

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

IX Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 6–8 września 2005 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Krystyna Strzała
Uniwersytet Gdański

Relacja inwestycji, oszczędności i salda rachunku bieżącego w krajach Unii Europejskiej – weryfikacja empiryczna z zastosowaniem podejścia panelowego

1. Wstęp

Opublikowany przez M. Feldsteina i C. Horiokę w 1980 r. na łamach *The Economic Journal* artykuł pod tytułem “Domestic saving and international capital flows” wywołał niekończącą się do dziś dyskusję dotyczącą mobilności kapitału oraz sposobu jej mierzenia. Wykorzystując dane uśrednione w czasie, Feldstein - Horioka uzyskali statystycznie istotne oszacowanie współczynnika „zatrzymania oszczędności”¹ $b = 0,89$ dla całego okresu próby 1960-1974 dla 16 krajów z grupy OECD, interpretując, że prawie 90% krajowych oszczędności pozostaje w kraju „pochodzenia” w celu sfinansowania inwestycji, a więc kapitał nie jest mobilny. W związku z bardzo dużym zainteresowaniem, jakie wzbudził wspomniany artykuł zarówno w kręgach teoretyków ekonomii jak też ekonometryków, problem poruszany przez Feldsteina i Horiokę przyjęło się określać mianem dylematu FH. Zgodnie z interpretacją Feldsteina - Horioki, wysoka wartość oszacowanego współczynnika „zatrzymania oszczędności” wskazuje, że utrwalony wzrost oszczędności krajowych wywiera w przybliżeniu proporcjonalny długoterminowy efekt na krajowe inwestycje - co pozostaje w sprzeczności z rozpowszechnionym, a ponadto leżącym u podstaw bardzo wielu zagadnień makroekonomicznych, założeniem o nieograniczonej mobilności kapitału w długim okresie. Poważna krytyka podejścia Feldsteina-Horioki

¹ Ang. *saving retention coefficient*.

na gruncie teoretycznym, wsparta również wynikami empirycznymi, pojawiła się właściwie natychmiast, gdyż już w latach 80-tych. Na gruncie rozważań wywodzących się z dynamicznego modelu rachunku bieżącego zostało wykazane, że w długim okresie oszczędności i inwestycje są powiązane poprzez warunek płynności bilansu płatniczego.

Przedmiotem rozważań w niniejszym artykule jest kwestia, czy uwzględnienie w badaniach dylematu FH krajów Europy Środkowej i Wschodniej, które od maja 2004 roku zostały włączone w struktury Unii Europejskiej, pozwoli na poszerzenie wniosku na temat mobilności kapitału w Europie. Od połowy lat 90-tych wiadomym było, że grupa 8 krajów obejmująca: Czechy, Estonię, Litwę, Łotwę, Polskę, Słowację, Słowenię i Węgry zostanie włączona w struktury UE, a ewentualna dyskusja dotyczyła tylko terminu poszerzenia UE. Wraz z postępującym procesem transformacji gospodarczej, w drugiej połowie lat 90-tych obserwowano również znaczący napływ kapitału do tych krajów. Pozwala to sformułować hipotezę, że rozpatrując związek inwestycji i oszczędności dla poszerzonej UE powinniśmy uzyskiwać inne wyniki w porównaniu do „starej” Unii, w tym niższe oszacowania współczynnika „zatrzymania oszczędności”..

