

DOROTA BARTOSIŃSKA-KOWALSKA, ANNA JANKIEWICZ-SIWEK

*Próba analizy sezonowości bezrobocia w Polsce
i w województwie lubelskim w latach 1990–2003*

An attempt at analysis of unemployment seasonality in Poland and in the Lublin voivodship
in the years 1990–2003

WSTĘP

Cykliczny ruch ziemi dookoła słońca powoduje występowanie pór roku. W ich wyniku w życiu ludzi i w całej gospodarce następują zmiany, które powtarzają się co roku i są mniej więcej stałe. Zmiany te nazwane są wahaniami sezonowymi. Sezonowe zmiany występują w wielu dziedzinach życia społecznego i gospodarczego, np.: w rolnictwie, przemyśle rolno-spożywczym, turystyce, budownictwie, handlu itp. Mają one również wpływ na zatrudnienie, które w działach takich jak m.in. rolnictwo i budownictwo, zwiększa się latem, a zmniejsza zimą.

Celem artykułu jest analiza bezrobocia w Polsce i w województwie lubelskim ze szczególnym uwzględnieniem sezonowości tego zjawiska. Zostanie podjęta próba odpowiedzi na pytanie, czy bezrobocie ma charakter sezonowy oraz jak duże zmiany w liczbie bezrobotnych i w stopie bezrobocia powoduje zjawisko sezonowości. Do rozważań wykorzystano model ekonometryczny z zero-jedynkowymi zmiennymi objaśniającymi, służącymi do ilościowej oceny wpływu sezonowości na zjawisko bezrobocia.

OPIS METODY

Do uchwycenia wpływu sezonowości na zjawiska społeczno-gospodarcze można zastosować model ekonometryczny ze zmiennymi objaśniającymi zero-jedynkowymi. Zmiennych tych jest w modelu tyle, ile podokresów w cyklu sezonowym. Ogólnie taki model ekonometryczny można zapisać w następujący sposób:

$$Y_t = F(t) + \sum_{i=1}^d \gamma_i X_i + \xi_t \quad (1)$$

gdzie:

- Y_t – zmienna objaśniana modelu, opisująca badane zjawisko,
- $F(t)$ – funkcja trendu, opisująca badane zjawisko,
- X_i – zmienna zero-jedynkowa, która przyjmuje wartość 1, gdy obserwacja pochodzi z i -tego podokresu i wartość 0 w pozostałych przypadkach,
- γ_i – parametr związany z i -tą zmienną zero-jedynkową, który opisuje wpływ i -tego podokresu na badane zjawisko,
- i – numer podokresu w cyklu sezonowym, $i=1, 2, \dots, d$, gdzie d – liczba podokresów w cyklu sezonowym,
- ξ_t – składnik losowy modelu.

Włączenie kompletu d zmiennych zero-jedynkowych do modelu powoduje ścisłą współliniowość zmiennych objaśniających, sprawiając, że metodą najmniejszych kwadratów nie można oszacować żadnych parametrów modelu. Dzieje się tak dlatego, że suma zmiennych sezonowych daje kolumnę jedynek, identyczną z kolumną jedynek związaną z wyrazem wolnym.¹

Zakładając, że efekty sezonowe sumują się do zera:

$$\sum_{i=1}^d \gamma_i = 0 \quad (2)$$

stąd otrzymujemy:

$$\gamma_d = - \sum_{i=1}^{d-1} \gamma_i \quad (3)$$

można model (1) przekształcić do postaci:

$$Y_t = F(t) + \sum_{i=1}^{d-1} \gamma_i (X_i - X_d) + \xi_t \quad (4)$$

W wyniku estymacji parametrów modelu (4) metodą najmniejszych kwadratów² otrzymuje się bezpośrednio oceny parametrów $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{d-1}$. Natomiast efekt ostatniego sezonu oblicza się według wzoru (3).

OPIS MATERIAŁU

Zebrano dane dotyczące liczby bezrobotnych i stopy bezrobocia w Polsce oraz w województwie lubelskim.

W Polsce są dwa źródła danych o bezrobociu:

¹ Gajda J. B., *Prognozowanie i symulacja a decyzje gospodarcze*, Wydawnictwo C.H. Bech, Warszawa 2001, s. 204.

