Kamila Radlińska*

Politechnika Koszalińska

POWIĄZANIA BEZROBOCIA NA LOKALNYCH RYNKACH PRACY – PRZYKŁAD SZCZECINA I GMIN SĄSIADUJĄCYCH

STRESZCZENIE

Rynek pracy jest obszarem wielu rozważań teoretycznych i empirycznych. Szczególnie ważne wydaje się poznanie mechanizmu powiązań, jakie zachodzą na rynkach pracy. Celem artykułu jest próba określenia powiązań bezrobocia w mieście Szczecin z bezrobociem w gminach bezpośrednio z nim sąsiadujących. W ramach badań starano się określić rodzaj powiązań łączących analizowane rynki oraz kierunek tej zależności. Badaniami objęto rynki pracy miasta Szczecina oraz gmin bezpośrednio z nim sąsiadujących. Analizę powiązań przeprowadzono na podstawie miesięcznych danych dotyczących liczby bezrobotnych w latach 2001–2015. Do badań wykorzystano test Johansena oraz test przyczynowości Grangera. Uzyskane wyniki wskazują na długookresowy związek liczby bezrobotnych w mieście Szczecin z liczbą bezrobotnych w gminach sąsiadujących.

Słowa kluczowe: liczba bezrobotnych, przyczynowość Grangera, Szczecin

Wprowadzenie

Problematyka rynku pracy od wielu lat jest przedmiotem badań i opracowań naukowych w kraju i za granicą. Do najczęściej podejmowanych kwestii należą ana-

* Adres e-mail: kamila.radlinska@tu.koszalin.pl

lizy związane z kategorią bezrobocia (Tokarski, 2008, s. 26–40), regionalnym zróżnicowaniem rynku pracy (Martin, 1997, s. 237–252; Radlińska, Klonowska, 2013, s. 47–49) oraz uwarunkowaniami jego funkcjonowania (Szczebiot-Knoblach, 2013, s. 138; Nagel, 2016, s. 88–89). Mimo mnogości analiz rynek pracy w dalszym ciągu stanowi interesujący obszar badań. Szczególnie ważne wydaje się poznanie mechanizmu zachodzących na nim powiązań. Poznanie relacji długookresowych, cyklicznych oraz krótkookresowych na rynku pracy ma istotne znaczenie dla gospodarki, prowadzi do lepszej jej charakterystyki i powinno przyczynić się do doskonalenia instrumentów polityki gospodarczej i zwiększenia efektywności funkcjonowania rynku, w tym rynku pracy.

Dotychczasowe analizy powiązań długookresowych, cyklicznych i krótkookresowych na rynku pracy dotyczyły zazwyczaj poziomu krajowego (Kucharski, Myślińska 2008, s. 51), chociaż właściwszym miejscem do diagnozowania zjawisk związanych z funkcjonowaniem rynku pracy wydają się być rynki regionalne i lokalne. Ich specyfika warunkuje siłę oraz kierunek powiązań. Sytuacja gospodarcza, społeczna, demograficzna regionu nie jest stała i może ulegać zmianie, czego skutkiem mogą być zaburzenia w relacjach łączących lokalne rynki pracy.

W literaturze ekonomicznej podkreśla się znaczenie miast w procesie rozwoju społeczno- gospodarczego (Hoselitz, 1953, s. 207–208). Wielokrotnie stwierdzano różnice pomiędzy funkcjonowaniem rynków miejskich i wiejskich (Drejska, Sawicka, 2008, s. 60–65). Funkcje pełnione przez miasta powodują, że stają się one motorem wzrostu (Eaton, Eckstein, 1997, s. 443), pełnią liczne role – są m.in. siedzibami najważniejszych instytucji politycznych, finansowych, przemysłowych, na ich obszarze prowadzona jest działalność naukowo-badawcza, są także wiodącymi rynkami zbytu. Jednak najważniejszym elementem specyfiki miast jest koncentracja kapitału ludzkiego. Większa liczba ofert pracy wywiera istotny wpływ na efektywność procesu poszukiwania pracy i jakość zasobu ludzkiego. Miasta w sposób istotny wpływają na funkcjonowanie lokalnych rynków pracy (Morrison, 2005, s. 2278–2280). Wielkość oraz specyfika miast decyduje o sile tego oddziaływania. Wraz ze wzrostem potencjału gospodarczego miasta rośnie siła jego oddziaływania na podmiejskie lokalne rynki pracy.

