



DOI:10.18276/sip.2016.45/2-11

**Barbara Batóg\***

Uniwersytet Szczeciński

## **BADANIE KOINTEGRACJI WYBRANYCH ZMIENNYCH EKONOMICZNO- -FINANSOWYCH W WOJEWÓDZTWIE ZACHODNIOPOMORSKIM**

### **Streszczenie**

W artykule zbadano występowanie kointegracji wśród podstawowych zmiennych opisujących gospodarkę województwa zachodniopomorskiego od początku 1998 roku do czerwca 2015 roku. Analizowane zmienne dotyczyły między innymi rynku pracy, wartości produkcji sprzedanej, handlu i portów morskich. W przypadku występowania kointegracji zaprezentowano również wyniki oszacowań równań kointegrujących. Wykorzystane dane pochodziły z Biuletynów Statystycznych Województwa Zachodniopomorskiego.

**Słowa kluczowe:** kointegracja, relacje długookresowe, badania regionalne

### **Wstęp**

Badanie przedstawione w artykule wpisuje się w nurt badań regionalnych. W XXI wieku z jednej strony obserwuje się postępujący proces globalizacji, a z drugiej wzmocnienie, zwłaszcza w zakresie gospodarki, powiązań wewnątrzregionalnych.

Celem badania jest poszukiwanie kointegracji<sup>1</sup> wybranych zmiennych opisujących gospodarkę województwa zachodniopomorskiego w okresie od stycznia 1998 roku do czerwca 2015 roku, czyli od czasu wprowadzenia podziału Polski na

---

\* Adres e-mail: [barbara.batog@wneiz.pl](mailto:barbara.batog@wneiz.pl).

<sup>1</sup> W pracach (Batóg, 2011) oraz (Batóg, 2013) badano kointegrację dla tej samej zmiennej, ale dla różnych obiektów oraz na różnych poziomach agregacji.

16 województw. W okresie tym zachodziły znaczące zmiany zarówno w rozwoju Polski, jak i województw. Spowolnienie gospodarcze wystąpiło w 2002 roku, następnie miał miejsce wzrost gospodarczy aż do kryzysu w 2008 roku, a po nim i związanym z nim spadkiem tempa rozwoju powolne odbudowywanie korzystnych trendów. Stosując badanie kointegracji, można stwierdzić, czy w województwie zachodniopomorskim w badanym okresie występowały trwałe relacji długookresowe pomiędzy zmiennymi ekonomiczno-finansowymi.

Analizie zostały poddane następujące zmienne:

- stopa bezrobocia w %,
- liczba bezrobotnych,
- liczba ofert pracy w ciągu miesiąca,
- liczba ofert pracy – stan w końcu okresu,
- liczba pracujących w sektorze przedsiębiorstw,
- przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw w zł,
- produkcja sprzedana przemysłu w mln zł,
- produkcja sprzedana budownictwa w mln zł,
- obroty ładunkowe w portach morskich w tys. ton,
- międzynarodowy ruch pasażerów w portach morskich,
- sprzedaż detaliczna w mln zł,
- liczba mieszkań oddanych do użytkowania,
- liczba podmiotów gospodarki narodowej.

Obliczenia przeprowadzono na podstawie danych w postaci miesięcznych szeregów czasowych pochodzących z Biuletynów Statystycznych Województwa Zachodniopomorskiego Urzędu Statystycznego w Szczecinie. Ostatnia obserwacja dla wszystkich szeregów czasowych pochodziła z czerwca 2015 roku. Natomiast początki tych szeregów były rozciągnięte w czasie – najdłuższe zaczynały się w styczniu 1998 roku, a najkrótsze w styczniu 2008 roku.

