

*Stanisław Matusik**

EKONOMETRYCZNE MODELE ZMIAN STOPY BEZROBOCIA REJESTROWANEGO W POLSCE ORAZ W WOJ. MAŁOPOLSKIM W LATACH 1997 – 2009

Streszczenie. W artykule przedstawiono poziom stopy bezrobocia rejestrowanego w gminach województwa małopolskiego w końcu roku 2009 oraz jego zmiany w odniesieniu do 2002 r. W analizach uwzględniono typ gminy oraz płeć bezrobotnych, a także zróżnicowanie bezrobocia na obszarach miejskich i wiejskich. Posłużono się metodami analizy statystycznej oraz modelowania ekonometrycznego. Zwrócono uwagę na względną stabilność zjawiska w badanym okresie. Poruszaną problematykę przedstawiono na tle całego kraju. Dla Polski (1997 – 2009) i dla Małopolski (IV kwartał 2001 – IV kwartał 2009) oszacowano ekonometryczne modele opisujące stopę bezrobocia rejestrowanego, uwzględniające kwartalną sezonowość zmian jej poziomu. Wyniki analiz przedstawiono w postaci tabel i wykresów.

1. WPROWADZENIE

W krajach Unii Europejskiej coraz bardziej palącym problemem stają się kwestie demograficznych uwarunkowań rynku pracy. W Polsce wskaźnik zatrudnienia wzrósł do ok. 60%, a w najbardziej rozwiniętych gospodarczo krajach, jak np. w Holandii, czynnych zawodowo jest 77% ludności w wieku produkcyjnym, a w Japonii, Niemczech czy USA odsetek ten wynosił ponad 70%. Analizując tę problematykę trudne, a nawet niemożliwe jest oderwanie jej od kwestii bezrobocia.

Bardziej oczywisty jest ekonomiczny wymiar bezrobocia skutkujący m. in. obniżeniem dochodu narodowego, niewykorzystaniem kwalifikacji kadr, wysoką emigracją zarobkową, obniżeniem poziomu życia i konsumpcji, podwyższeniem wydatków na długotrwałe i doraźne osłony socjalne czy przenoszeniem rozwiązania problemów gospodarczych i socjalnych na następne lata. Społeczne skutki, polegające m.in. na marginalizacji człowieka, i to w wielu wymiarach: kontaktów międzyludzkich, rozwoju osobowego, medycznych w postaci licznych chorób, rozpadu środowisk związanych z likwidowanymi zakładami pracy, rozwarstwienia społecznego, negatywnych skutków rozłąki zarobkowej - mają także swe koszty, choć niełatwe do wymierzenia w konkretnych kwotach. Koszty finansowe, podwyższone dodatkowo przez psychologiczne skutki dotyczące poszczególnych osób dotkniętych bezrobociem oraz ich najbliższych, a także całych rodzin, obejmujące m. in. kwoty przeznaczone na zmianę kwalifikacji zawodowych, leczenie, konieczność zastosowania terapii, są przenoszone na całe społeczeństwo.

W artykule przedstawiono wyniki badań autora nad zmianami dotyczącymi stopy bezrobocia rejestrowanego (SBR) w Polsce oraz w woj. małopolskim w latach 1997–

*Dr, Katedra Polityki Turystycznej, Akademia Wychowania Fizycznego im. Bronisława Czecha w Krakowie.

2009. Zakres czasowy limitowany był dostępnością danych statystycznych, które go poszerzały lub zawężały, jak np. w przypadku analiz dla woj. małopolskiego.

Dotychczasowe opracowania naukowe związane z bezrobociem koncentrowały się głównie na większych jednostkach administracyjnych, tzn. regionach i województwach¹. W odniesieniu do gmin problematyka ta była podejmowana rzadko z uwagi na trudności w pozyskiwaniu danych². Bank Danych Regionalnych (BDR), działający w ramach Głównego Urzędu Statystycznego jako komponent systemu informacyjnego, udostępniał najpierw tylko dane dotyczące województw (od 1995 roku), a od 1999 roku - dane dla regionów i powiatów. Najbardziej kompletnych i porównywalnych informacji związanych z rynkiem pracy i liczbą bezrobotnych dostarczyły po raz pierwszy publikacje wyników Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań z 2002 r. Umożliwiły one dostrzeżenie znaczącego zróżnicowania poziomu stopy bezrobocia pomiędzy gminami³, które stają się mniej widoczne skutkiem uśrednienia wartości wynikającego z agregacji przy rozpatrywaniu większych jednostek administracyjnych, jak powiaty, regiony lub województwa.

Celem pracy jest przedstawienie wyników analiz zmian poziomu stopy bezrobocia rejestrowanego w gminach województwa małopolskiego na tle całego kraju, określenie kierunków tych zmian, jak również przestrzenna analiza dynamiki w gminach województwa w odniesieniu do 2002 r. Kolejnymi celami jest przedstawienie: zmian poziomu SBR na obszarach miejskich i wiejskich woj. małopolskiego, a także ustalenie zależności od płci i typu gminy (tzn. gmin miejskich, miejsko-wiejskich i wiejskich). W artykule zaprezentowano również modele ekonometryczne kwartalnych zmian stopy bezrobocia z uwzględnieniem wahań sezonowych w Polsce (od IV kwartału 1996 r. do IV kwartału 2009 r.) i w Małopolsce (od IV kwartału 2001). W analizach wykorzystano wskaźnik stopy bezrobocia rejestrowanego SBR, jako statystyczny miernik poziomu bezrobocia, niezależny od wielkości badanej jednostki administracyjnej i momentu czasu, umożliwiając dokonywanie porównań.

¹ M.in.: T. Czyż, [1992], *Struktura regionalna bezrobocia w Polsce*, Czasopismo Geograficzne 63, s. 67-84; B. Nowakowska, [1993], *Terytorialne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce (wybrane problemy)*, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego, Seria B. Statystyka Społeczna i Ekonomiczna, Łódź; A. Malarska, [1998], *Terytorialne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce w latach 1994-1996*, Przegląd Statystyczny 45, z. 1, s. 57-89; A. Malarska, [2000], *Bezrobocie w Polsce w ujęciu regionalnym. Studium statyczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź; T. Tokarski, [2010], *Regionalne zróżnicowanie bezrobocia*, Wiadomości Statystyczne 5, s. 41-56.

² E. Gołata, [2004], *Możliwości wykorzystania metod estymacji pośredniej w szacowaniu bezrobocia na lokalnym rynku pracy - wstępne wyniki projektu Eurarea*, Studia Demograficzne 2 (146), s. 30-65; E. Gołata, G. Dehnel, [2005], *Ocena sytuacji na lokalnym rynku pracy województwa wielkopolskiego w świetle różnych źródeł informacji*, [w:] K. Jajuga, M. Walesiak (red.), *Taksonomia 12. Klasyfikacja i analiza danych - teoria i zastosowania*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław, s. 632-641; K. Koczewska, [2010], *Modele zmian stopy bezrobocia w ujęciu przestrzennym*, Wiadomości Statystyczne 5, s. 26-40.