Ciekawym problemem badawczym wydaje się analiza sposobu przenoszenia impulsów dotyczących liczby bezrobotnych pomiędzy rynkami. Potraktowanie rynku pracy miasta jako rynku wiodącego pozwala na zbadanie reakcji rynków pracy

obszarów podmiejskich. Interesująca wydaje się także analiza uwarunkowań transmisji liczby bezrobotnych, kierunków przepływu impulsów, zaburzeń w procesie transmisji, wpływu zmian w gospodarce na powiązania pomiędzy rynkami. Zajęcie się wszystkimi wymienionymi zjawiskami w ramach jednego opracowania nie jest możliwe, ale ich zidentyfikowanie może być przesłanką do podjęcia badań w tym zakresie.

Celem artykułu jest analiza powiązań liczby bezrobotnych w mieście Szczecin z liczbą bezrobotnych w gminach bezpośrednio z nim sąsiadujących. Podczas badania starano się określić rodzaj powiązań łączących analizowane rynki pracy oraz kierunek tej zależności. Przegląd literatury i badań empirycznych dały podstawę do sformułowania założeń o długookresowym powiązaniu rynku pracy Szczecina z jego rynkami podmiejskimi. Założono także jednokierunkową zależność łączącą analizowane rynki.

Badaniami objęto rynki pracy miasta Szczecina oraz siedmiu gmin bezpośrednio z nim sąsiadujących: Dobrej Szczecińskiej, Kołbaskowa, Gryfina, Starego Czarnewa, Kobylnicy, Goleniowa oraz Polic. Analiza powiązań przeprowadzono na podstawie danych dotyczących miesięcznej liczby bezrobotnych w latach 2001–2015. Do badań wykorzystano test Johansena oraz test przyczynowości Grangera. Do analiz ekonometrycznych użyto pakietu Eviews 6.0.

1. Rynek pracy województwa zachodniopomorskiego

Województwo zachodniopomorskie jako całość charakteryzuje się wyraźną specyfiką i jest wewnętrznie silnie zróżnicowane. Specyfika ta w dużym stopniu kształtowana jest przez tereny wiejskie oraz obszary turystyczne. Największy rynek lokalny tworzy stolica województwa, Szczecin, wraz z terenami podmiejskimi. Drugi ważny obszar tworzą gminy nadmorskie z silnie rozwiniętą, chociaż sezonową gospodarką turystyczną, zaś trzeci – gminy oddalone od pasa morskiego, o relatywnie niskim poziomie rozwoju gospodarczego i dużym udziale rolnictwa. Specyfika ta wpływa na sytuację na rynku pracy.

Województwo zachodniopomorskie należy do regionów o najwyższym poziomie bezrobocia. W 2015 roku stopa bezrobocia wynosiła w województwie 13,1%, podczas gdy średnio w kraju był to poziom 9,7%. Województwo charakteryzuje się również relatywnie niskim udziałem pracujących w ogólnej liczbie mieszkańców.

Współczynnik aktywności zawodowej w zachodniopomorskim to 51,9%, podczas gdy ten sam wskaźnik dla Polski w 2015 roku wynosił 56,2%. Relatywnie niski poziom aktywności zawodowej charakteryzuje przede wszystkim wiejskie obszary województwa.

Najlepiej rozwiniętym rynkiem pracy w województwie zachodniopomorskim jest rynek pracy Szczecina i jego terenów podmiejskich. Mimo że nie podlega on znacznym wahaniom aktywności, to jego oddziaływanie na pozostałe rynki jest znaczące. W województwie obserwuje się wzrost zatrudnienia przede wszystkim w gminach wiejskich i miejskich, nieznacznie tylko w miastach, w związku z czym celowa wydaje się obserwacja powiązań rynku pracy Szczecina z pozostałym obszarem województwa, w tym gmin podmiejskich.