2. Korelacja oszczędności i inwestycji, czyli dylemat Feldsteina - Horioki

Problem sformułowany przez Feldsteina i Horiokę nie pojawił się po raz pierwszy w debatach makroekonomicznych. Nowatorstwo podejścia FH do weryfikacji hipotezy międzynarodowej mobilności kapitału polegało na badaniu zależności pomiędzy krajowymi nakładami inwestycyjnymi oraz krajowymi oszczędnościami. Zgodnie z nurtem rozważań Autorów, przyjmując powszechnie wyznawaną opinię, że kapitał jest nieskończenie mobilny, można założyć, że każdy kraj, który można określić jako małą otwartą gospodarkę może pożyczać lub też udzielać pożyczek innym krajom przy obowiązującej światowej realnej stopie procentowej (r). Akceptując to założenie FH postawili hipotezę, że oszczędności oraz inwestycje krajowe nie są skorelowane. Zgromadzone w kraju oszczędności reagują na zmiany światowych możliwości inwestowania, czyli na zmiany światowej realnej stopy procentowej, a inwestycje są finansowane ze światowej puli kapitału. Do weryfikacji hipotezy zaproponowali wykorzystanie przekrojowej regresji stopy inwestycji i stopy oszczędności, postaci:

$$i_i = \alpha + \beta s_i + \mu_i,$$

gdzie małe litery oznaczają udziały inwestycji (I_i) oraz oszczędności (S_i) w PKB w kraju i .

Parametr badania β , nazywany współczynnikiem „zatrzymania oszczędności”, w interpretacji FH określa, jaka część dodatkowych krajowych oszczędności

ści jest inwestowana w kraju. W przypadku małej otwartej gospodarki, przy założeniu nieograniczonej mobilności kapitału jego wartość powinna być bliska zeru. Duże oszacowania parametru β Feldstein i Horioka interpretują jako wskazujące na brak międzynarodowej mobilności kapitału. Zgodnie z zaproponowaną przez Feldsteina i Horiokę interpretacją, wartość współczynnika „zatrzymania oszczędności” $\beta = 1$ oznacza, że cały przyrost oszczędności jest przeznaczany na finansowanie inwestycji krajowych.

Wykorzystując dane uśrednione w czasie Feldstein - Horioka uzyskują statystycznie istotne oszacowanie $b = 0,89$ dla całego okresu próby 1960-1974 dla 16 krajów z grupy OECD.

Artykuł Feldsteina - Horioki wywołał bardzo szeroki oddźwięk zarówno wśród teoretyków ekonomii jak też badaczy zajmujących się empiryczną weryfikacją hipotez ekonomicznych. Literatura dotycząca tego zagadnienia jest bardzo bogata, a jako reprezentatywne artykuły omawiające kolejne etapy dyskusji toczącej się wokół dylematu FH można wymienić Tesar (1983), Frankel (1992), Ho (2002), Krol (1996), Obstfeldt-Rogoff (2000) a w literaturze polskojęzycznej Strzała (2004, 2005).

Zgodnie z interpretacją Feldsteina - Horioki, wysoką wartość oszacowanego współczynnika „zatrzymania oszczędności” należy interpretować jako wskazującą na to, że utrwalony wzrost oszczędności krajowych wywiera w przybliżeniu proporcjonalny długoterminowy wpływ na krajowe inwestycje - co pozostaje w sprzeczności z rozpowszechnionym, a ponadto leżącym u podstaw bardzo wielu zagadnień makroekonomicznych, założeniem o nieograniczonej mobilności kapitału w długim okresie. Artykuł Feldsteina - Horioki wywołał bardzo szeroki oddźwięk zarówno wśród teoretyków ekonomii jak też badaczy zajmujących się empiryczną weryfikacją hipotez ekonomicznych. Szerokie zainteresowanie teoretyków ekonomii wynika m.in. z tego powodu, że podważenie założenia o międzynarodowej mobilności kapitału ma szerokie implikacje teoretyczne. Do prac poruszających ten wątek debaty należy zaliczyć artykuły Sachsa (1981), Obstfeldta (1986) oraz Sinna (1993). W miarę obszernie omówienie kolejnych etapów debaty makroekonomicznej znaleźć można także w artykule Strzała (2004).