³ S. Matusik, [2006], *Bezrobocie w gminach województwa małopolskiego w 2002 r.*, [w:] A. Orłowski (red.), *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych - VI*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, s. 205-213; S. Matusik, [2007], *Zmiany poziomu stopy bezrobocia w latach 2002-2005 w gminach województwa małopolskiego*, [w:] B. Borkowski (red.), *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych - VIII*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, s. 193-202; P. Śleszyński, [2007], *Zmiany liczby bezrobotnych w gminach*, Wiadomości Statystyczne 2, s. 55-67; S. Matusik, [2008], *Kształtowanie się stopy bezrobocia w gminach woj. małopolskiego*, Wiadomości Statystyczne 1, s. 60-72.

2. DANE I WYKORZYSTANE METODY ANALIZY STATYSTYCZNEJ

W badaniach wykorzystano dostępne informacje dotyczące stopy bezrobocia rejestrowanego dla Polski i Małopolski: dla całej Polski od IV kwartału 1996 r. do I kwartału 2010 r., a dla małopolskich gmin - od IV kwartału 2001 r. do I kwartału 2010 r. Pochodziły one z Banku Danych Regionalnych (BDR) Głównego Urzędu Statystycznego, natomiast dane o bezrobociu w 2002 roku dla gmin woj. małopolskiego zostały określone na podstawie wyników Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2002 r. (stan na 20 maja 2002 r., godz. 24:00), opublikowanych przez Urząd Statystyczny w Krakowie (*Podstawowe informacje ze spisów powszechnych. Gminy województwa małopolskiego* 2004). Informacje z lat 1996-2009 dotyczą kwartałów i skorygowanych wartości na koniec roku kalendarzowego (31 XII), a dla roku 2002 - z uwagi na termin Narodowego Spisu Powszechnego - stanu z końca maja, w którym to okresie bezrobocie jest sezonowo niższe niż w grudniu⁴.

Ustawa o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, z 20 kwietnia 2004 r., z późniejszymi zmianami, jako osoby bezrobotne definiuje: „Osoby niezatrudnione i nie wykonujące innej pracy zarobkowej, zdolne i gotowe do podjęcia zatrudnienia w pełnym wymiarze czasu pracy (bądź jeśli są to osoby niepełnosprawne - zdolne i gotowe do podjęcia zatrudnienia co najmniej w połowie tego wymiaru czasu pracy), nie uczące się w szkole z wyjątkiem szkół dla dorosłych lub szkół wyższych w systemie wieczorowym albo zaocznym, zarejestrowane we właściwym dla miejsca zameldowania (stałego lub czasowego) powiatowym urzędzie pracy oraz poszukujące zatrudnienia lub innej pracy zarobkowej, jeżeli m. in.: - ukończyły 18 lat i nie ukończyły: kobiety- 60 lat, mężczyźni 65 lat, - nie nabyły prawa do emerytury lub renty z tytułu niezdolności do pracy, renty szkoleniowej, renty socjalnej, nie pobierają świadczenia lub zasiłku przedemerytalnego, świadczenia rehabilitacyjnego, zasiłku chorobowego lub macierzyńskiego, - nie są właścicielami lub posiadaczami (samoistnymi lub zależnymi) nieruchomości rolnej o powierzchni użytków rolnych powyżej 2 ha przeliczeniowych, nie podlegają ubezpieczeniu emerytalnemu i rentowemu z tytułu stałej pracy jako współmałżonek lub domownik w gospodarstwie rolnym o powierzchni użytków rolnych przekraczającej 2 ha przeliczeniowe, - nie podjęły pozarolniczej działalności lub nie podlegają - na podstawie odrębnych przepisów - obowiązkowi ubezpieczenia społecznego, z wyjątkiem ubezpieczenia społecznego rolników, - nie uzyskują miesięcznie przychodu w wysokości przekraczającej połowę minimalnego wynagrodzenia za pracę, z wyłączeniem przychodów od środków pieniężnych zgromadzonych na rachunkach bankowych”⁵.

Zgodnie z zaleceniami EUROSTATu od 2001 r. do bezrobotnych zaliczane są osoby w wieku 15-74 lat, które nie pracują i równocześnie aktywnie działają w kierunku znalezienia pracy (co najmniej od czterech tygodni) oraz są gotowe do jej podjęcia w ciągu dwóch następujących tygodni po jej znalezieniu⁶. Ta metoda jest stosowana w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL), a dane o bezrobociu zbierane

⁴ S. Matusik, [2007] i S. Matusik, [2008].

⁵ Dz. U. z 2004 r. Nr 99 poz. 1001(wcześniej, w latach 1994-2004, obowiązywała Ustawa o zatrudnieniu i przeciwdziałaniu bezrobociu, z 14 grudnia 1994 r.).

⁶ *The European Union labour force survey. Methods and definitions – 2001*, [2003], Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.

są na reprezentacyjnej próbie gospodarstw domowych metodą rotacyjną, w której w każdej kolejnym badaniu wymieniana jest $\frac{1}{4}$ składu próby.

Obok tej metody w praktyce stosowanych jest kilka sposobów obliczania stopy bezrobocia, różniących się nieco od przedstawionej definicji, bazujących na innych źródłach danych pochodzących z rejestracji administracyjnej, a więc mających charakter formalno-prawny. Pierwszy sposób określa stopę bezrobocia jako stosunek liczby zarejestrowanych osób poszukujących pracy do zasobu siły roboczej lub aktywnych zawodowo, tj. pracujących w jednostkach sektora publicznego i prywatnego, przy czym nie uwzględnia się osób odbywających czynną służbę wojskową oraz pracowników jednostek budżetowych prowadzących działalność w zakresie obrony narodowej i bezpieczeństwa publicznego. Inny sposób polega na wyrażeniu w procentach ilorazu liczby osób zarejestrowanych w powiatowych urzędach pracy jako poszukujące pracy do liczby ludności w wieku produkcyjnym, tzn. 17-60 lat dla kobiet i 17-65 lat dla mężczyzn⁷. Tak wyliczona stopa bezrobocia jest niższa, gdyż zawsze liczba ludności w wieku produkcyjnym jest większa od liczebności zasobu siły roboczej, a zakres wieku badanych ograniczony jest wiekiem produkcyjnym⁸. Mimo swojego uniwersalizmu wskaźnik SBR nie w pełni odzwierciedla rozmiary badanego zjawiska, ponieważ zawsze istnieje grupa osób poszukujących pracy, które nie rejestrują się w urzędach zatrudnienia, a także grupa bezrobotnych niezamierzających podjąć pracy, zarejestrowanych głównie w celu skorzystania z prawa do zasiłku (Ustawa o świadczeniach opieki zdrowotnej 2004)⁹.