2. Dane i metodyka badań

Powiązanie pomiędzy rynkami pracy miasta Szczecina i gmin bezpośrednio z nim sąsiadujących przeprowadzono w oparciu o miesięczną statystykę bezrobocia prowadzoną przez Wojewódzki Urząd Pracy w Szczecinie. Szeregi czasowe liczby bezrobotnych obejmowały okres od stycznia 2008 roku do grudnia 2015 roku i liczyły po 96 obserwacji dla każdej z badanych gmin. Dolna granica analizy została podyktowana stabilizacją rynku pracy po 2008 roku. Do roku 2008 liczba bezrobotnych gwałtownie malała – mogłoby to zakłócić analizy. Natomiast górna granica wynikała z tego, że rok 2015 w momencie przeprowadzenia badania był ostatnim pełnym rokiem sprawozdawczym. Dodatkowo zgromadzona liczba obserwacji gwarantowała wiarygodność analiz. Przebieg szeregów czasowych liczby bezrobotnych przedstawiono na rysunku 1.

Rysunek 1. Przebieg szeregów czasowych liczby bezrobotnych w Szczecinie i gminach bezpośrednio z nim sąsiadujących

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Wojewódzkiego Urzędu Pracy.
Pobrane z: www.wup.pl.

Analiza przebiegu szeregów czasowych liczby bezrobotnych na analizowanych rynkach pracy wskazuje na wyraźną sezonowość. Wartość wskaźników sezonowości liczby bezrobotnych w poszczególnych miesiącach wyrażona w procentach przedstawiono na rysunku 2.

Problem sezonowości na rynku pracy Szczecina i gmin sąsiadujących jest zróżnicowany przestrzennie i ma znaczący udział w zmienności liczby bezrobotnych. Różnice dotyczą poziomu i amplitudy wahań sezonowych. Przebieg sezonowości bezrobocia w trakcie roku w mieście Szczecin nie różni się znacząco od średniej sezonowości w grupie analizowanych gmin. Występowanie sezonowości w badanym szeregu czasowym mogłoby zakłócać obraz ich powiązań. Dlatego szeregi czasowe liczby bezrobotnych we wstępnym etapie zostały oczyszczone z wahań sezonowych i dopiero tak przygotowane dane zostały poddane analizie powiązań.

Rysunek 2. Przebieg sezonowości liczby bezrobotnych w Szczecinie i gminach bezpośrednio sąsiadujących w poszczególnych miesiącach

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Wojewódzkiego Urzędu Pracy.
Pobrane z: www.wup.pl.

Celem artykułu jest próba opisu powiązań pomiędzy zmianami liczby bezrobotnych na rynku pracy Szczecina i gmin bezpośrednio sąsiadujących ze Szczecinem. Badanie powiązań liczby bezrobotnych w wybranych gminach zostało zaplanowane i przeprowadzone etapowo, zgodnie z poniższym schematem.

Etap 1. Badanie stacjonarności zmiennych.

Etap 2. Analiza kointegracji.

Etap 3. Przeprowadzenie testów przyczynowości Grangera.

3. Wyniki badań

Duża część szeregów czasowych jest niestacjonarna (zintegrowana), co stanowi poważny problem w analizie ekonometrycznej (Kusideł, 2000, s. 16–22). Własności statystyczne dla niestacjonarnych szeregów czasowych są wątpliwe, a część testów nie ma zakładanego rozkładu statystycznego. Stopień zintegrowania analizowanych szeregów czasowych liczby bezrobotnych zbadano za pomocą rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) (Hamilton, 1994, s. 45–46; Gruszczyński, Podgórska, 2004, s. 181–183). Wyniki testu przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki testu ADF dla oczyszczonych z sezonowości szeregów czasowych badanych wielkości liczby bezrobotnych w gminach w okresie 2008–2015