² Metoda opisana szczegółowo w: E. Nowak, *Zarys metod ekonometrii, zbiór zadań*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1994.

1) rejestracja bezrobotnych, prowadzona przez urzędy pracy od początku 1990 r., która dostarcza informacji miesięcznych³;

2) reprezentacyjne badanie aktywności ekonomicznej ludności (BAEL), prowadzone przez Główny Urząd Statystyczny od maja 1992 roku, które dostarcza informacji kwartalnych.⁴

Informacje roczne na temat bezrobocia rejestrowanego są publikowane według stanu na koniec grudnia, natomiast na temat bezrobocia według BAEL – za czwarty kwartał. Wyniki te nie są identyczne, ale bardzo silnie dodatnio skorelowane. Współczynnik korelacji między rejestracją a BAEL wynosi 0,86 dla liczby bezrobotnych oraz 0,87 dla stopy bezrobocia.

Wymienione rozbieżności są różne w poszczególnych krajach, najczęściej bezrobocie ustalone na podstawie badania siły roboczej jest wyższe niż bezrobocie rejestrowane.⁵ W Polsce taka prawidłowość ma miejsce od roku 1999, co widać w tabeli 1.

Dla województwa lubelskiego analizowane będą dane z okresu po reformie podziału administracyjnego kraju, wprowadzonej z dniem 1 stycznia 1999 r. Dane te są nieporównywalne z wcześniejszymi z uwagi na to, że do „nowego” województwa lubelskiego weszło w całości lub w części sześć „starych” województw: białkopodlaskie, chełmskie, lubelskie, siedleckie, tarnobrzeskie, zamojskie.

ANALIZA I INTERPRETACJA WYNIKÓW

Na podstawie danych rocznych, przedstawionych na rycinie 1, można stwierdzić, że bezrobocie charakteryzuje się trendem nieliniowym o postaci wielomianu. Potwierdzają to obliczone współczynniki determinacji, które są wysokie i równe co najmniej 0,8. Trend to ogólna tendencja rozwojowa, która odzwierciedla wpływ na badane zjawisko tzw. przyczyn głównych. Jedną z takich przyczyn jest tu wzrost gospodarczy. Na rycinie 1, począwszy od 1992 r., widać wyraźną ujemną korelację między wzrostem PKB a bezrobociem. Współczynniki korelacji między wzrostem PKB a liczbą bezrobotnych i stopą bezrobocia według BAEL wynoszą kolejno: $-0,84$ i $-0,83$, zaś dla rejestrów odpowiednio $-0,66$ i $-0,64$.

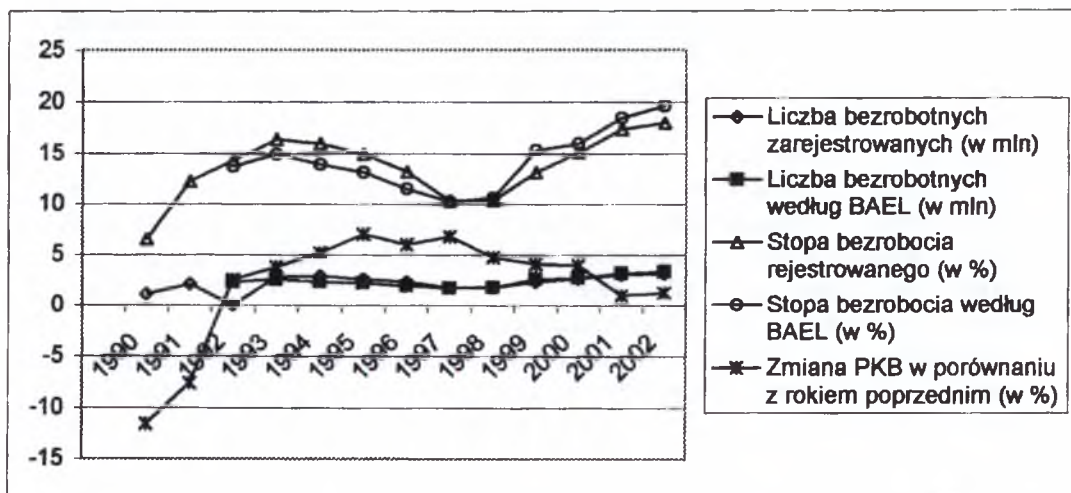
Dane kwartalne, przedstawione na rycinie 2, pokazują, że oprócz wyraźnej tendencji rozwojowej, bezrobocie podlega wahaniom sezonowym.