W niniejszym artykule wykorzystano dane dotyczące bezrobocia rejestrowanego i struktury wieku ekonomicznego ludności w gminach Małopolski. Dla każdej gminy w województwie, dla roku 2002 (dane NSP 2002) i 2009 (dane BDR Głównego Urzędu Statystycznego), została określona ogólna stopa bezrobocia rejestrowanego, a także stopa bezrobocia dla mężczyzn i dla kobiet. Stąd każda gmina, niezależnie od jej wielkości, miała taką samą wagę w tworzonych statystykach. Zasób siły roboczej w gminach dla 2009 roku oszacowano określając proporcje między liczbą ludności w wieku produkcyjnym a zasobem siły roboczej, na podstawie szczegółowych informacji z NSP 2002 dla małopolskich gmin oraz informacji o aktualnej stopie bezrobocia dla danego powiatu województwa.

Dla ilustracji dynamiki wykorzystano dane kwartalne i miesięczne do maja 2010 r.

Zastosowana metoda badań obejmuje podstawowe statystyki opisowe, a także wybrane testy weryfikacji hipotez, dotyczące normalności rozkładów oraz zróżnicowania parametrów opisowych (średniej arytmetycznej i wariancji), jak również metodę Warda grupowania obiektów. Uwzględniając asymetrię rozkładu, w analizach oceny siły współzależności cech posłużono się współczynnikiem korelacji rangowej.

Osobną grupę metodologiczną stanowi część związana z modelowaniem ekonometrycznym i zastosowane w nim testy: t-Studenta dla zbadania statystycznej istotności współczynników regresji, test F istotności regresji, testy Durбина-Watsona i Ljunga-Boxa dla weryfikacji hipotezy o braku autokorelacji reszt¹⁰.

⁷ E. Nowosielska, [1995], *Bezrobocie – przegląd aktualnych tendencji, problemów i wyników badań (w krajach rozwiniętych)*, Zeszyty IGPIZ PAN, Warszawa.

⁸ S. Matusik, [2008].

⁹ Dz. U. z 2004 r. Nr 210 poz. 2135.

¹⁰ M. Osińska, (red. nauk.), M. Koško, J. Stempińska, [2007], *Ekonometria współczesna*, Wydawnictwo TNOiK „Dom Organizatora”, Toruń.

Normalność rozkładów weryfikowano testami: Shapiro-Wilka¹¹, Kołmogorowa-Smirnowa¹², Jarque-Bera¹³ oraz testem zgodności Chi-kwadrat. Testy te mają różną moc i dlatego wzięto pod uwagę przy podejmowaniu decyzji (o odrzuceniu, bądź nieodrzuconiu hipotezy zerowej o normalności rozkładu) wyniki ich wszystkich.

Do oceny istotności zróżnicowania wartości przeciętnych posłużono się jednoczynnikową analizą wariancji, a w przypadku odrzucenia hipotezy o jednorodności wariancji przez test Bartletta, wykorzystano nieparametryczny test Kruskala-Wallisa.

Operując na 182-elementowym zbiorze gmin woj. małopolskiego, w celu wyodrębnienia grup jednorodnych, posłużono się metodą taksonomiczną Warda z metryką euklidesową. Pozwala ona na uzyskanie skupień o porównywalnej liczebności¹⁴.

„W ekonometrii modele przyczynowo-opisowe, w których każde równanie opisuje związek przyczynowo-skutkowy między zmienną endogeniczną (skutek) a zmiennymi objaśniającymi (przyczyny) są zgodnie uważane za najbardziej doskonałą klasę modeli.”¹⁵ Mając na uwadze tę maksymę zbudowano autoregresyjne modele dynamiczne¹⁶ stopy bezrobocia rejestrowanego dla całej Polski i Małopolski, uwzględniające dwa podokresy, tj. do końca 2006 r. oraz od początku 2006 do końca 2009 r. W modelach uwzględniono kwartalną sezonowość zmian stopy bezrobocia, co pozwala je zaliczyć do modeli przyczynowo-sekwencyjnych, w sensie relacji przyczynowo-skutkowych w rozumieniu Hicksa¹⁷. Oznacza to, że modele te opisują skutek w postaci poziomu SBR w zależności od sytuacji, jaka była obserwowana w poprzednim momencie czasu, tj. w poprzednim kwartale. Przyczynowość ujęta jest w części opisującej wahania sezonowe, gdyż w okresie wiosenno-letnim, obejmującym II i III kwartał, obserwujemy obniżenie stopy bezrobocia, na które mają wpływ prace sezonowe w rolnictwie, budownictwie, usługach turystycznych i inne, a także podwyższony poziom migracji zarobkowych.

Wyniki prac przedstawiono w postaci tabel i wykresów. W analizowanym okresie 2001-2010 obszar woj. małopolskiego zmienił się w małym stopniu: 1 stycznia 2002 r. odłączyła się od woj. małopolskiego i przyłączyła do woj. śląskiego gmina Sławków, a rok później do woj. małopolskiego dołączyła z woj. podkarpackiego gmina Szerzyny. Także dwie gminy w powiecie tarnowskim zmieniły status z gmin wiejskich na miejsko-wiejskie: Zakliczyn (1.01.2006) i Wojnicz (1.01.2007). W przedstawionych analizach dla roku 2002 uwzględniona jest gmina Sławków, gdyż w momencie zmian administracyjnych jej sytuacja i wpływy na sąsiednie gminy były kształtowane przez przynależność do woj. małopolskiego w poprzedzającym okresie.

¹¹ S.S. Shapiro, M.B. Wilk, H.J. Chen, [1968], *A comparative study of various tests of normality*, Journal of the American Statistical Association 63, s. 1343-1372.

¹² H. Lilliefors, [1967], *On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown*, Journal of the American Statistical Association 62, s. 399-402.

¹³ C.M. Jarque, A.K. Bera, [1980], *Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals*, Economics Letters 6 (3), s. 255-259.

¹⁴ T. Grabiński, [1992], *Metody taksonometrii*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.

¹⁵ E. Gatnar, [2003], *Statystyczne modele struktury przyczynowej zjawisk ekonomicznych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice, s. 31.

¹⁶ M. Osińska, M. Koško, J. Stempińska, [2007].

¹⁷ J. R. Hicks, [1979], *Causality in economics*, Basil Blackwell, Oxford.

3. REZULTATY

W woj. małopolskim zdecydowanie przeważają gminy typu wiejskiego; stanowią one 69,8% liczby gmin. Gmin typu miejsko-wiejskiego jest 40 i stanowią one 22% ogólnej liczby 182 gmin województwa, a pozostałe 15 to gminy miejskie (8,2%).