## 1. Charakterystyka wykorzystanych metod

Kointegracja dwóch procesów stochastycznych może być definiowana w następujący sposób (Engle, Granger, 1987; Kusideł, 2001; Osińska, 2007; Majsterek, 2008):

Dwa procesy  $X_t$  i  $Y_t$  są skointegrowane stopnia  $(d, b)$ ,  $(X_t, Y_t \sim CI(d, b), d \geq b > 0)$ , jeżeli:

- a) stopień zintegrowania  $d$  obydwu procesów jest taki sam;

b) istnieje kombinacja liniowa tych procesów  $u_t = \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t$ , która jest zintegrowana stopnia  $d-b$ .

Dla przypadku  $d = b = 1$  kointegracja oznacza, że obydwa procesy  $X_t$  i  $Y_t$  są zintegrowane stopnia 1 oraz istnieją takie  $\alpha_1$  i  $\alpha_2$ , dla których kombinacja liniowa  $u_t = \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t$  jest zintegrowana stopnia 0, czyli odchylenia od równowagi długookresowej są stacjonarne.

Dla dwóch procesów  $X_t$  i  $Y_t$  zachodzi:

- a) jeżeli  $X_t \sim I(1)$  i  $Y_t \sim I(0)$ , to  $u_t \sim I(1)$  i procesy nie są skointegrowane;
- b) jeżeli  $X_t \sim I(0)$  i  $Y_t \sim I(1)$ , to  $u_t \sim I(1)$  i procesy nie są skointegrowane;
- c) jeżeli  $X_t \sim I(1)$  i  $Y_t \sim I(1)$ , to: gdy  $u_t \sim I(1)$  to procesy nie są skointegrowane, gdy  $u_t \sim I(0)$  to procesy są skointegrowane;
- d) jeżeli  $X_t \sim I(0)$  i  $Y_t \sim I(0)$ , to  $u_t \sim I(0)$  i procesy nie są skointegrowane.

Do testowania stopnia integracji szeregów czasowych wykorzystuje się testy pierwiastka jednostkowego. W badaniu wykorzystano test Dickeya-Fullera (Dickey, Fuller, 1979; Osińska, 2006). W tym teście zakłada się, że model szeregu czasowego może być przedstawiony za pomocą równania (1).

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1}$$

Model (1) może być również zapisany równaniem (2).

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

gdzie  $\delta = \rho - 1$ .

Hipotezy zerowa i alternatywna mają postać:

$$H_0 : \delta = 0,$$

$$H_1 : \delta < 0.$$

Statystyka testowa  $DF$  wyraża się wzorem (3).

$$DF = \frac{\hat{\delta}}{s(\hat{\delta})} \tag{3}$$

gdzie:

$\hat{\delta}$  – ocena parametru  $\delta$ ,

$s(\hat{\delta})$  – błąd szacunku parametru  $\delta$ .

Statystyka  $DF$  ma rozkład Dickeya-Fullera, który jest rozkładem lewostronnie asymetrycznym. W tym teście hipoteza zerowa zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego, a zatem odrzucenie hipotezy zerowej (wartość statystyki  $t$  z próby jest mniejsza niż dolna wartość krytyczna) świadczy o zintegrowaniu szeregu w stopniu 0 (szereg jest stacjonarny), a pierwiastek jednostkowy nie występuje. Brak podstaw do odrzucenia tej hipotezy oznacza, że proces jest  $I(1)$ .

Kointegracja występuje, jeżeli każdy z szeregów czasowych  $X_t$  i  $Y_t$  jest zintegrowany stopnia 1 ( $I(1)$ ), to znaczy hipoteza zerowa o pierwiastku jednostkowym nie jest odrzucana, oraz reszty  $u_t$  z równania kointegrującego nie są zintegrowane stopnia 1 ( $I(1)$ ), to znaczy hipoteza zerowa o pierwiastku jednostkowym jest odrzucana (Lutkepohl, 2005; Osińska, 2007; Maddala, 2006; Kufel, 2007; Dolado, Gonzalo, Marmol, 2003; Hayashi 2000; Phillips, Xiao, 1999; Staszewska-Bystrova, 2009; Syczewska, 1999).

