

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4–6 września 2007 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Karolina Kluth

Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Konwergencja gospodarcza w zakresie kryteriów Traktatu z Maastricht – analiza ekonometryczna

1. Wstęp

Badania nad konwergencją gospodarczą w kontekście makroekonomicznej teorii wzrostu gospodarczego datują się od pracy R. Barro i X. Sala-i-Martin (Barro, Sala-i-Martin, 1992), którzy wprowadzili równanie regresji między stopą wzrostu PKB *per capita* i poziomem PKB *per capita* w okresie początkowym.

Największym obszarem konwergencji kultur, gospodarek oraz systemów prawnych poszczególnych nacji stała się Unia Europejska. Proces globalizacji wymusił na niej ustanowienie konwergencji gospodarczej jako jednego z głównych celów polityki UE. Cele te zostały przyjęte w 1992 roku w Maastricht i obowiązują do dnia dzisiejszego. Określone w nich wskaźniki makroekonomiczne stały się wyznacznikami osiągnięcia przez kraje UE podobnego poziomu rozwoju gospodarczego.

Celem pracy jest przedstawienie wybranych metod testowania integracji i kointegracji dla danych panelowych oraz ich zastosowanie do porównania poziomu rozwoju gospodarek poszczególnych państw Unii Europejskiej.

2. Pojęcie konwergencji i metody jej badania

Aby móc rozstrzygać o istnieniu lub o braku konwergencji gospodarczej, konieczne jest jasne zdefiniowanie tego pojęcia i określenia kryterium za pomocą, którego będzie można zweryfikować hipotezy o konwergencji gospodarczej.

W literaturze ekonomicznej przedstawiane są dwa główne sposoby rozumienia problemu konwergencji gospodarczej, a mianowicie:

- **kategorię polityczną w rozumieniu traktatu z Maastricht.** Poprzez kryteria konwergencji w nim zawarte, nadał on szczególnego znaczenia konwergencji gospodarczej w kontekście makroekonomicznym:
 - *kryterium stabilności cen* oznacza, że dane państwo członkowskie ma trwały poziom stabilności cen, a średnia stopa inflacji, odnotowana w tym państwie w ciągu jednego roku poprzedzającego badanie, nie przekracza o więcej niż 1,5 punktu procentowego inflacji trzech państw członkowskich o najbardziej stabilnych cenach.
 - *kryterium sytuacji finansów publicznych*, oznacza, że w czasie badania dane państwo członkowskie nie jest objęte decyzją Rady Europejskiej, stwierdzającą istnienie nadmiernego deficytu.
 - *kryterium udziału w mechanizmie kursów walut Europejskiego Systemu Walutowego* oznacza, że dane państwo członkowskie stosowało normalne granice wahań, przewidziane w mechanizmie kursów walut Europejskiego Systemu Walutowego, bez poważnych napięć co najmniej przez dwa lata przed badaniem.
 - *kryterium konwergencji stóp procentowych* oznacza, że w ciągu jednego roku przed badaniem średnia nominalna długoterminowa stopa procentowa w danym państwie członkowskim nie przekraczała więcej niż o dwa punkty procentowe stopy procentowej trzech państw członkowskich o najbardziej stabilnych cenach (16.12.2004 PL Dziennik Urzędowy Unii Europejskiej).
- **dynamikę procesu zbieżności gospodarki do jej stanu równowagi.** Konwergencja, w tym przypadku definiowana jest jako własność systemu dochodzenia do stanu równowagi, a faza zbieżności jest okresem, w którym gospodarka lub grupa gospodarek zbliża się do stanu równowagi. Stan równowagi może zmieniać się w czasie wskutek zmian określających go egzogenicznych parametrów. Jednakże nowy stan równowagi pozostaje w każdym momencie atraktorem rozpatrywanej rzeczywistości gospodarczej (Malaga, 2004).