Niniejszy rozdział obejmuje cztery zasadnicze analizy: dynamikę SBR, modelowanie SBR, sezonowość oraz zależności SBR od miejsca zamieszkania.

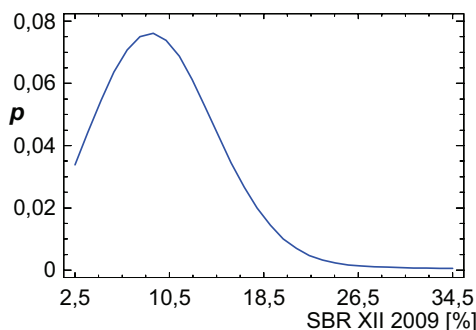
Tab. 1. Podstawowe parametry statystyczne stopy bezrobocia rejestrowanego w gminach woj. małopolskiego w maju 2002 i w końcu roku 2009

Podstawowe parametry statystyczne	SBR 5'2002 w gminach na podstawie danych NSP	SBR 12'2009 w gminach na podstawie danych GUS
Średnia arytmetyczna	13,7	9,7
Odchylenie standardowe s	4,3	4,3
Minimum	3,5	2,7
Maksimum	27,1	32,4
Mediana	13,8	9,0
Skośność	0,08	1,41
Współczynnik zmienności V	31,4 [%]	43,9 [%]

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 1 zaprezentowano podstawowe parametry statystyczne stopy bezrobocia rejestrowanego SBR w gminach woj. małopolskiego w maju 2002 r. (na podstawie wyników Narodowego Spisu Powszechnego) oraz w końcu grudnia 2009 (na podstawie danych GUS). Zwraca uwagę zmniejszenie się w tym okresie przeciętnej wartości SBR o 4 punkty procentowe oraz niezmienniczość wariancji. Skutkuje to zwiększeniem się współczynnika zmienności v oraz wskaźnik skośności prawostronnej. Wywołana jest ona największymi wartościami obserwowanymi w czterech gminach: Bolesław (koło Olkusza), Mędrzechów, Mszana Dolna (miasto), Szczucin, dla których $SBR > 18,7\%$. Nie jest wykluczone, że wartości te są zawyżone ze względu na algorytm szacowania. Powoduje to wydłużenie prawego ogona (rys. 1) oraz odrzucanie hipotezy o normalności rozkładu przez test Shapiro-Wilka ($W=0,924$, $p<0,001$) oraz Jarque-Bera ($J-B=170,95$, $p<0,001$).

Rys. 1. Wygładzony empiryczny rozkład gęstości prawdopodobieństwa stopy bezrobocia rejestrowanego w gminach woj. małopolskiego w końcu 2009 r.



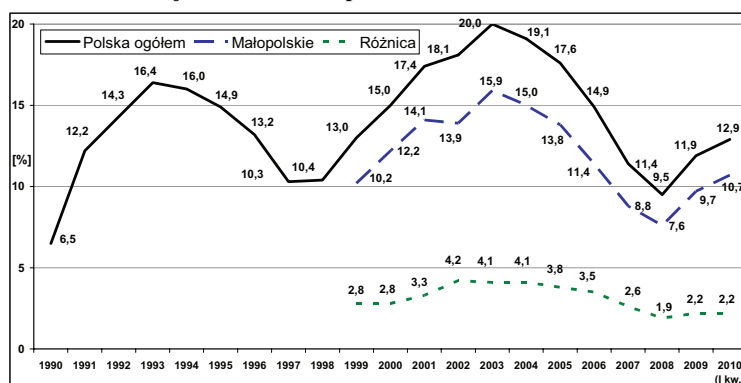
Źródło: opracowanie własne.

Pozostałe testy, tzn. test Kołmogorowa-Smirnowa ($D_n=0,082$, $p<0,117$) oraz zgodności Chi-kwadrat ($\chi^2=33,29$, $p<0,225$) nie pozwalają na jej odrzucenie na poziomie istotności $\alpha=0,05$. Jednak gdy nie zostaną uwzględnione w danych wcześniej wymienione cztery gminy o najwyższym poziomie SBR, wówczas także i relatywnie mocny test Jarque-Bera nie pozwala na odrzucenie hipotezy o normalności rozkładu ($J-B=1,730$, $p<0,188$) dla przyjętego poziomu istotności α .

4. ANALIZA DYNAMIKI STOPY BEZROBOCIA REJESTROWANEGO W POLSCE I W MAŁOPOLSKIM

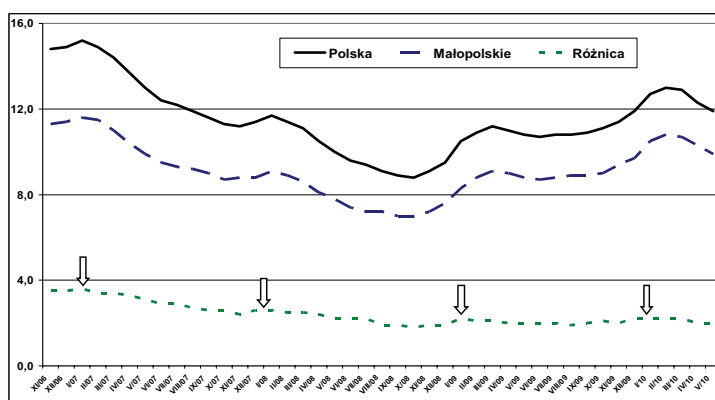
Dynamikę stopy bezrobocia rejestrowanego w Polsce i w woj. małopolskim w analizowanym okresie przedstawiono na rysunkach 2 i 3.

Rys. 2. Dynamika stopy bezrobocia rejestrowanego na koniec roku kalendarzowego w Polsce i w województwie małopolskim oraz różnica wartości



Źródło: opracowanie własne.

Rys. 3. Zmiany stopy bezrobocia rejestrowanego w Polsce i w województwie małopolskim od XI 2006 r. do V 2010 r. w ujęciu miesięcznym



Legenda: Strzałki wskazują zwiększanie się różnic, gdy stopa bezrobocia w Polsce wzrasta.

Źródło: opracowanie własne.

Pierwsza z nich uwidoczniła zmiany SBR na koniec roku kalendarzowego, uzupełnione wartością z maja br. (V 2010) oraz różnice między wartościami dla Polski i woj. małopolskiego. Daje się zaobserwować dwa okresy o długości cyklu około 9 lat. Należy podkreślić, że największe różnice na korzyść woj. małopolskiego występują w latach 2001-2006, tj. w okresie najwyższego bezrobocia w Polsce.