Szereg czasowy liczby bezrobotnych w gminach	Poziomy zmiennych			Pierwsze różnice		
	ze stałą	ze stałą i trendem	bez stałej i trendu	ze stałą	ze stałą i trendem	bez stałej i trendu
Szczecin	–2,8097 (0,0608)	1,6248 (1,0000)	0,3768 (0,7911)	–2,9568 (0,0429)	–3,9570 (0,0134)	–2,9491 (0,0036)
Kołbaskowo	–0,8509 (0,7995)	–0,2428 (0,9912)	–0,773 (0,6544)	9,0284 (0,0000)	–9,5003 (0,0000)	–9,0779 (0,0000)
Dobra Szczecińska	–1,5869 (0,4852)	0,4954 (0,9992)	0,1594 (0,7300)	–3,9828 (0,0023)	–7,2758 (0,0000)	3,9990 (0,0001)
Stare Czarnowo	–0,5668 (0,8718)	–1,1101 (0,9214)	–0,8617 (0,3401)	–9,3686 (0,0000)	–9,5002 (0,0000)	9,3583 (0,0000)
Gryfino	0,2735 (0,9757)	0,6194 (0,9995)	–0,8564 (0,3424)	6,7831 (0,0000)	–7,4283 (0,0000)	–6,7398 (0,0000)
Kobylnica	–1,5244 (0,5171)	–0,9318 (0,9473)	–0,2191 (0,6048)	–7,4268 (0,0000)	–7,5631 (0,0000)	–7,4709 (0,0000)
Police	0,5032 (0,9860)	–0,6819 (0,9711)	–0,9973 (0,2838)	–6,2938 (0,0000)	–7,0403 (0,0000)	–6,1901 (0,0000)
Goleniów	0,8698 (0,9947)	–1,2243 (0,8994)	–1,3178 (0,1723)	–6,9178 (0,0000)	–7,7795 (0,0000)	–6,7578 (0,0000)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Wojewódzkiego Urzędu Pracy.
Pobrane z: www.wup.pl.

Procedura testu ADF prowadzi do stwierdzenia stacjonarności lub niestacjonarności szeregu. Hipoteza zerowa zakłada, że szereg jest niestacjonarny (zintegrowany stopnia 1), natomiast hipoteza alternatywna zakłada jego stacjonarność. Gdy prawdopodobieństwo błędu I rodzaju (p) jest większe od 0,05, hipotezy zerowej nie można odrzucić. Wszystkie analizowane szeregi czasowe liczby bezrobotnych okazały się niestacjonarne. Niestacjonarność dotyczyła także założenia występowania trendu liniowego, co oznacza, że liczba bezrobotnych w badanych gminach nie jest stacjonarna wokół trendu liniowego. Natomiast pierwsze różnice szeregów czasowych są stacjonarne, do daje podstawę do przyjęcia, iż szeregi czasowe liczby bezrobotnych są zintegrowane stopnia pierwszego.

Powiązania długookresowe może opisywać tak zwana analiza kointegracyjna (Kusiel, 2000, s. 42–47). Szeregi czasowe dwóch zmiennych (x_t , y_t) są skointegrowane, gdy są niestacjonarne, zintegrowane w stopniu d i ich liniowa kombinacja $\beta_1 x_t + \beta_2 y_t$ jest zintegrowana rzędu $d-b$ ($d \geq b \geq 0$). Wektor $[\beta_1 \ \beta_2]$ jest wektorem kointe-

grującym, który opisuje długookresowy związek pomiędzy zmiennymi. Do zbadania kointegracji zastosowano procedurę Johansena, która polega na przekształceniu modelu VAR (*Vector Autoregression*) dla poziomów zmiennych do postaci VECM (*Vector Error Correction Model*):

$$\Delta x_t = \Psi_0 d_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi x_{t-i} + \epsilon_t,$$

gdzie

$$\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I,$$

$$\Pi = - \sum_{j=i+1}^k A_j.$$

W procedurze Johansena do badania kointegracji wykorzystywany jest rząd macierzy Π , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych (Kusiś, 2000, s. 45–51; Majsterek, 1998, s. 123–124). Statystykami testu są dwie charakterystyki macierzy Π : Trace Test oraz Maximum Eigenvalue Test. Pierwszy służy do testowania hipotezy zerowej wobec hipotezy alternatywnej, które brzmią: H_0 – liczba wektorów kointegracyjnych jest mniejsza lub równa r ; H_1 – liczba wektorów kointegracyjnych jest większa od r . Natomiast Maximum Eigenvalue Test służy do testowania hipotezy zerowej: H_0 – liczba wektorów kointegracyjnych jest równa r , wobec hipotezy alternatywnej: H_1 – liczba wektorów kointegracyjnych jest równa $r + 1$. W przeprowadzonej analizie do badania długookresowych powiązań pomiędzy liczbą bezrobotnych w Szczecinie a liczbą bezrobotnych w wybranych gminach graniczących ze Szczecinem wykorzystano test Johansena. Wyniki testu zamieszczono w tabeli 2.