Model ekonometryczny bezrobocia dla danych kwartalnych można zapisać następująco:

³ *Bezrobocie rejestrowane w 2001 r., Informacje i opracowania statystyczne*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa 2002.

⁴ *Aktywność ekonomiczna ludności Polski, III kwartał 2002, Informacje i opracowania statystyczne*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa 2003.

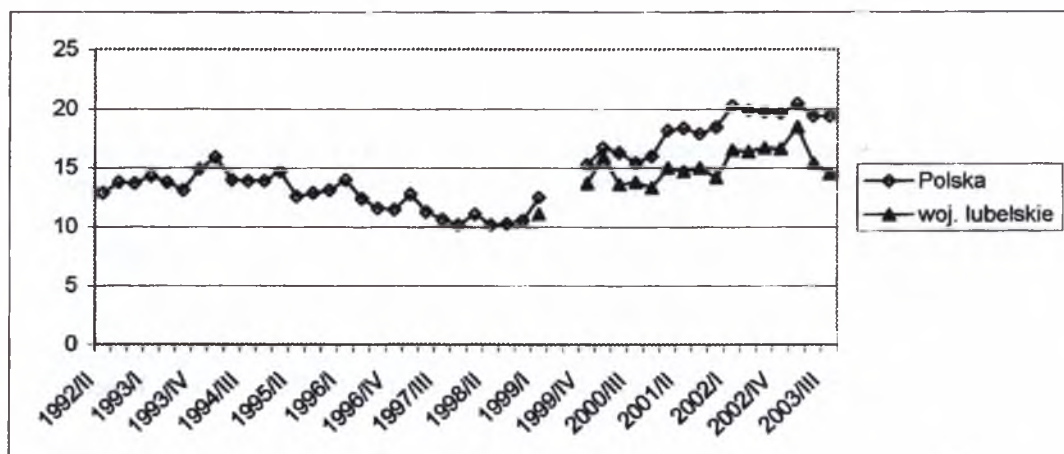
⁵ J. Witkowski, *Szacowanie bezrobocia dla małych obszarów*, „Wiadomości Statystyczne” 1992, nr 11, s. 2.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego

Ryc. 1. Liczba bezrobotnych i stopa bezrobocia rejestrowanego i według BAEL oraz wzrost gospodarczy w Polsce w latach 1990–2002

Number of unemployed, unemployment rate, registered and according to the Labour Force Survey, and economic growth in Poland in 1990–2002



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego i Urzędu Statystycznego w Lublinie.

Ryc. 2. Stopa bezrobocia według BAEL w Polsce i w województwie lubelskim w kwartałach lat 1992–2003

Unemployment rate according to the Labour Force Survey in Poland and Lublin voivodship in quarters of the years 1992–2003

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t^2 + \alpha_3 t^3 + \alpha_4 t^4 + \sum_{i=1}^4 \gamma_i X_i + \xi_t.$$

Oszacowany model liczby bezrobotnych w Polsce według BAEL (w mln) od II kwartału 1992 do III kwartału 2003 ma postać:

$$y_t = 1,97838 + 0,22098t - 0,02542t^2 + 0,00090t^3 - 0,00001t^4 + \sum_{i=1}^4 g_i x_i + e_t$$

$$R^2 = 0,94861$$

$$(0,11427) (0,03300) (0,00281) (0,00009) (0,00000) \begin{bmatrix} +0,12914 \\ -0,02532 \\ -0,05880 \\ -0,04503 \end{bmatrix} (0,13368).$$

Natomiast dla stopy bezrobocia w Polsce według BAEL model ten jest następujący:

$$y_t = 11,20708 + 1,32577t - 0,14785t^2 + 0,00517t^3 - 0,00005t^4 + \sum_{i=1}^4 g_i x_i + e_t$$

$$R^2 = 0,94973$$

$$(0,65480) (0,18911) (0,01612) (0,00051) (0,00001) \begin{bmatrix} +0,83607 \\ -0,12238 \\ -0,46685 \\ -0,24684 \end{bmatrix} (0,76600).$$