W celu uwydatnienia różnic między poziomem SBR w całej Polsce i w Małopolsce przedstawiono je w ujęciu miesięcznym od listopada 2006 do maja 2010 r. Strzałki ukazują niewielkie, jednak podwyższone różnice w okresach lokalnych maksimum stopy bezrobocia w Polsce, co świadczy o korzystniejszej w województwie małopolskim sytuacji w zakresie rynku pracy.

5. MODELOWANIE STOPY BEZROBOCIA REJESTROWANEGO W POLSCE I W WOJEWÓDZTWIE MAŁOPOLSKIM

Z analizy danych wynika, że na ogół wśród kobiet panuje większe bezrobocie. Okazuje się, że w gminach woj. małopolskiego, zarówno w połowie 2002 roku, jak i w końcu 2009 r., stopa bezrobocia rejestrowanego dla kobiet SBR_K zależała w sposób liniowy od stopy bezrobocia dla mężczyzn, co prezentują poniższe zależności:

- dla V 2002 roku:

$$SBR_K = 0,99 * SBR_M + 1,46, \quad R^2_{skor} = 0,802, \quad SEE = 2,08 \quad (1)$$

(0,037)

dla XII 2009 roku:

$$SBR_K = 1,13 * SBR_M - 0,1, \quad R^2_{skor} = 0,991, \quad SEE = 0,497 \quad (2)$$

(0,008)

Oznacza to, że w gminach województwa małopolskiego w końcu 2009 r., w relacji do maja 2002 r. zwiększyła się przeciętnie o około 14 punktów procentowych liczba zarejestrowanych bezrobotnych kobiet w odniesieniu do mężczyzn będących w analogicznej sytuacji. Oba modele liniowe są statystycznie istotne ($F > 700$) i charakteryzują się wysokim dopasowaniem do danych empirycznych ($R^2_{skor} > 0,8$), przy czym równanie dla roku 2009 umożliwia dokładniejsze oszacowanie zależności SBR_K .

Wyniki wskazują, że o ile w roku 2002 stopa bezrobocia dla kobiet była w gminach wyższa przeciętnie o 10,6% od wyliczonej dla mężczyzn (średnia $SBR_M = 13,04\%$, średnia $SBR_K = 14,43\%$), to w roku 2009 była ona wyższa średnio o około 12% (średnia $SBR_M = 9,8\%$, średnia $SBR_K = 11\%$). Dowodzi to stopniowo pogarszającej się w badanym okresie sytuacji kobiet na rynku pracy w relacji do mężczyzn, jak również wolniejszego tempa spadku bezrobocia wśród kobiet¹⁸.

Dla gmin woj. małopolskiego odnotowano wysoką współzależność stopy bezrobocia rejestrowanego między obydwoma rozważanymi momentami czasu: współczynnik korelacji rangowej wynosi dla wartości ogólnych 0,803, a dla kobiet 0,721 (obie zależności są statystycznie istotne, $p < 0,001$).

Konstruując autoregresyjny model¹⁹ stopy bezrobocia rejestrowanego z uwzględnieniem kwartalnych wahań sezonowych dla Polski i dla woj. małopolskiego, podzielo-

¹⁸ Por. S. Matusik, [2008].

¹⁹ Por. M. Osińska, M. Koško, J. Stempińska, [2007].

no zbiór danych na dwa podokresy, odpowiadające obserwowanym trendom. Pierwszy okres obejmował wartości SBR do IV kwartału 2006 r. włącznie, a drugi – od I kwartału 2006 do I kwartału 2010 r. Dla Polski było to w pierwszym przypadku 40 kolejnych kwartałów (od IV kwartału 1996 r.), a w przypadku województwa – 22 kwartały (od IV kwartału 2001 r.), natomiast drugi okres opisywały wartości 17 kwartałów. W poniższych modelach Q_{it} oznacza zmienną zero-jedynkową, przyjmującą wartość 1 w wyróżnionym kwartale i 0 w pozostałych.

Model dla Polski, okres I kwartał 1997 r. – IV kwartał 2006 r. ($t = 1, \dots, 40$):

$$y_t = 1,023 + 0,818y_{t-1} + 0,158t - 8,346E-5t^3 + 0,686Q_{1t} - 0,783Q_{2t} - 0,239Q_{3t} + \varepsilon \quad (3)$$

(0,393) (0,048) (0,030) (1,242E-5) (0,104) (0,109) (0,100)

Model ten zawiera trend trzeciego stopnia, jest istotny statystycznie, dobrze dopasowany, bez autokorelacji reszt, czego dowodzą statystyki: $F=556,2$, $R^2_{adj}=0,989$, $S_e=0,353$, $DW^*=1,957$. Zbudowany model opisuje zmianę kierunku badanego procesu: jego wartości w początkowym okresie malały (od I kwartału 1997 do III kwartału 1998), następnie rosły do wartości SBR=20% (IV kwartał 2003), a w ostatnich 3 latach ponownie wykazywały tendencję spadkową. Współczynnik przy Q_{4t} wynosi 0,336.

Model dla Małopolski, okres I kwartał 2001 r. – IV kwartał 2006 r. ($t = 1, \dots, 20$):

$$y_t = 5,602 + 0,536y_{t-1} + 0,325t - 1,811E-2t^2 + 0,527Q_{1t} - 0,605Q_{2t} - 0,445Q_{3t} + \varepsilon \quad (4)$$

(2,356) (0,198) (0,153) (7,22E-3) (0,180) (0,224) (0,186)

Model zawiera trend drugiego stopnia, który jest istotny statystycznie i dobrze dopasowany, na co wskazują wartości statystyk: $F=44,87$, $R^2_{adj}=0,929$, $S_e=0,458$. Ponieważ test Durбина-Watsona $DW=1,627$ nie dawał rozstrzygnięcia zastosowano test Ljunga-Boxa ($Q=0,318$), który nie pozwolił na odrzucenie hipotezy o braku autokorelacji reszt dla przyjętego poziomu istotności $\alpha=0,05$. Wartość współczynnika przy Q_{4t} wynosi 0,523.

Kolejne dwa modele, dla okresu od 2006 r. zawierają trend kwadratowy.

Model dla Polski, okres I kwartał 2006 r. – IV kwartał 2009 r. ($t = 1, \dots, 16$):

$$y_t = 5,70 + 0,687y_{t-1} - 0,585t - 3,094E-2t^2 + 0,692Q_{1t} - 0,834Q_{2t} - 0,186Q_{3t} + \varepsilon \quad (5)$$

(3,26) (0,162) (0,257) (1,05E-2) (0,170) (0,20) (0,169)

Model jest istotny statystycznie, o wysokim współczynniku determinacji skorygowanym na liczbę stopni swobody i relatywnie niewysokim standardowym błędzie szacowania: $F=92,24$, $R^2_{adj}=0,973$, $S_e=0,378$. Podobnie jak we wcześniejszym modelu, test Durбина-Watsona $DW=1,497$ nie pozwolił na rozstrzygnięcie o odrzuceniu, bądź nieodrzućeniu hipotezy zerowej, więc posłużono się testem Q Ljunga-Boxa. Ponieważ $Q=0,236$, zatem nie było podstaw do odrzucenia H_0 o braku autokorelacji reszt na poziomie istotności $\alpha=0,05$. Współczynnik uzupełniający przy Q_{4t} jest równy 0,328.