Testowanie kointegracji przeprowadzono z wykorzystaniem programu GRETL. Badanie kointegracji dwóch zmiennych w tym programie składa się z następujących etapów:

- test na pierwiastek jednostkowy dla pierwszej zmiennej,
- test na pierwiastek jednostkowy dla drugiej zmiennej,
- dla zmiennych zintegrowanych oszacowanie równania kointegrującego,
- badanie istotności ocen parametrów równania kointegrującego,
- wyznaczenie reszt równania kointegrującego,
- test na pierwiastek jednostkowy dla reszt równania kointegrującego.

## 2. Wyniki badań empirycznych

Testowanie kointegracji przeprowadzono najpierw dla par analizowanych zmiennych w dwóch grupach. Pierwszą tworzyły zmienne charakteryzujące się występowaniem sezonowości, a drugą zmienne, które nie charakteryzowały się występowaniem sezonowości. Następnie do grupy zmiennych bez sezonowości dołączono zmienną przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw ze względu na jej małą zmienność pomimo dodatniego odchylenia we wszystkich grudniach. Dla każdej pary zmiennych możliwe było rozpatrywanie szeregów czasowych o różnej długości – za każdym razem ostatnia obserwacja była z czerwca 2015 roku, natomiast pierwsza pochodziła ze stycznia każdego roku rozpatrywanego okresu wspólnego dla danej pary zmiennych.

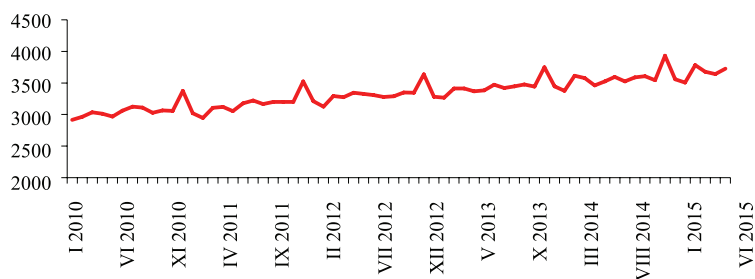
Okazało się, że wśród analizowanych zmiennych znalazły się zmienne skointegrowane. Pięć z analizowanych zmiennych przeszło pomyślnie etapy postępowania w procesie badania kointegracji. Zmienne te były skointegrowane (parami) w okresie od stycznia 2010 roku do czerwca 2015 roku. Każda z nich była zintegrowana stopnia 1 (wynik testu  $DF$ ). Skointegrowane (parami) zmienne to:

- przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw w zł ( $ZI$ ),

- produkcja sprzedana przemysłu w mln zł (Z2),
- obroty ładunkowe w portach morskich w tys. ton (Z3),
- sprzedaż detaliczna w mln zł (Z4),
- liczba podmiotów gospodarki narodowej (Z5).

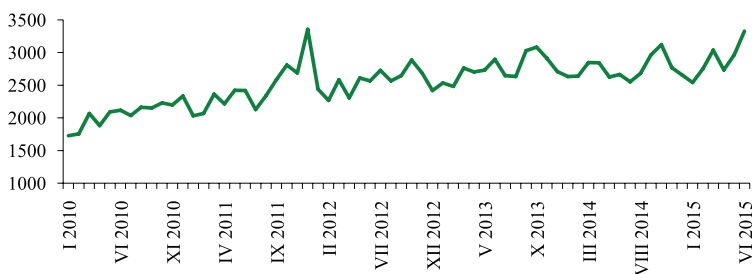
Na rysunkach 1–5 zaprezentowano wykresy powyższych zmiennych, a w tabeli 1 zamieszczono wyniki oszacowań równań kointegrujących.