W wyniku działania sezonowości w każdym pierwszym kwartale badanych lat liczba bezrobotnych w Polsce była większa średnio o 0,12914 od ogólnej tendencji rozwojowej, w każdym drugim – mniejsza średnio o 0,02532, w trzecim – mniejsza o 0,05880, w czwartym – mniejsza o 0,04503 mln osób. Powodowało to w pierwszych kwartałach średni wzrost stopy bezrobocia o 0,83607, a w kolejnych kwartałach – spadek odpowiednio o 0,12238, 0,46685 i 0,24684 punktu procentowego.

Dla województwa lubelskiego oszacowany model liczby bezrobotnych według BAEL (w tys.) w kwartałach lat 1999–2003 jest następujący:

$$y_z = 60,20565 + 54,08810t - 10,28662t^2 + 0,77968t^3 - 0,01974t^4 + \sum_{i=1}^4 g_i x_i + e_t$$

$$R^2 = 0,94117$$

$$(12,36311) (7,78499) (1,55126) (0,11633) (0,00290) \begin{bmatrix} +11,22647 \\ -0,78929 \\ -0,97973 \\ -9,45748 \end{bmatrix} (6,83776).$$

Natomiast dla stopy bezrobocia według BAEL w województwie lubelskim model ten ma postać:

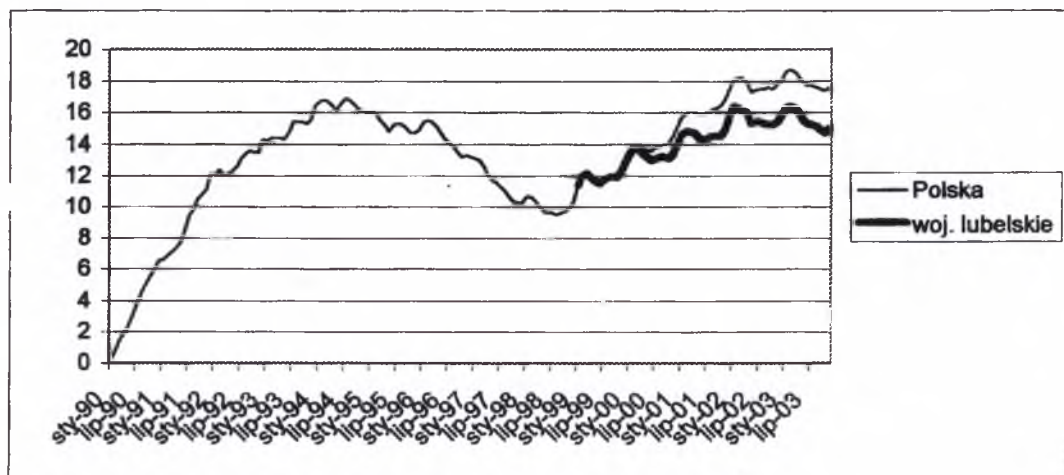
$$y_t = 6,67161 + 4,11054t - 0,76346t^2 + 0,05730t^3 - 0,00144t^4 + \sum_{i=1}^4 g_i x_i + e_t$$

$$R^2 = 0,95767$$

$$(0,85057) (0,53560) (0,10673) (0,00800) (0,00020) \begin{bmatrix} +1,10399 \\ -0,30209 \\ -0,06255 \\ -0,73934 \end{bmatrix} (0,47043).$$

Otrzymane wyniki informują, że sezonowość powoduje w województwie lubelskim wzrost bezrobocia w pierwszych kwartałach średnio o 11,23 tys. osób i stopy bezrobocia o 1,1 punktu procentowego. Natomiast w pozostałych kwartałach bezrobocie spada na skutek sezonowości: w II kwartałach średnio o 0,79, w III – o 0,80, w IV – aż o 9,46 tys. osób. Daje to spadek stóp bezrobocia kolejno o 0,30; 0,06 i 0,74 punktu procentowego.