Analizując literaturę przedmiotu, możemy wyróżnić kilka sposobów pomiaru konwergencji gospodarczej:

- Sigma (σ) konwergencję – która odnosi się do pomiaru poziomu zróżnicowania zamożności krajów, mierzonego odchyleniem standardowym lub wariancją logarytmu PKB. O sigma konwergencji możemy mówić w przypadku malejącej wariancji logarytmu PKB *per capita* w grupie krajów w kolejnych momentach określonego horyzontu czasu.
- Beta (β) konwergencję – która zakłada, że kraje o niższym początkowym poziomie dochodu charakteryzują się szybszym tempem wzrostu niż kraje początkowo bogatsze, co z czasem prowadzi do wyrównania poziomu dochodu *per capita* (Ciołek, 2003).

W podejściu β rozróżnia się:

- Beta (β) konwergencję bezwarunkową – opisuje ona relacje między stopą wzrostu PKB *per capita* w pewnym horyzoncie czasu a poziomem PKB *per capita* w momencie początkowym (Ciołek, 2003). Gdy dla danego okresu stopa wzrostu PKB *per capita* w grupie krajów jest ujemnie skorelowana z poziomem PKB *per capita* w momencie początkowym w tych krajach, wtedy przyjmuje się hipotezę o beta konwergencji bezwarunkowej (Malaga, 2004),
- Beta (β) konwergencję warunkową – oznacza, że ujemna korelacja między stopą zwrotu PKB *p.c.* i PKB *p.c.* w momencie początkowym jest spełniona, jeżeli dla danej grupy krajów niektóre parametry przyjmują zbliżone wartości. Weryfikacja tej hipotezy sprowadza się do oszacowania modeli regresji konwergencji warunkowej, uzależniającego stopę wzrostu PKB *p.c.* w pewnym horyzoncie czasu od wartości PKB *p.c.* w momencie początkowym oraz od innych zmiennych. Jeśli współczynnik stojący przy zmiennej opisującej PKB *p.c.* w momencie początkowym jest ujemny i statystycznie istotny, to hipoteza o konwergencji warunkowej jest spełniona (Malaga, 2004).

W dotychczasowych badaniach nad konwergencją gospodarczą najczęściej weryfikowana jest hipoteza o beta konwergencji warunkowej, która prowadzi do zmiany skali, ponieważ poszczególne kraje wykazują zbieżność do stabilnych stanów równowagi.

3. Testowanie integracji i kointegracji dla danych panelowych

Pierwsze testy stacjonarności dla szeregów na danych panelowych opublikowane zostały w latach 90 XX wieku. Do najpopularniejszych autorów należą Im, Pesaran i Shin (1995, 1997), Maddala i Wu (1999) oraz Hardi (2000). Testy opracowane przez dwie pierwsze grupy autorów (dalej zwane odpowiednio IPS oraz MW) zakładają brak stacjonarności w hipotezie zerowej, a w alternatywnej stacjonarność wszystkich, części lub co najmniej jednego szeregu. W przypadku testu Hardi (dalej zwany H) w hipotezie zerowej zakłada się stacjonarność, zaś w alternatywnej jej brak.

Testy IPS i MW posiadają cechy testów pierwiastka jednostkowego, jednakże wprowadzone dla danych panelowych.

Test zaproponowany przez Ima, Pesarana i Shina (artykuł z 2003) wykorzystuje do badania stacjonarności szeregów tworzących zbiór danych panelowych podobną wersję regresji do wzorowanej na ADF z tą różnicą, że przeprowadza się ją dla każdej występującej w szeregu jednostki (*cross-section*) oddzielnie. Można ją zapisać jako:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Szczegółowe hipotezy w teście IPS mają następującą postać:

$$H_0 : \alpha_i = 0 \quad \text{dla wszystkich } i, \quad (2)$$

$$H_1 : \begin{cases} \alpha_i = 0 & \text{dla } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \alpha_i < 0 & \text{dla } i = N + 1, N + 2, \dots, N \end{cases} \quad (3)$$

Po przetestowaniu indywidualnego pierwiastka jednostkowego dla każdego występującego szeregu, średnia statystyki t dla α_i z poszczególnych regresji ADF ($t_{ix_i}(p_i)$) ma następującą postać:

$$t_{NT} = \left(\sum_{i=1}^N t_{ix_i}(p_i) \right) / N, \quad (4)$$

i jest wówczas pożądanym testem statystycznym.