Wyniki testu Johansena wskazują na istnienie relacji kointegracyjnej pomiędzy liczbą bezrobotnych w Szczecinie a liczbą bezrobotnych w większości gmin sąsiadujących (5 z 7 analizowanych gmin). Brak powiązań długookresowych liczby bezrobotnych w Szczecinie z liczbą bezrobotnych w gminach wykazały rynki pracy gmin Gryfino oraz Stare Czarnowo.

Tabela 2. Wyniki testu Johansena badającego rząd skointegrowania oczyszczonego z sezonowości systemu wielkości liczby bezrobotnych w gminach w okresie 2008– 2015

Szczecin (przyjęta liczba opóźnień)	Trace Test		Maximum Eigenvalue Test	
	none of CE	at most 1 CEs	none of CE	at most 1 CEs
Kołbaskowo (3)	17,6766 (0,0231)	4,1594 (0,0414)	13,5171 (0,0654)	4,1594 (0,0414)
Dobra Szczecińska (3)	20,8481 (0,0071)	5,0847 (0,0241)	15,7634 (0,0281)	5,0847 (0,0241)
Stare Czarnowo (3)	14,8710 (0,0619)	0,8847 (0,3469)	13,9863 (0,0553)	0,8847 (0,0,3469)
Gryfino (3)	15,1821 (0,0557)	1,2863 (0,2567)	13,8958 (0,0571)	1,2863 (0,2567)
Kobylnica (3)	22,4541 (0,038)	8,2833 (0,040)	14,1708 (0,0517)	8,2833 (0,0040)
Police (3)	15,7565 (0,0457)	0,8944 (0,3443)	14,8624 (0,0402)	0,8944 (0,3443)
Goleniów (1)	18,1414 (0,0195)	4,7302 (0,0296)	13,4111 (0,0679)	3,8414 (0,0296)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Wojewódzkiego Urzędu Pracy.

Pobrane z: www.wup.pl.

Zależności przyczynowe pomiędzy zmiennymi objaśniającymi i zmienną bądź zmiennymi objaśnianymi mogą zostać zbadane za pomocą testu przyczynowości Grangera, z wykorzystaniem wyników estymacji modelu VAR. Test przyczynowości Grangera polega na sprawdzeniu, czy wprowadzenie danej zmiennej do modelu wraz z opóźnieniami zmniejszy istotnie wariancję resztową (Orzeszko, 2012, s. 369–375). W teście przyczynowości Grangera założeniem hipotezy zerowej jest fakt, że zmienna będąca przyczyną nie wpływa na zmienną objaśnianą. Hipoteza zerowa jest odrzucana, gdy prawdopodobieństwa błędu I rodzaju (p) jest mniejsze od 0,05. Wyniki testu przyczynowości Grangera przeprowadzone dla badanego systemu zmiennych zamieszczono w tabeli 3.

Tabela 3. Wyniki testu przyczynowości Grangera dla poszczególnych par gmin w okresie 2008–2015

Szczecin	$\Rightarrow$	0,0006	gmina Kołbaskowo
	0,3817	$\nLeftarrow$	
	$\Rightarrow$	0,0066	gmina Dobra Koszalińska
	0,0242	$\Leftarrow$	
	$\Rightarrow$	0,0001	gmina Stare Czarnowo
	0,9675	$\nLeftarrow$	
	$\Rightarrow$	0,012	gmina Gryfino
	0,0905	$\nLeftarrow$	
	$\Rightarrow$	0,0022	gmina Kobylnica
	0,0187	$\Leftarrow$	
	$\Rightarrow$	0,0184	gmina Police
	0,1298	$\nLeftarrow$	
	$\Rightarrow$	0,0128	gmina Goleniów
	0,1794	$\Leftarrow$	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Wojewódzkiego Urzędu Pracy.
Pobrane z: www.wup.pl.

We wszystkich przypadkach występowało silne oddziaływanie rynku pracy miasta Szczecin na rynki pracy gmin sąsiadujących. Rynek pracy każdej z gmin sąsiadujących reagował na zmiany liczby bezrobotnych w Szczecinie. Zmiana liczby bezrobotnych w Szczecinie była przyczyną w sensie Grangera zmiany liczby bezrobotnych w gminach sąsiadujących. Tylko w przypadku trzech gmin (Dobra Szczecińska, Kobylnica, Goleniów) występowało oddziaływanie wzajemne liczby bezrobotnych w Szczecinie i liczby bezrobotnych na rynkach sąsiednich.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza powiązań liczby bezrobotnych w mieście Szczecin z liczbą bezrobotnych w gminach sąsiadujących opisała rodzaj oraz kierunek tej zależności.