Równie obszernym zestawieniem publikacji charakteryzuje się wątek ekonometryczny dylematu FH. Począwszy od dyskusji na temat możliwości błędnej specyfikacji powodującego wystąpienie dodatniej korelacji oszczędności i inwestycji w regresji przekrojowej FH, na gruncie rozważań ekonometrycznych upowszechnił się pogląd o nieprzydatności regresji przekrojowej do wnioskowania na temat międzynarodowej mobilności kapitału. Naturalną kolejną rzeczą zainteresowanie badaczy zwróciło się na zastosowanie modelu regresji wykorzystującego szeregi czasowe. Szczegółowe omówienie tego nurtu badań można znaleźć między innymi w opracowaniu Obstfeldta i Rogoffa (1995).

Wraz z rozpowszechnieniem się wiedzy na temat badania procesów niestacjonarnych, pod koniec lat 80-tych, wydawało się, że pojawiło się narzędzie umożliwiające empiryczne sprawdzenie wniosków wysnutych na

umożliwiający empiryczne sprawdzenie wniosków wysnutych na podstawie dynamicznego modelu rachunku bieżącego bilansu płatniczego. Akceptując warunek „płynności rachunku bieżącego”, należy uznać, że proces generujący szeregi czasowe CA jest procesem zintegrowanym $I(0)$, a w związku z tym oszczędności i inwestycje, które są niestacjonarne powinny być ze sobą skointegrowane z wektorem kointegrującym równym $[1, -1]$ (por. Coakley, Kulasi i Smith (1996)).

Wyniki badań opublikowane w połowie lat 90-tych wykazały brak stacjonarności oszczędności i inwestycji, natomiast badania dotyczące kointegracji nie przyniosły jednoznacznej konkluzji, a raczej bardzo mieszane wyniki - w zależności od grupy krajów, okresu a także stosowanych technik (por. Ho (2002)). Wobec braku jednoznacznych wyników w zakresie istnienia relacji kointegrującej z ustalonymi współczynnikami, grono badaczy zaczęło eksperymentować, wykorzystując pojawiające się nowe techniki ekonometryczne tj. modele wektorowo-autoregresyjne z mechanizmem korekty błędem (VECM), wraz z wielowymiarowymi testami kointegracji (por. Coakley, Kulasi i Smith (1996)), stacjonarne, a następnie niestacjonarne modele panelowe (por. Krol (1996), Ho (2002), Coakley, Fuertes i Spagnolo (2001)). Bardziej szczegółowe omówienie kolejnych etapów zastosowań technik ekonometrycznych znajduje się m.in. w opracowaniu Strzała (2004).

3. Wyniki empiryczne

Celem badań empirycznych jest próba sprawdzenia czy można uzyskać nowe wyniki w zakresie weryfikacji dylematu FH poprzez włączenie do analiz nowo-przyjętych członków Unii Europejskiej z Środkowej i Wschodniej Europy oraz uwzględnienie warunku płynności bilansu płatniczego poprzez weryfikację stacjonarności salda rachunku bieżącego i/lub zbadanie dodatkowo relacji CA względem stopy oszczędności i inwestycji. Jeżeli tzw. „zewnętrzne ograniczenie budżetowe” jest wiążące, to proces generujący obserwacje na CA powinien być stacjonarny ($I(0)$), a stopy inwestycji i oszczędności będą skointegrowane w sposób „wymuszony” z wektorem kointegrującym równym $[1, -1]$. W przypadku, gdy występują wątpliwości, co do skointegrowania inwestycji i oszczędności i/lub oszacowania elementów wektora kointegrującego istotnie odbiegają od wartości $[1, -1]$, zaleca się zbadanie dwóch pomocniczych regresji liniowych: (i) CA w zależności od stopy oszczędności oraz (ii) CA w zależności od stopy inwestycji. W przypadku (i) znak parametru powinien być dodatni, wzrost stopy oszczędności krajowych powinien wpływać dodatnio na udział salda obrotów bieżących w PKB, zmniejszając jego ujemną wartość, lub zwiększając dodatnią. Dla regresji (ii) oczekuje się ujemnego znaku parametru przy stopie inwestycji, gdyż zwiększenie udziału inwestycji w PKB, skutkuje wzrostem importu, a więc pogorszeniem salda rachunku bieżącego.