W przypadku, gdy stopień opóźnienia jest zawsze równy zero ($p_i = 0$, dla wszystkich i), symulowane wartości krytyczne dla t_{NT} w teście IPS pokazane są dla różnych jednostek N , szeregów T oraz równań zawierających wyraz wolny oraz wyraz wolny i trend liniowy. Natomiast w przypadku, gdy w równaniu (1) stopień opóźnienia w niektórych jednostkach w szeregu jest różny od zera, odpowiednio standaryzowana statystyka t_{NT} ma następujący rozkład asymptotyczny:

$$W_{t_{NT}} = \frac{\sqrt{N} \left(t_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(t_{ix}(p_i)) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(t_{ix}(p_i))}} \rightarrow N(0,1), \quad (5)$$

gdzie $E(t_{ix}(p_i))$ oraz $Var(t_{ix}(p_i))$ - oznaczają odpowiednio asymptotyczne wartości oczekiwanej i wariancji średniej grupowej wartości statystyki $W_{t_{NT}}$.

Alternatywnym testem badania występowania pierwiastków jednostkowych w szeregach panelowym jest test MW proponowany przez Maddalą i Wu (1999), którego podstawa wywodzi się z testu Fishera z 1932 r. Polega on na odpowiednim łączeniu wartości p -value z każdego indywidualnego testu pierwiastka jednostkowego. Przy założeniu hipotez (2)-(3) definiujemy π_i jako wartości p -value z indywidualnych testów pierwiastka jednostkowego dla i - tej jednostki, wtedy dla wszystkich wyników z N jednostek mamy następujący asymptotyczny rezultat:

$$\gamma = -2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (6)$$

gdzie suma logarytmów prawdopodobieństw empirycznych indywidualnych testów będzie miała rozkład χ^2_{2N} , natomiast wyrażenie $-2\log(\pi_i)$ ma rozkład χ^2_2 .

Hadri (2000) zaproponował odmienny rodzaj testu, który jest uogólnieniem testu KPSS (1992). Przy założeniu występowania stałej i trendu, proces generujący dane w teście H przybiera poniższą postać:

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

gdzie y_{it} - analizowane szeregi czasowe, ε_{it} - składnik losowy o rozkładzie normalnym dla $i = 1, 2, \dots, N$ oraz $t = 1, 2, \dots, T$ z $E(\varepsilon_{it}^2) = S_i(t)^2 > 0$.

Przy założeniu, że hipoteza zerowej jest postaci $H_0 : S_i(t)^2 = 0$, y_{it} jest procesem stacjonarnym, natomiast przyjęcie hipotezy alternatywnej $H_1 : S_i(t)^2 > 0$ oznacza niestacjonarność procesu. Oznaczając reszty procesu regresji jako $\hat{\varepsilon}$, statystyka LM przedstawia się następująco:

$$LM_1 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / \bar{f}_0 \right) \tag{8}$$

gdzie $S_i(t)$ oznacza sumę reszt, $S_i(t) = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{is}$, a \bar{f}_0 oznacza średnią z indywidualnych estymatorów pozostałego spektrum o zerowej częstotliwości, $\bar{f}_0 = \sum_{i=1}^N f_{i0} / N$.

Test LM dla modelu (7) sprawdzamy poprzez statystykę Z, która ma asymptotyczny rozkład normalny:

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta} \rightarrow N(0,1) \tag{9}$$

gdzie ξ, ζ - oznaczają wartość oczekiwaną i wariancję, a oszacowania: $\xi = 1/6$, $\zeta = 1/45$, $\xi = 1/15$, $\zeta = 11/6300$ opublikowane są w artykule Hardi (2000).