Analiza kointegracji, w większości przypadków, wskazała na długookresowy związek liczby bezrobotnych w mieście Szczecin z liczbą bezrobotnych w gminach sąsiadujących. Rynek pracy miasta Szczecina jest rynkiem silnie wpływającym na rynki pracy gmin bezpośrednio z nim sąsiadujących. W większości przypadków jest

to zależność jednokierunkowa. Zmiany liczby bezrobotnych na rynku szczecińskim powodują zmiany liczby bezrobotnych na rynkach bezpośrednio z nim sąsiadującymi. Natomiast zmiany liczby bezrobotnych na rynkach gmin sąsiadujących nie powodują zmian w liczbie bezrobotnych w Szczecinie.

Przeprowadzona analiza powiązań dla liczby bezrobotnych miasta Szczecina i gmin sąsiadujących w znacznym stopniu potwierdziła oczekiwania.

Literatura

- Eaton, J. Eckstein, Z. (1997). Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan. *Regional Science and Urban Economics*, 27, 443–474.
- Drejska, N., Sawińska, J. (2008). Unemployment of Rural Inhabitants as a Disadvantageous Factor of Local and Regional Development. *Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia*, 7 (1), 59–65.
- Gruszczyński, M., Podgórska, M. (2004). *Ekonometria*. Warszawa: Oficyna SGH.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hoselitz, B.F. (1953). The Role of the Cities in the Economic Growth OF Underdeveloped Countries. *Journal of Political Economy*, 61 (3), 195–208.
- Kucharski, L. Myślińska, K. (2008). Poziom niedopasowań strukturalnych na rynku pracy w Polsce. *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica*, 219, 51–67.
- Kusideł, E. (2000). Modele wektorowo-autoregresyjne VAR metodologia i zastosowanie. W: B. Suchecki (red.), *Dane panelowe i modelowania wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*. Łódź: Absolwent.
- Majsterek, M. (1998). Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej. *Przegląd Statystyczny*, XLV, 113–130.
- Martin, R. (1997). Regional Unemployment Disparities and their Dynamics. *Regional Studies*, 31, 237–252.
- Morrison, P.S. (2005). Unemployment and Urban Labour Market. *Urban Studies*, 42 (12), 2261–2288.
- Nagel, K. (2016). Rodzaje aktywnej polityki rynku pracy w krajach środkowo- i wschodnioeuropejskich. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 293, 87–100.
- Orzeszko, W. (2012). Nieliniowa identyfikacja rzędu zależności w stopach zmian indeksów giełdowych. *Przegląd Statystyczny*, 59, 369–385.

- Radlińska, K., Klonowska-Matynia, M. (2013). Przestrzenne zróżnicowanie sezonowości bezrobocia na lokalnym rynku pracy. Przykład gmin powiatu koszalińskiego. *Przegląd Zachodniopomorski*, 28 (4), 41–59.
- Szczebiot-Knoblach, L. (2013). Polityka rynku pracy. W: R. Kisiel, R. Marks-Bielska (red.), *Polityka gospodarcza* (s. 122–141). Olsztyn: Uniwersytet Warmińsko-Mazurski.
- Tokarski, T. (2008). Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999–2006. *Gospodarka Narodowa*, 7–8, 25–42.

RELATIONS OF UNEMPLOYMENT ON ZACHODNIOPOMORSKIE VOIVODESHIP

Abstract

Seasonality is an issue discussed relatively rarely in the labour market analyses. Particularly it is important to know the relationship between labor markets. The article attempts to define the relation between unemployment in Szczecin and unemployment in municipalities with him directly adjacent. The study identified the type of relation between the analyzed markets and the direction of this relationship. The study included labor markets in the city of Szczecin and municipalities directly adjacent to it. The analysis was based on the Central Statistical Office data on the number of the unemployment in Poland from January 2001 to December 2015. The study used Johansen test and Granger causality test. The results indicate the long-term relationship the number of unemployed in Szczecin and unemployment in municipalities with him directly adjacent

Keywords: unemployment, Granger causality, Szczecin

JEL codes: E24, E27, R23