Wykorzystywany w analizie zbiorów danych obejmuje 15 + 8 nowo-przyjętych członków UE za okres 1960-2001², a w przypadku analiz rachunku bieżącego 22 kraje, bez Luksemburga, dla którego szereg czasowy CA jest wyjątkowo krótki. Dane statystyczne pochodzą z bazy Banku Światowego - *World Development Indicators*, 2003. Indywidualne szeregi czasowe dotyczą stopy inwestycji i oszczędności w ujęciu brutto oraz udziału salda rachunku bieżącego w PKB (%). Nowo przyjęte kraje członkowskie Unii Europejskiej uwzględnione w badaniu obejmują: Republikę Czech, Estonię, Litwę, Łotwę, Polskę, Słowację, Słowenię i Węgry³.

W pierwszym kroku została poddana analizie stacjonarność indywidualnych szeregów czasowych przy zastosowaniu testu Leybourne'a⁴, z wykorzystaniem tablic krytycznych opracowanych przez Cooka i Manninga (2004), uwzględniających zastosowanie optymalizacji długości opóźnień według propozycji Ng i Perrona (1995). W przypadku wszystkich analizowanych szeregów, z wyjątkiem dwóch – stopy oszczędności dla Luksemburga oraz stopy inwestycji dla Szwecji, nie można odrzucić hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego w indywidualnych procesach generujących dane. Dla salda rachunku bieżącego nie przeprowadzono badania indywidualnych szeregów dla nowych krajów członkowskich ze względu na zbyt krótkie szeregi czasowe. Generalnie, trzeba zauważyć, że w przypadku krajów Europy Środkowej i Wschodniej dysponujemy bardzo krótkimi szeregami czasowymi, zawierającymi od 11 obserwacji dla Słowenii do 22 dla Łotwy. Zmusza to do bardzo ostrożnej interpretacji wyników analizy stacjonarności w przypadku nowych krajów członkowskich UE, zwłaszcza biorąc pod uwagę znane słabości testów pierwiastka jednostkowego. Dlatego też w drugim kroku zostało przeprowadzone badanie stacjonarności z wykorzystaniem testów panelowych pierwiastka jednostkowego⁵. Wnioskowanie zostało przeprowadzone na podstawie wyników trzech testów panelowych, testu IPS, LLC oraz H⁶.

Ponieważ dwa pierwsze testy (IPS oraz LLC) zakładają brak stacjonarności w hipotezie zerowej, a trzeci z nich (H) występowanie stacjonarności, w celu zobiektywizowania wnioskowania, zastosowano następującą regułę: decyzję, co do charakteru procesów generujących obserwacje można podjąć, w przypadku,

² Najdłuższe z szeregów obejmują lata 1960-2001.

³ Piętnaście "starych" krajów Unii Europejskiej obejmuje: Austrię, Belgię, Danię, Finlandię, Francję, Niemcy, Grecję, Irlandię, Włochy, Luksemburg, Holandię, Portugalię, Hiszpanię, Szwecję oraz Wielką Brytanię.

⁴ Por. Leybourne (1995). W celu zaoszczędzenia miejsca nie zamieszczam wyników testu Leybourne'a, które w każdej chwili mogą zostać udostępnione pod adresem: k.strzala@gnu.univ.gda.pl.

⁵ Za pomoc przy analizie integracji i kointegracji panelowej oraz wnikliwe uwagi związane z prawidłowym doбором metod estymacji danych panelowych dziękuje mgr Marii Błangiewicz oraz dr Dorocie Ciołek z Katedry Ekonometrii UG.