Model dla Małopolski, okres I kwartał 2006 r. – IV kwartał 2009 r. ($t = 1, \dots, 16$):

$$y_t = 18,385 + 0,672y_{t-1} + 1,269t - 2,525E-2t^2 + 0,592Q_{1t} - 0,669Q_{2t} - 0,173Q_{3t} + \varepsilon \quad (6)$$

(8,898) (0,176) (0,544) (9,839E-3) (0,139) (0,170) (0,139)

Model, tak jak wcześniejsze (3)-(5), okazał się istotny statystycznie, z wysokim współczynnikiem determinacji: $F=92,24$, $R^2_{adj}=0,973$, $S_e=0,310$. Ponieważ test Durбина-

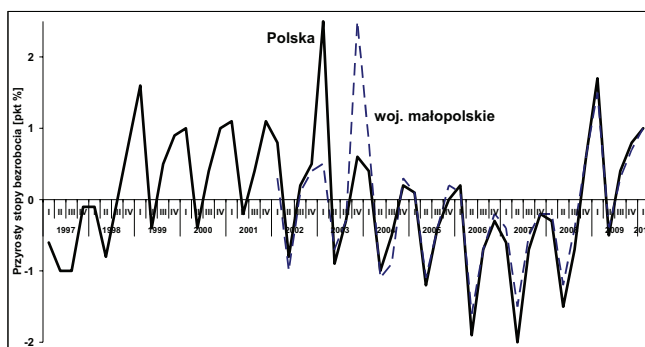
Watsona $DW=1,381$ wpadał w obszar niekonkluzywności, posłużono się testem Ljunga-Boxa ($Q=0,401$), który nie pozwolił na odrzucenie hipotezy o braku autokorelacji reszt dla przyjętego poziomu istotności $\alpha=0,05$. Współczynnik przy zmiennej Q_{4t} wynosi 0,251.

W obu modelach (5) i (6) dla I kwartału 2006 r. do IV kwartału 2009 r., współczynniki przy Q_{3t} są nieistotne statystycznie, jednak zostały pozostawione w równaniach dla zachowania ich regularności i umożliwienia porównania. Można stwierdzić, że od 2006 roku drugie półrocze nie ma statystycznie istotnego wpływu na średni poziom bezrobocia w Polsce i w Małopolsce, o czym świadczą także relatywnie niskie, co do bezwzględnej wartości, wielkości współczynników tych modeli przy zmiennych Q_{3t} i Q_{4t} .

6. SEZONOWOŚĆ ZMIAN SBR

Zbudowane modele ukazują spadek stopy bezrobocia rejestrowanego w Polsce i w woj. małopolskim w drugim i trzecim kwartale roku, gdyż współczynniki przy zmiennych Q_{2t} i Q_{3t} są ujemne. Kwartały te przypadają na miesiące od kwietnia do września, a więc na okres wzmożonych prac, m. in. w budownictwie, drogownictwie, rolnictwie i w usługach turystycznych, które przyczyniają się do obniżenia stopy bezrobocia, dodatkowo zmniejszanego sezonową emigracją zarobkową²⁰. Wahania sezonowe ukazują się niemal w podręcznikowy sposób na badanym materiale dla Polski i dla gmin woj. małopolskiego. Na rys. 4. przedstawiono ich przebieg bez usuwania trendu od I kwartału 1997 r. do I kwartału 2010 r. Zwraca uwagę przesunięcie o 3 kwartały największego wzrostu stopy bezrobocia w woj. małopolskim w stosunku do całej Polski w roku 2003, gdy osiągnęła ona swoje maksimum: 20% w Polsce i 16% w Małopolsce. Efekt ten potwierdza relatywnie lepszą niż w innych regionach kraju sytuację województwa małopolskiego na rynku pracy.

Rys. 4. Kwartalne wahania stopy bezrobocia rejestrowanego w Polsce i w województwie małopolskim w okresie I kwartał 1997 – I kwartał 2010

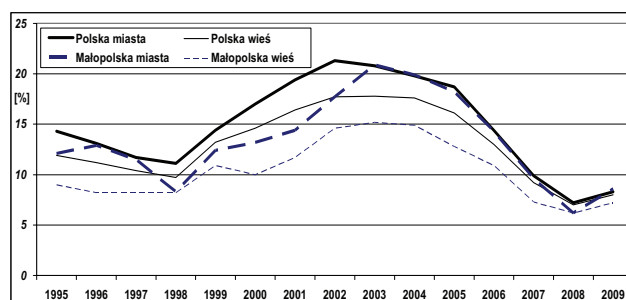


Źródło: opracowanie własne.

²⁰ Por. S. Matusik, [2005], *Migracje wewnętrzne i zagraniczne w gminach województwa małopolskiego w świetle społeczno-ekonomicznych modeli opartych na drzewach decyzyjnych*, [w:] A. Orłowski (red.), *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych – V*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, s. 208-222 i S. Matusik, [2008].

Interesująca jest analiza zmienności stopy bezrobocia rejestrowanego w zależności od miejsca zamieszkania miasto-wieś w latach 1995-2009, którą oparto na danych GUS, a wykresy przedstawiono na rys. 5. Uwidocznia ona wyższy poziom SBR w miastach w Polsce i w Małopolsce, a różnica ta sięga aż 5,7 punktu procentowego w 2003 r. na niekorzyść miast w woj. małopolskim, kiedy to odnotowano w najwyższy poziom bezrobocia. Okres po 2007 roku wskazuje na upodobnianie się sytuacji zarówno w Polsce, jak i w Małopolsce, jeśli chodzi o miejsce zamieszkania bezrobotnych. Posługując się średnią geometryczną można stwierdzić, że stopa bezrobocia była przeciętnie niższa na małopolskich wsiach o 2,5 punktu procentowego niż w miastach województwa, zaś w Polsce różnica ta wynosiła 1,4 pp. Może to sugerować przypuszczenie, że na niższą stopę bezrobocia w Małopolsce wpływają niższe średnio 1,7 razy stopy bezrobocia zarejestrowanego na wsiach w okresie 1995-2009 r.

Rys. 5. Kwartalne wahania stopy bezrobocia rejestrowanego w Polsce i w województwie małopolskim z uwzględnieniem miejsca zamieszkania miasto-wieś, w okresie I kwartał 1997 – I kwartał 2010



Źródło: opracowanie własne.