Rysunek 1. Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw w województwie zachodniopomorskim od stycznia 2010 roku do czerwca 2015 roku [zł]



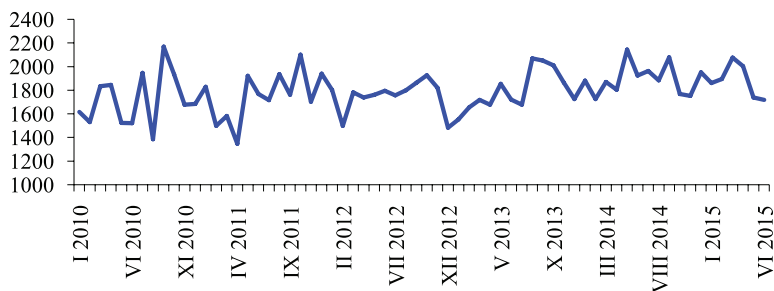
Źródło: Urząd Statystyczny w Szczecinie.

Rysunek 2. Produkcja sprzedana przemysłu w województwie zachodniopomorskim od stycznia 2010 roku do czerwca 2015 roku [mln zł]



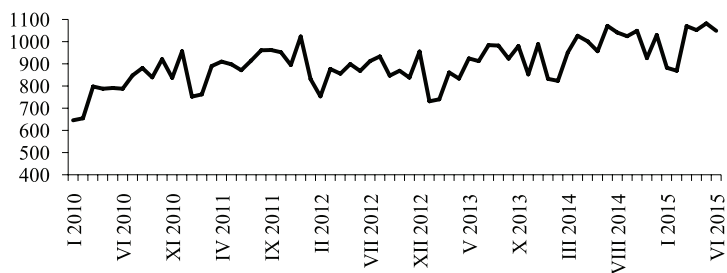
Źródło: Urząd Statystyczny w Szczecinie.

Rysunek 3. Obroty ładunkowe w portach morskich w województwie zachodniopomorskim od stycznia 2010 roku do czerwca 2015 roku [tys. ton]



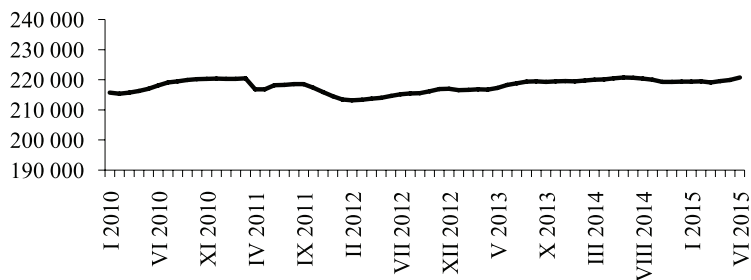
Źródło: Urząd Statystyczny w Szczecinie.

Rysunek 4. Sprzedaż detaliczna w województwie zachodniopomorskim od stycznia 2010 roku do czerwca 2015 roku [mln zł]



Źródło: Urząd Statystyczny w Szczecinie.

Rysunek 5. Liczba podmiotów gospodarki narodowej w województwie zachodniopomorskim od stycznia 2010 roku do czerwca 2015 roku



Źródło: Urząd Statystyczny w Szczecinie.

Tabela 1. Wyniki oszacowań równań kointegracyjnych

Zmienna $Y_t$	Zmienna $X_t$	Współczynnik	Błąd standardowy	$t$ Studenta	Wartość $p$	$R^2$	$DW$
Z1	Z2	1,2941	0,0148	87,27	0,000	0,992	1,167
Z1	Z3	1,8466	0,0227	81,17	0,000	0,990	1,853
Z1	Z4	3,6842	0,0334	110,3	0,000	0,995	1,795
Z1	Z5	1,4153	0,0231	61,31	0,000	0,983	1,183
Z2	Z3	2,8276	0,0352	80,34	0,000	0,990	1,032
Z2	Z4	1,9788	0,0269	73,46	0,000	0,988	1,922
Z2	Z5	0,0153	0,0001	120,4	0,000	0,996	1,449
Z3	Z4	0,0117	0,0002	59,63	0,000	0,982	1,474
Z3	Z5	0,0082	0,0001	82,66	0,000	0,991	1,739
Z4	Z5	0,0041	0,0001	76,31	0,000	0,989	1,369

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL.