⁶ Opis panelowych testów stacjonarności oraz kointegracji znajduje się m.in. w Strzale (2005).

gdy jednocześnie wyniki testów LLC i/lub IPS wskazują na odrzucenie H_0 , a test H – na brak podstaw do odrzucenia H_0 , co łącznie wskazuje na stacjonarność, lub też gdy nie możemy odrzucić H_0 w przypadku testów IPS i/lub LLC oraz odrzucamy H_0 w teście H – brak stacjonarności. Aby ocenić wpływ rozszerzenia Unii Europejskiej na kształtowanie się relacji inwestycji i oszczędności, analizę stacjonarności (integracji) w ujęciu panelowym, a także występowania długookresowej relacji (kointegracji) pomiędzy stopą inwestycji i oszczędności przeprowadzono dla panelu zawierającego 15 „starych” państw członkowskich Unii Europejskiej oraz dla poszerzonej UE, zawierającej 23 kraje w okresie 1991 – 2001. Dla salda rachunku bieżącego dla 14 „starych” krajów członkowskich UE, bez Luksemburga i dla 22 krajów poszerzonej UE, odpowiednio. Wyniki badania stacjonarności, zamieszczone w tablicy 1 dotyczą rozszerzonej UE (N=23 lub N=22 dla CA) oraz osobno „starych” krajów Unii Europejskiej (N=15 lub N=14 dla CA) dla poziomów oraz pierwszych różnic oryginalnych szeregów.

Wyniki testu H w każdej z jego wersji tak dla stopy inwestycji, oszczędności oraz udziału salda rachunku bieżącego w PKB dla poziomów zmiennych pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej, zakładającej stacjonarność na każdym z rutynowo stosowanych poziomów istotności (0.01; 0.05; 0.1). Zgodność wskazań pary testów (IPS oraz H) uzyskujemy w przypadku stopy inwestycji tak dla panelu złożonego z 23 jak i 15 krajów, co pozwala nam sformułować wniosek, że włączenie nowych 8 państw do UE, nie zmienia charakteru niestacjonarności całego panelu danych – występuje panelowy pierwiastek jednostkowy, a więc cały panel należy uznać jako niestacjonarny. Zamieszczone wyniki badania stacjonarności dla pierwszych różnic, potwierdzają stopień zintegrowania I(1) stopy inwestycji dla 23 krajów, ale są niejednoznaczne dla 15 „starych” krajów UE⁷. Potwierdzenie poprawności sformułowanego wniosku znajdujemy, analizując wyniki badania stacjonarności indywidualnych szeregów (z wyartykułowanymi powyżej zastrzeżeniami). Wyniki testu Leybourne’a dla indywidualnych szeregów wskazały na stacjonarność jedynie stopy inwestycji dla Szwecji.

W przypadku stopy oszczędności oraz salda na rachunku bieżącym możemy sformułować wniosek o braku stacjonarności procesów generujących obserwacje tak dla „15” jak i dla rozszerzonej UE, gdyż pomimo tego, że wskazania testów dla poziomów (dla N=23 i N=22) są wzajemnie sprzeczne, uzyskujemy możliwość sformułowania wniosku, że stopa oszczędności oraz udział salda na

⁷ W tym przypadku wyniki testów LLC oraz IPS pozwalają odrzucić hipotezę, że szereg jest I(2) na rzecz I(1), a jednocześnie test H na 1% poziomie istotności nie pozwala odrzucić hipotezy, że $y_t \sim I(1)$.

rachunku bieżącym w PKB dla „23” krajów jest I(1), na podstawie wyników testów dla pierwszych różnic. Test Hadri, przy założeniu heteroskedastyczności zakłóceń jednostek panelu wskazuje na zintegrowanie rzędu 1.