Dane miesięczne o bezrobociu rejestrowanym, przedstawione na rycinie 3, wykazują wyraźną tendencję rozwojową zarówno dla Polski, jak i województwa lubelskiego. Wahania sezonowe są najlepiej widoczne od stycznia 1999 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego i Urzędu Statystycznego w Lublinie.

Ryc. 3. Stopa bezrobocia rejestrowanego w Polsce i w województwie lubelskim w poszczególnych miesiącach lat 1990–2003

Registered unemployment rate in Poland and Lublin voivodship in months of the years 1990–2003

Oszacowany model liczby bezrobotnych zarejestrowanych w Polsce (w mln) w poszczególnych miesiącach lat 1990–2003 ma postać:

$$y_t = 0,155739 + 0,105244t - 0,001356t^2 + 0,000005t^3 + \sum_{i=1}^{12} g_i x_i + e_t \quad R^2 = 0,79955$$

$$(0,097931) (0,005034) (0,000007) (0,0000003) [*] (0,30784),$$

zaś dla stopy bezrobocia rejestrowanego w Polsce:

$$y_t = 0,50246 + 0,60122t - 0,00771t^2 + 0,00003t^3 + \sum_{i=1}^{12} g_i x_i + e_t$$

$$R^2 = 0,83662$$

(0,52339) (0,02690) (0,00037) (0,000001) [*] (1,6452).

Natomiast dla województwa lubelskiego model liczby bezrobotnych zarejestrowanych (w tys.) jest następujący:

$$y_t = 124,29032 + 2,08855t - 0,02088t^2 + \sum_{i=1}^{12} g_i x_i + e_t$$

$$R^2 = 0,97402$$

(1,18673) (0,09093) (0,00147) [*] (2,9031),

a dla stopy bezrobocia:

$$y_t = 10,75343 + 0,18389t - 0,00173t^2 + \sum_{i=1}^{12} g_i x_i + e_t$$

$$R = 0,98123$$

(0,09364) (0,00718) (0,00012) [*] (0,22906).

* oznaczono mierniki wahań sezonowych dla poszczególnych miesięcy, które zawiera tabela 2.

Na podstawie wyników zamieszczonych w tabeli 2 widać, że zarówno w Polsce, jak i w województwie lubelskim, bezrobocie rośnie od grudnia do kwietnia, natomiast spada od maja do listopada.

Wszystkie wyżej oszacowane modele są bardzo dobrze dopasowane do danych empirycznych. Wyjaśniają kształtowanie się bezrobocia w czasie w ponad 80%. Wpływ czynników przypadkowych jest znikomy.

WNIOSKI

1) Na podstawie oszacowanych modeli bezrobocia w Polsce i w województwie lubelskim stwierdzamy, że zjawisko to podlega wahaniom sezonowym. W każdym pierwszym kwartale badanych lat bezrobocie rośnie, natomiast w drugim, trzecim i czwartym spada. Analiza miesięczna dostarcza podobnych wniosków. Bezrobocie rośnie od grudnia do kwietnia, natomiast spada od maja do listopada. Dla polityków gospodarczych regionu lubelskiego są to cenne informacje, które można wykorzystać w praktyce.

2) Wykazanie dodatniej silnej korelacji między danymi dotyczącymi bezrobocia pochodzącymi z różnych źródeł: Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności

Tab. 1. Liczba bezrobotnych i stopa bezrobocia rejestrowanego oraz według BAEL w Polsce w latach 1990–2002

Number of unemployed and unemployment rate registered and according to the Labour Force Survey in Poland in 1990–2002

Rok	Liczba bezrobotnych (w mln)			Stopa bezrobocia (w %)		
	zarejestrowanych	według BAEL	różnica	rejestrowanego	według BAEL	różnica
1990	1,126			6,5		
1991	2,156			12,2		
1992	2,509	2,394	0,115	14,3	13,7	0,6
1993	2,890	2,595	0,295	16,4	14,9	1,5
1994	2,950	2,375	0,575	16,0	13,9	2,1
1995	2,629	2,233	0,396	14,9	13,1	1,8
1996	2,360	1,961	0,399	13,2	11,5	1,7
1997	1,826	1,737	0,089	10,3	10,2	0,1
1998	1,831	1,827	0,004	10,4	10,6	-0,2
1999	2,350	2,641	-0,291	13,1	15,3	-2,2
2000	2,703	2,760	-0,057	15,1	16,0	-0,9
2001	3,115	3,186	-0,071	17,4	18,5	-1,1
2002	3,217	3,375	-0,158	18,0	19,7	-1,7

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego.