Oszacowane równania kointegrujące charakteryzują się istotnymi współczynnikami oraz wysokim dopasowaniem. W wyniku przeprowadzonych testów stwierdzono występowanie kointegracji pomiędzy wszystkimi parami spośród 5 zmiennych. Można zatem mówić o stabilnej długookresowej relacji zmiennych: przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw w zł (Z1), produkcja sprzedana przemysłu w mln zł (Z2), obroty ładunkowe w portach morskich w tys. ton (Z3), sprzedaż detaliczna w mln zł (Z4), podmioty gospodarki narodowej (Z5). Początkowy rok okresu kointegracji jest jednocześnie końcowym rokiem kryzysu, stąd występowanie od tego roku stabilnej relacji pomiędzy zmiennymi. Zatem w dalszych badaniach równania kointegrujące mogą zostać wykorzystane do wyznaczenia prognoz z zachowaniem oszacowanych relacji długookresowych

## Podsumowanie

Pomimo różnego charakteru rozpatrywanych zmiennych oraz różnych obszarów gospodarki przez nie opisywanych udało się znaleźć zmienne, które charakteryzowały się kointegracją, oraz wspólny dla nich okres kointegracji. Okres ten miał długość 5,5 roku, zatem można mówić o występowaniu stabilnych relacji długookresowych. W obecnym badaniu poszukiwano kointegracji wśród zmiennych w tych samych okresach (równolegle). W następnych badaniach tego typu poszukiwania można byłoby przeprowadzić dla danych w postaci opóźnionych względem siebie szeregów czasowych.

## Literatura

- Batóg, B. (2011). Prognozowanie liczby pracujących na różnych poziomach agregacji danych. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, 210, 7–16.
- Batóg, B. (2013). Badanie kointegracji powiatowych stóp bezrobocia w województwie zachodniopomorskim. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 31, 1, 31–38.
- Dickey, A.D., Fuller, A.F. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 336, 427–431.
- Dolado, J.J., Gonzalo, J., Marmol, F. (2003). Cointegration. W: B.H. Baltagi (red.), *A Companion to Theoretical Econometrics* (s. 634–654). USA: Blackwell Publishing.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276.
- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton–Oxford: Princeton University Press.
- Kufel, T. (2007). *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Warszawa: PWN.
- Kusideł, E. (2001). *Modelowanie wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowanie w badaniach ekonomicznych*. Łódź: Absolwent.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Maddala, G.S. (2006). *Ekonometria*. Warszawa: PWN.
- Majsterek, M. (2008). *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*. Łódź: Wyd. UŁ.
- Osińska, M. (2006). *Ekonometria finansowa*. Warszawa: PWE.
- Osińska, M. (red.). (2007). *Ekonometria współczesna*. Toruń: TNOiK.
- Phillips, P.C.B., Xiao, Z. (1999). A Primer on Unit Root Testing. W: M. McAleer, L. Oxley (red.), *Practical Issues in Cointegration Analysis* (s. 7–54). USA: Blackwell Publishers.
- Staszewska-Bystrova, A. (2009). *Wektorowe modele autoregresyjne w analizie makroekonomicznych szeregów czasowych*. Toruń: TNOiK.
- Syczewska, E. (1999). *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*. Warszawa: Wyd. SGH.



## ANALYSIS OF COINTEGRATION OF SOME ECONOMIC AND FINANCIAL VARIABLES IN ZACHODNIOPOMORSKIE VOIVODSHIP

### Abstract

In the paper Author explored occurrence of cointegration among essential variables characterising economy of Zachodniopomorskie voivodship from the beginning of 1998 to the half of 2015. The examined variables concerned (among other) labour market, sold production, trade and seaports. For cointegrated variables the estimated cointegration relations were also presented. The data come from Statistical Bulletins of Zachodniopomorskie Voivodship.

*Translated by Barbara Batóg*

**Keywords:** cointegration, long-term relationships, regional analysis

**JEL Codes:** C32, R10