Tablica 1. Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego

Test	wartość statystyki	p-value	wartość statystyki	p-value	wartość statystyki	p-value	wartość statystyki	p-value
Inwestycje								
	Poziomy				Pierwsze różnice			
	N=23		N=15		N=23		N=15	
LLC	-0.282	0.020	-0.304	0.002	-0.983	0.000	-0.843	0.000
IPS	-1.469	0.570	-1.898	0.064	-2.275	0.000	-2.224	0.007
H-A	16.817	0.000	10.227	0.000	1.747	0.040	7.114	0.000
H-B	10.770	0.000	7.272	0.000	4.387	0.000	5.090	0.000
H-C	6.609	0.000	3.744	0.000	2.020	0.022	3.569	0.000
Oszczędności								
	Poziomy				Pierwsze różnice			
	N=23		N=15		N=23		N=15	
LLC	-0.494	0.000	-0.171	0.001	-0.946	0.000	-1.026	0.000
IPS	-2.860	0.000	-1.446	0.586	-3.135	0.000	-2.205	0.008
H-A	14.311	0.000	18.962	0.000	3.392	0.000	-0.014	0.506
H-B	10.804	0.000	10.664	0.000	1.049	0.147	0.515	0.303
H-C	5.874	0.000	7.285	0.000	3.623	0.000	1.389	0.083
Saldo rachunku bieżącego								
	Poziomy				Pierwsze różnice			
	N=22		N=14		N=22		N=14	
LLC	-0.537	0.000	-0.281	0.000	-1.151	0.000	-1.112	0.000
IPS	-2.380	0.000	-1.580	0.387	-2.015	0.014	-2.348	0.002
H-A	9.811	0.000	15.191	0.000	0.412	0.340	1.435	0.076
H-B	8.247	0.000	9.174	0.000	1.199	0.115	1.899	0.029
H-C	4.673	0.000	5.694	0.000	2.127	0.017	2.445	0.007

Objaśnienia: H-A – homoskedastyczność zakłóceń w panelu, H-B heteroskedastyczność zakłóceń jednostek panelu; H-C autokorelacja zakłóceń; LLC – model (5), IPS w oparciu o model (8).

W celu zbadania, czy występuje relacja długookresowa inwestycji i oszczędności oraz salda rachunku bieżącego w zależności od stopy inwestycji i oszczędności wykorzystano testy kointegracji panelowej⁸ zaproponowane przez Kao (1999), Pedroniego (1995) oraz McCoskey i Kao (1998). Podczas gdy dwa pierwsze w hipotezie zerowej zakładają brak kointegracji, test McCoskey i Kao zakłada występowanie kointegracji w H_0 , a brak kointegracji w H_A . Jednocześnie trzeba pamiętać, że wyniki testu MCK, zgodnie z wskazaniem Autorów należy traktować z dużą dozą ostrożności w przypadku paneli zawierających mniej niż 50 obserwacji po czasie (dla $T < 50$). Postępowanie przy bada-

⁸ Omówienie zasad wnioskowania na podstawie testów kointegracji panelowej oprócz wspomnianych oryginalnych prac Autorów, znaleźć można w Strzała (2005).

niu kointegracji panelowej jest analogiczne do procedury Engle'a – Grangera, a więc wymaga oszacowania analizowanej relacji, a następnie zbadania stacjonarności reszt.

Do oszacowania regresji FH oraz zależności CA i stopy inwestycji oraz CA i stopy oszczędności, zastosowano metodę estymacji OLS, Dynamic OLS w dwóch wersjach: z homogeniczną (DOLS) oraz heterogeniczną macierzą długookresowych kowariancji (DOLS-H), zaproponowaną przez Pedroniego (2001) oraz Fully-Modified OLS z heterogeniczną macierzą długookresowych kowariancji (FM-H). W tabelicy 2 zamieszczono tylko wyniki, charakteryzujące się istotną oceną parametru będącego przedmiotem zainteresowania.