Wniosek taki częściowo potwierdzają wyniki jednoczynnikowej analizy wariancji zastosowanej do zmiennej SBR dla roku 2002 i 2009. Czynnikiem różnicującym wartości przeciętne był typ gminy: miejska, miejsko-wiejska i wiejska. Tab. 2 zawiera wartości średnich arytmetycznych oraz wartości testów: *F* – analizy wariancji, Bartletta – homogeniczności wariancji oraz Kruskala-Wallisa – opartego na rangach i stosowanego do weryfikacji hipotezy, że niezależne próbki pochodzą z tej samej populacji. Spełnienie założenia o normalności rozkładu było warunkiem koniecznym zastosowania analizy wariancji.

Tab. 2. Wartości średnie stopy bezrobocia rejestrowanego [%] w małopolskich gminach w 2002 r. (dane NSP) i w 2009 r. (dane BDR GUS) oraz wartości statystyk jednoczynnikowej analizy wariancji

Typ gminy	N	Średnia 5'2002 w gminach	Średnia 12'2009 w gminach
Miejska	15	13,8	9,4
Miejsko-wiejska	40	13,4	10,2
Wiejska	127	13,3	9,6
Anova	<i>F</i>	0,19 <i>p</i> <0,82	0,37 <i>p</i> <0,69
Test Bartletta		1,02 <i>p</i> <0,14	1,09 <i>p</i> <0,001
Test Kruskala-Wallisa	<i>H</i>	0,782 <i>p</i> <0,67	0,0095 <i>p</i> <0,995

Źródło: opracowanie własne.

Wartości przeciętne SBR nie różnią się między typami gmin w 2002 roku statystycznie istotnie, przy czym zachowana jest monotoniczność od najwyższych wartości w gminach miejskich do najniższych w gminach wiejskich. W końcu roku 2009 wariacje różnicował typ gminy (statystycznie istotna wartość testu Bartletta), zatem wnioskowanie należy oprzeć na teście Kruskala-Wallisa, którego wynik nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy, że próbki pochodzą z tej samej populacji. Należy odnotować podwyższone wartości przeciętnej stopy bezrobocia w małopolskich gminach miejsko-wiejskich w 2009 r.

Między wartościami SBR w gminach woj. małopolskiego w 2009 r. i 2002 roku odnotowano statystycznie istotną zależność – współczynnik korelacji rangowej wynosił 0,803, dla mężczyzn wartość ta wyniosła 0,776, a dla kobiet 0,721 (wszystkie wartości statystycznie istotne na poziomie $\alpha=0,01$).

7. DYSKUSJA I WNIOSKI

Problematyka bezrobocia jest kwestią złożoną i trudno ją opisać jednym współczynnikiem, jakim jest stopa bezrobocia rejestrowanego. Nie odzwierciedla on w pełni skali bezrobocia i może być traktowany jedynie jako jego wskaźnik. Relatywnie lepsza, niż w innych regionach kraju, sytuacja na rynku pracy w gminach woj. małopolskiego ma swoje źródła m. in. w tradycjach emigracji zarobkowej, widocznej szczególnie na terenach górskich oraz Pogórzy, a także w okolicach Tarnowa²¹.

W gminach wiejskich Małopolski, podobnie jak w całej Polsce, odnotowano przeciętnie niższy, niż dla pozostałych typów gmin, wskaźnik bezrobocia. Sytuacja taka nie dotyczy jednak wszystkich obszarów wiejskich w Polsce²², gdyż w regionach, gdzie zlikwidowano PGRy, obserwuje się wysokie bezrobocie, pogłębiane często biernością i poczuciem braku nadziei na zdobycie pracy oraz stosunkowo niskimi kwalifikacjami zawodowymi²³. Problemem jest także stosunkowo niska mobilność zawodowa ludności wiejskiej w Polsce, utrwalająca bezrobocie nie tylko na terenach wiejskich, przy czym odgrywa ona coraz mniejszą rolę.

Wyższy poziom bezrobocia rejestrowanego w miastach można częściowo tłumaczyć tym, że są one dla znacznej części młodzieży miejscem nauki w szkołach średnich i wyższych i stają się w naturalny sposób potencjalnym miejscem zamieszkania. Dlatego zameldowana tam młodzież, w przypadku trudności w znalezieniu pracy rejestruje się w urzędach pracy, co uwidaczniają przedstawione w artykule statystyki. Dla części bezrobotnych rejestracja w urzędzie pracy jest formą uzyskania ubezpieczenia zdrowotnego, które mieszkańcom wsi gwarantuje KRUS (Ustawa o świadczeniach opieki zdrowotnej 2004).

Podobnie, jak miejsce zamieszkania, tak i płeć różnicowała poziom bezrobocia: stopa bezrobocia dla kobiet była wyższa niż dla mężczyzn, a skala różnic zwiększyła się w odniesieniu do roku 2002, co jest zjawiskiem niekorzystnym.

²¹ Por. S. Matusik, [2005].

²² Por. J. Kostrzewska, B. Pawełek, [2007], *Analiza rynku pracy w ujęciu terytorialnym*, Wiadomości Statystyczne 10, s. 26-40 i P. Śleszyński, [2007].

²³ W. Michna, [2002], *Źródła utrzymania ludności wiejskiej i wykorzystanie zasobów siły roboczej w różnych regionach*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej, Warszawa.

W analizowanych latach 1997-2009 stopa bezrobocia rejestrowanego w Polsce osiągnęła swoje maksimum w 2003 roku, po którym rozpoczął się trend spadkowy, przełamany kryzysem gospodarczym roku 2008. Obecnie (II kwartał 2010 r.) obserwuje się powrót do trendu spadkowego. Zmienny charakter trendu dał podstawę do podzielenia analizowanego odcinka czasu na dwa podokresy i do budowy dla nich osobnych modeli. W zaprezentowanych modelach standardowy błąd szacunku nie przekracza 0,53 punktu procentowego, co wskazuje na praktyczną przydatność tych modeli do szacowania nieznanymi wartości.

Zbudowane modele trendu, uwzględniające kwartalną sezonowość stopy bezrobocia rejestrowanego, oparte są na wielomianach drugiego stopnia (z wyjątkiem pierwszego podokresu dla Polski, gdzie zastosowano wielomian stopnia trzeciego). Wskazują one na dużą inercję stopy bezrobocia w Polsce w latach 1997-2006, ponieważ niemal 82% wartości stopy bezrobocia przenosiło się z poprzedniego kwartału na następny kwartał (por. równanie (4)). W Małopolsce, mającej lepszą sytuację, wartość ta wynosiła prawie 54% (równanie (5)). Dla drugiego podokresu, tzn. dla lat 2006-2009, sytuacja na rynku pracy w Małopolsce upodobniła się do przeciętnej w Polsce, co odzwierciedlają współczynniki przy zmiennej opóźnionej y_{t-1} : 0,687 (dla Polski) i 0,672 (dla Małopolski). Świadczy to o dużej trudności wyjścia ze stanu bezrobocia do stanu zatrudnienia, co skutkuje określonymi konsekwencjami społeczno-ekonomicznymi. Należy także odnotować, że w latach 2006-2009 zasadnicze znaczenie dla kształtowania się poziomu stopy bezrobocia rejestrowanego miały dwa pierwsze kwartały roku.