Do badania relacji długookresowych stosowany jest test panelowej kointegracji autorstwa McCoskey i Kao (1998). Proces generujący dane do badania kointegracji panelowej zakłada heterogeniczność efektów indywidualnych α_i oraz współczynników β_i , co prowadzi do następującej postaci modelu:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + v_{it} \text{ dla } i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T. \tag{10}$$

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + v_{it}; \quad v_{it} = \gamma_{it-1} + u_{it} \tag{11}$$

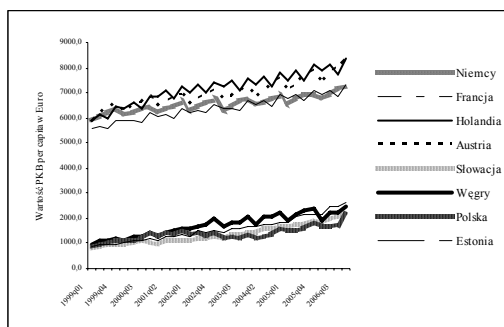
$$v_{it} = \gamma_{it-1} + u_{it} \tag{12}$$

gdzie $\{u_{it}\} \sim i.i.d. N(0, \sigma_u^2)$, $\{y_{it}, x_{it}\}$ są procesami zintegrowanymi $I(1)$.

Hipoteza zerowa w teście MCK, zakładająca występowanie kointegracji, jest sformułowana jako: $H_0 : \theta = 0$, wobec alternatywnej $H_1 : |\theta| \neq 0$. Parametr θ mierzy potencjalny efekt, jaki zakłócenia losowe wywierają na proces błędzenia przypadkowego i komponent stacjonarny relacji długookresowej (Strzała, 2005). Procedura badania kointegracji panelowej analogiczna jest do istoty koncepcji kointegracji wprowadzonej przez Engle'a i Grangera w 1987 roku i zawiera się w tym, że między procesami ekonomicznymi można wyznaczyć pewną długookresową ścieżkę równowagi niezależną od czasu, natomiast wartości znajdujące się poza nią stanowią krótkookresowe, zależne od czasu, odchylenia od stanu równowagi. W prezentowanym badaniu najpierw oszacowana zostanie relacja (10) za pomocą KMNK, a następnie przeprowadzone zostanie badanie stacjonarności reszt.

4. Analiza empiryczna integracji i kointegracji PKB per capita dla wybranych krajów Unii Europejskiej

Do badania integracji i kointegracji wielkości PKB *per capita* dla wybranymi krajów wykorzystano dane statystyczne pochodzące ze strony internetowej www.epp.eurostat.ec.europa.eu. Dane o kwartalnej częstotliwości obejmują okres od 1 stycznia 1999 roku do 31 grudnia 2006 roku. Liczebność próby wynosi 32 obserwacje dla każdego z wybranych krajów. Modelowaniu poddano wielkości PKB *per capita* dla wybranych par krajów: Austrii, Francji, Holandii, Niemiec, Estonii, Polski, Słowacji i Węgier, ponieważ wstępna analiza danych wskazała, że PKB *p.c.* w wymienionych krajach charakteryzuje się podobnym trendem rosnącym (por. wykres 1).



Wykres 1. Wielkość PKB (w euro) dla Austrii, Francji, Holandii, Niemiec, Estonii, Polski, Słowacji i Węgier w latach od 1999 do 2006

Źródło: opracowanie własne.

Badanie stopnia integracji procesu dla danych panelowych sprawdzano za pomocą wcześniej opisanych testów IPS (4), MW (6) i H (8). Wyniki statystyk przedstawiono w tabelicy 1.

