Unemployment in Europe: a comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy and the UK”, *Kyklos*, t. 50, nr 2, s. 221–245.

Tharakan J., Tropeano J.P., 2009, „On the impact of labor market matching on regional disparities”, *Journal of Regional Science*, t. 49, nr 1, s. 57–80.

Voith R., 1998, „Do suburbs need cities?”, *Journal of Regional Science*, t. 38, nr 3, s. 445–464.