Górna część tabelicy 2 zawiera wyniki dla rozszerzonej UE, a dolna dla „15”⁹. W przypadku obydwu paneli, tak dla rozszerzonej jak i „starej” UE zwraca uwagę bardzo niska wartość współczynnika determinacji dla regresji FH, ewentualnie do przyjęcia jak na modele panelowe dla „15”, gdyż w tym przypadku skorygowany R^2 jest równy 0.27. Dla „rozszerzonej” UE, w przypadku zastosowania estymatora DOLS z homogeniczną macierzą długookresowych kowariancji ocena współczynnika „zatrzymania oszczędności” jest dodatnia, ale można ją uznać za statystycznie istotną na poziomie istotności 0.1. W przypadku zastosowania estymatora OLS oraz DOLS-H uzyskujemy nieco lepszą wartość współczynnika determinacji, istotną statystycznie na poziomie 0.05, ale ujemną ocenę współczynnika „zatrzymania oszczędności”, co pozostaje w sprzeczności z oczekiwanym znakiem tego parametru. Oceny „współczynnika zatrzymania” oszczędności dla „15” są statystycznie istotne i niezależnie od zastosowanej metody estymacji oscylują wokół poziomu 0.4, a dla rozszerzonej UE ocena tego parametru kształtuje się na poziomie 0.11. Potwierdzałoby to sformułowaną hipotezę, że włączenie do badania 8 krajów z Europy Centralnej i Wschodniej znacząco obniża ocenę współczynnika „zatrzymania oszczędności” krajowych.

Biorąc pod uwagę wyniki badania kointegracji, można przychylić się do wniosku, że stopy inwestycji i oszczędności są skointegrowane, gdyż dla rozszerzonej UE, na występowanie kointegracji wskazuje 6 spośród 9 zastosowanych testów, a na jej brak 3, dla „15” wynik jest 7 do 2. Warto przy tym zauważyć, że w każdym z badanych przypadków test MCK wskazuje na brak kointegracji, co może wynikać ze zbyt małej ilości obserwacji po czasie. Oceny parametrów wektora kointegrującego znacząco odbiegają od wartości [1,-1], gdyż dla rozszerzonej UE wynoszą [1,-0.11], a dla „starej 15-tki” [1,-0.4]. Biorąc jednocześnie pod uwagę brak stacjonarności salda rachunku bieżącego, trudno uznać skointegrowanie stóp inwestycji i oszczędności jako „wymuszone” przez warunek płynności rachunku bieżącego.

⁹ Pomimo tego, że po wyeliminowaniu Luxemburga, „rozszerzona UE” obejmuje 22 kraje, a UE przed rozszerzeniem 14 krajów, przy omawianiu wyników stosowane są akronimy „23” oraz „15”.

Tablica 2. Wyniki testów kointegracji

oszacowanie	p-value	skorygowany R^2	metoda estymacji	CI
rozszerzona UE N=22				
regresja FH				
-0.118	0.002	0.03	OLS	6/3
0.110	0.090	0.02	DOLS	6/3
-0.011	0.000	0.03	DOLS-H	6/3
CA=f(SAV)				
0.349	0.000	0.08	OLS	6/3
0.518	0.000	0.14	DOLS	5/4
CA=f(INV)				
-0.759	0.000	0.34	OLS	8/1
-0.740	0.000	0.69	DOLS	8/1
-0.478	0.000	0.29	FM-H	8/1
„15” bez Luksemburga N=14				
regresja FH				
0.416	0.000	0.27	OLS	7/2
0.404	0.000	0.27	FM-H	7/2
CA=f(SAV)				
0.223	0.005	0.04	OLS	5/5
0.436	0.023	0.21	DOLS	5/5
CA=f(INV)				
-0.726	0.000	0.28	OLS	4/5
-0.701	0.000	0.21	DOLS	4/5
-0.495	0.000	0.25	FM-H	5/5

Uwagi: Obliczenia wykonane w programie GAUSS, procedura NPT 1.2, Kao i Chiang (2000). w kolumnie oznaczonej CI, wyrażenie 6/3 oznacza, że 6 spośród 9 zastosowanych testów wskazuje na skointegrowanie analizowanej relacji, a 3 na brak kointegracji.