Tabela 1. Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego

Panel	Test	Statystyka	p-value	Statystyka	p-value
		Poziomy		Pierwsze różnice	
Estonia Polska	IPS	3,682	0.999	0,967	0.833
	MW	0,018	1.000	1,127	0.889
	H	5,201	0.000	0,688	0.246
Estonia Słowacja	IPS	5,034	1.000	1,191	0.972
	MW	0,001	1.000	0,275	0.991
	H	5,462	0.000	2,087	0.018
Francja Austria	IPS	3,189	0.999	-1,426	0.0769
	MW	0,995	0.998	8,666	0.070
	H	5,598	0.000	0,075	0.470
Holandia Austria	IPS	2,764	0.997	-0,509	0.300
	MW	0,295	0.990	3,980	0.407
	H	5,513	0.000	0,124	0.450
Holandia Francja	IPS	1,587	0.943	-1,748	0.040
	MW	0,388	0.983	9,752	0.040
	H	5,510	0.000	0,343	0.360
Niemcy Austria	IPS	4,409	1.000	-0,250	0.204
	MW	0,003	1.000	5,376	0.251
	H	5,679	0.000	0,034	0.486
Niemcy Francja	IPS	3,215	0.999	-2,064	0.019
	MW	0,096	0.998	11,142	0.025
	H	5,631	0.000	0,179	0.428
Niemcy Holandia	IPS	2,784	0.997	-1,148	0.125
	MW	0,295	0.990	6,460	0.167
	H	0,501	0.000	0,226	0.411
Słowacja Polska	IPS	3,901	1.000	1,169	0.870
	MW	0,017	1.000	1,054	0.901
	H	5,140	0.000	0,975	0.165
Węgry Estonia	IPS	2,233	0.987	0,430	0.666
	MW	1,539	0.819	2,742	0.601
	H	5,477	0.000	0,773	0.219
Węgry Polska	IPS	1,231	0.891	-0,310	0.377
	MW	1,555	0.816	3,820	0.475
	H	5,205	0.000	0,170	0.432
Węgry Słowacja	IPS	2,464	0.993	0,633	0.736
	MW	1,538	0.819	2,668	0.614
	H	5,508	0.000	1,309	0.095

Źródło: obliczenia własne.

Zamieszczone wyniki badania stacjonarności dla pierwszych różnic, potwierdzają stopień zintegrowania $I(1)$ PKB *per capita* dla szeregów panelowych wybranych krajów Unii Europejskiej.

Po zbadaniu stopnia integracji procesów oszacowano relację (10) wielkości PKB dla 3 wybranych kombinacji szeregów panelowych i zbadano stacjonarność reszt za pomocą szybciej opisanego testu IPS (4). Postać wspomnianych modeli jest następująca:

$$1) \text{PKB}_{\text{HA}} = 5216,1 + 1,27 \underset{(0,06)}{\text{PKB}_{\text{ES}}} + \varepsilon_t; R^2 = 0,87; \text{DW} = 1,53;$$

$$2) \text{PKB}_{\text{HA}} = 5042,76 + 1,24 \underset{(0,06)}{\text{PKB}_{\text{WE}}} + \varepsilon_t; R^2 = 0,88; \text{DW} = 1,54;$$

$$3) \text{PKB}_{\text{NF}} = 5082,15 + 0,83 \underset{(0,04)}{\text{PKB}_{\text{WE}}} + \varepsilon_t; R^2 = 0,87; \text{DW} = 1,33;$$

gdzie w nawiasach przedstawiono średnie błędy ocen parametrów.

5. Zakończenie

Celem przedstawionej pracy była próba zidentyfikowania długookresowej zależności między wybranymi krajami Unii Europejskiej z zakresu kryteriów konwergencji z Maastricht. Występowanie konwergencji badane było poprzez koncepcję kointegracji dla danych panelowych.

Wyniki badania mogą być interpretowane jako przypadki występowania długookresowej zależności między wybranymi krajami UE i na tym przykładzie można sądzić, że istnieje tendencja do wyrównywania się dochodów *per capita*, jednak jednoznacznie nie można określić występowania konwergencji między tymi państwami.

Literatura

- Barro, R., Sala-I-Martin, X. (1992), Convergence, *Journal of Political Economy*.
- Ciołek, D. (2003), Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych, *Dynamiczne Modele Ekonometryczne*, Wyd. UMK Toruń.
- Dziennik Urzędowy Unii Europejskiej C 310/339, *Traktat ustanawiający konstytucję dla Europy*, 16.12.2004 PL.
- Hadri, K. (2000), Testing for Stationarity in Heterogenous Panel Data, *The Econometrics Journal*, vol. 3.
- Im, K., Pesaran, H., Shin, Y. (2003), Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels, *Journal of Econometrics*, vol. 115.
- Maddala, G. S., Wu, S. (1999), A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue.
- Malaga, K. (2004), *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w świetle zagregowanych modeli wzrostu*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań.
- Strzała, K. (2005), Relacja inwestycji i oszczędności w krajach Unii Europejskiej – weryfikacja empiryczna z wykorzystaniem podejścia panelowego, w: Szreder M. (red.), *Ekonometryczne modelowanie i prognozowanie wzrostu gospodarczego*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, Nr 1.