Tab. 2. Oszacowania mierników sezonowości w przedstawionych modelach dla poszczególnych miesięcy
Seasonability values in the presented models for months

Miesiąc	Polska		Woj. lubelskie	
	Model liczby bezrobotnych (w mln)	Model stopy bezrobocia (w %)	Model liczby bezrobotnych (w tys.)	Model stopy bezrobocia (w %)
Styczeń	0,090630	0,48952	7,77738	0,66466
Luty	0,097237	0,50962	9,76603	0,76877
Marzec	0,069677	0,35249	8,80224	0,65633
Kwiecień	0,011278	0,06082	4,55461	0,34734
Maj	-0,055091	-0,23699	-1,76146	-0,11820
Czerwiec	-0,040244	-0,20540	-4,35878	-0,32029
Lipiec	-0,025988	-0,10174	-4,26894	-0,31892
Sierpień	-0,010342	-0,17619	-4,76414	-0,37411
Wrzesień	-0,045609	-0,25747	-5,80639	-0,48585
Październik	-0,075070	-0,41721	-7,70488	-0,63413
Listopad	-0,058056	-0,35558	-4,25561	-0,37896
Grudzień	0,041578	0,33814	2,01993	0,19336

Źródło: opracowanie własne.

i rejestracji bezrobotnych przez urzędy pracy świadczy o wiarygodności danych, które stanowią podstawę wysuwanych wniosków.

3) Potwierdzona została znana w makroekonomii zależność między wzrostem gospodarczym a poziomem bezrobocia. Współczynnik korelacji między tymi dwiema wielkościami jest ujemny i wysoki, co oznacza, że w miarę wzrostu gospodarczego bezrobocie silnie spada.

4) W województwie lubelskim stopa bezrobocia jest mniejsza niż w Polsce od czerwca 1999 roku do chwili obecnej. Według rejestrów średnie stopy bezrobocia w województwie lubelskim są mniejsze o 1,3 punktu procentowego, natomiast według BAEL o 2,9 punktu procentowego od średnich stóp w Polsce.

5) Przy założeniu stabilności przedstawionych w artykule modeli, mogą być one wykorzystane do sporządzania prognoz. Mając informacje liczbowe o przewidywanej liczbie bezrobotnych w poszczególnych latach, kwartałach i miesiącach, można podjąć skuteczną walkę z tym, niekorzystnym dla ludzi i całej gospodarki, zjawiskiem.

6) Analiza bezrobocia wraz z sezonowością powinna przyczynić się do lepszego poznania tych zagadnień, które są obecnie żywo dyskutowane zarówno w teorii, jak i praktyce.

SUMMARY

Seasonal variations occur in many areas of social and economic life. Such variations are also very important in unemployment.

The aim of this paper is to perform analysis of unemployment in Poland and Lublin voivodship primarily focused on its seasonality. The analysis used econometric models with binary independent variables. All the calculations were made on the data from unemployment registers and labour surveys.

Analysis of quarterly data showed that in every first calendar quarter of the examined years unemployment increased, but in the three other quarters it fell. Similar results were obtained from monthly data.

The estimated models can be used for forecasting. Knowledge of forecasted number of unemployed allows to make an effort to reduce this economic problem.

BIBLIOGRAFIA

Aktywność ekonomiczna ludności Polski, III kwartał 2002, Informacje i opracowania statystyczne, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa 2003.

Bezrobocie rejestrowane w 2001 r., Informacje i opracowania statystyczne, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa 2002.

Gajd, J. B., *Prognozowanie i symulacja a decyzje gospodarcze*, Wydawnictwo C.H. Bech, Warszawa 2001.

Nowak E., *Zarys metod ekonometrii, zbiór zadań*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002.

Witkowski J., *Szacowanie bezrobocia dla małych obszarów*, „Wiadomości Statystyczne” 1992, nr 11, s. 1–5.