Podsumowując można sformułować następujące wnioski:

- 1) Stopa bezrobocia rejestrowanego wskazuje na lepszą sytuację na rynku pracy gmin woj. małopolskiego w stosunku do Polski ogółem.
- 2) Zarówno miejsce pracy, jak i płeć wpływają na poziom bezrobocia rejestrowanego: jest on niższy na wsiach oraz wśród mężczyzn.
- 3) Stopę bezrobocia cechuje kwartalna sezonowość. Wysokie współczynniki przy zmiennej opóźnionej w modelach wskazują na wysoki odsetek propagacji wartości z poprzedzającego kwartału na kwartał następny, co świadczy o trudnościach w przejściu ze stanu bezrobocia do stanu zatrudnienia.
- 4) Zbudowane modele, ze względu na swoje właściwości, mogą mieć charakter użytkowy i cechują się względnie małymi średnimi błędami szacunku. Mogą być więc z powodzeniem wykorzystane w kształtowaniu polityki społeczno-ekonomicznej woj. małopolskiego i Polski.

LITERATURA

- Czyż T., [1992], *Struktura regionalna bezrobocia w Polsce*, Czasopismo Geograficzne 63.
- Gatnar E., [2003], *Statystyczne modele struktury przyczynowej zjawisk ekonomicznych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice.
- Gołata E., [2004], *Możliwości wykorzystania metod estymacji pośredniej w szacowaniu bezrobocia na lokalnym rynku pracy - wstępne wyniki projektu Eurarea*, Studia Demograficzne 2 (146).
- Gołata E., [2006], *System informacji o rynku pracy a potrzeby analizy w ujęciu regionalnym i lokalnym*, [w:] Januszek H. (red.), *Praca w perspektywie ekonomicznej*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Gołata E., Dehnel G., [2005], *Ocena sytuacji na lokalnym rynku pracy województwa wielkopolskiego w świetle różnych źródeł informacji*, [w:] Jajuga K., Walesiak M. (red.), *Taksonomia 12. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Grabiński T., [1992], *Metody taksonometrii*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Hicks J. R., [1979], *Causality in economies*, Basil Blackwell, Oxford.
- Jarque C.M., Bera A.K., [1980], *Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals*, Economics Letters 6 (3).
- Kopczewska K., [2010], *Modele zmian stopy bezrobocia w ujęciu przestrzennym*, Wiadomości Statystyczne 5.
- Kostrzewska J., Pawełek B., [2007], *Analiza rynku pracy w ujęciu terytorialnym*, Wiadomości Statystyczne 10.
- Lilliefors H., [1967], *On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown*, Journal of the American Statistical Association 62.
- Malarska A., [1998], *Terytorialne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce w latach 1994-1996*, Przegląd Statystyczny 45, z. 1.
- Malarska A., [2000], *Bezrobocie w Polsce w ujęciu regionalnym. Studium statyczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Matusik S., [2005], *Migracje wewnętrzne i zagraniczne w gminach województwa małopolskiego w świetle społeczno-ekonomicznych modeli opartych na drzewach decyzyjnych*, [w:] Orłowski A. (red.), *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych – V*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Matusik S., [2006], *Bezrobocie w gminach województwa małopolskiego w 2002 r.*, [w:] Orłowski A. (red.), *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych – VI*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Matusik S., [2007], *Zmiany poziomu stopy bezrobocia w latach 2002-2005 w gminach województwa małopolskiego*, [w:] Borkowski B. (red.), *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych – VIII*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Matusik S., [2008], *Kształtowanie się stopy bezrobocia w gminach woj. małopolskiego*, Wiadomości Statystyczne 1.
- Michna W., [2002], *Źródła utrzymania ludności wiejskiej i wykorzystanie zasobów siły roboczej w różnych regionach*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej, Warszawa.
- Nowakowska B., [1993], *Terytorialne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce (wybrane problemy)*, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego, Seria B. Statystyka Społeczna i Ekonomiczna, Łódź.
- Nowosielska E., [1995], *Bezrobocie – przegląd aktualnych tendencji, problemów i wyników badań (w krajach rozwiniętych)*, Zeszyty IGPIZ PAN, Warszawa.
- Osińska M., (red. nauk.), Koško M., Stempińska J., [2007], *Ekonometria współczesna*, Wydawnictwo TNOiK „Dom Organizatora”, Toruń.

- Podstawowe informacje ze spisów powszechnych. Gminy województwa małopolskiego* [2004], Urząd Statystyczny w Krakowie (zbiorcze wydawnictwo na CD dla wszystkich 182 gmin woj. małopolskiego), Kraków.
- Shapiro S.S., Wilk M.B., Chen H.J., [1968], *A comparative study of various tests of normality*, Journal of the American Statistical Association 63.
- Śleszyński P., [2007], *Zmiany liczby bezrobotnych w gminach*, Wiadomości Statystyczne 2.
- The European Union labour force survey. Methods and definitions – 2001*, [2003], Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Tokarski T., [2010], *Regionalne zróżnicowanie bezrobocia*, Wiadomości Statystyczne 5.
- Ustawa o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy*, z dnia 20.04.2004 r. (Dz. U. z 2004 r. Nr 99 poz. 1001).
- Ustawa o świadczeniach opieki zdrowotnej finansowanych ze środków publicznych*, z dnia 27.08.2004 r. (Dz. U. z 2004 r. Nr 210 poz. 2135).
- Ustawa o zatrudnieniu i przeciwdziałaniu bezrobociu*, z dnia 14.12.1994 r. (Dz. U. z 1995 r. Nr 1 poz. 1).

ECONOMETRICS MODELS OF CHANGES OF THE UNEMPLOYMENT RATE IN POLAND AND IN MALOPOLSKIE VOIVODESHIP 1997–2009

In the article rate of registered unemployment in communes of the Malopolskie voivodeship in 2009 is presented. Analyses include type of commune, sex of the unemployment, a differentiation of the unemployment rate in rural and urban areas, and changes related to year 2002. Methods of statistical and econometric analyses were used. A discussed problem is shown on the background of whole country. Estimated models describing trend and seasonality in the unemployment rate in Poland (13 last years' period: 1997 to fourth quarter 2009) and in Malopolskie (8 years, from 4th quarter 2001 to the end 2009) are also presented. The analysis results were presented in the tables and graphs.