Z drugiej strony oceny parametru w regresji liniowej CA ze względu na stopę oszczędności są statystycznie istotne oraz mają właściwe znaki, kształtując się na poziomie 0.3 – 0.5 dla „23” oraz 0.2 – 0.4 dla „15-tki”, chociaż przy niskim poziomie współczynnika determinacji nawet jak na modele panelowe (od 0.04 do 0.21). Znacznie bardziej wyraziste są oceny parametru regresji CA względem stopy inwestycji. Oceny parametru oscylują wokół -0.7, a współczynniki determinacji kształtują się w przedziale (0.3 – 0.7) dla rozszerzonej UE, oraz oscylują wokół 0.3 dla „15-tki” Regresję CA=f(INV) dla rozszerzonej UE można uznać za relację długookresową, gdyż wszystkie testy z wyjątkiem MCK wskazują na występowanie kointegracji pomiędzy udziałem salda rachunku bieżącego w PKB a stopą inwestycji. Dla „starej” UE, bez nowych krajów członkowskich wnioskowanie nie jest jednoznaczne, gdyż nawet wyłączając test MCK, otrzymujemy wskazania 4/4, co znaczy, że 4 testy wskazują na występowanie kointegracji, a 4 na jej brak. Natomiast znacznie trudniej sformułować wniosek, co do występowania długookresowej relacji pomiędzy udziałem salda rachunku bieżącego w PKB i stopą oszczędności, gdyż

salda rachunku bieżącego w PKB i stopą oszczędności, gdyż oszacowane relacje a) charakteryzują się niższym stopniem dopasowania, b) większym zróżnicowaniem ocen parametrów (w zależności od zastosowanej metody estymacji), c) znacznie mniej wyraziste są wskazania testów kointegracji panelowej.

Podsumowując, z należytą ostrożnością uwarunkowaną małą liczebnością obserwacji po czasie, można wnioskować, że oszczędności krajowe i inwestycje pozostają w relacji długookresowej, której charakter nie został „wymuszony” przez warunek płynności rachunku bieżącego bilansu płatniczego, gdyż proces generujący obserwacje salda rachunku bieżącego należy uznać za niestacjonarny. Gdybyśmy podjęli wyzwanie interpretowania uzyskanych wyników, to można by powiedzieć, że uwzględnienie w badaniu „rozszerzonej UE” powoduje znaczące zmniejszenie oceny współczynnika „zatrzymania oszczędności” z 0.4 do 0.1, wskazując na znaczące przepływy kapitału (oszczędności) w stronę nowych państw członkowskich Unii Europejskiej.

4. Podsumowanie

Przeprowadzone badanie stacjonarności szeregów obserwacji stopy inwestycji, stopy oszczędności oraz udziału salda rachunku bieżącego bilansu płatniczego w PKB dla „starej” jak i „poszerzonej” UE, z zastosowaniem testów jednowymiarowych jak i panelowych wskazuje na niestacjonarność badanych procesów. Wyniki badania kointegracji panelowej oraz pomocniczych regresji salda rachunku bieżącego pozwalają jedynie na sformułowanie z dużą dozą ostrożności wniosku, że uwzględnienie w analizie nowych krajów członkowskich, które w drugiej połowie lat 90-tych XX wieku zaabsorbowały znaczące oszczędności, pochodzące z puli międzynarodowego kapitału spowodowało zmniejszenie współczynnika „zatrzymania oszczędności” szacowanego dla „23” krajów w porównaniu do „starej” 15-tki. Relacja inwestycji i oszczędności dla rozszerzonej UE spełnia warunki, pozwalające ją uznać za relację długookresową. Jednocześnie nie potwierdziła się hipoteza, że jest to relacja „wymuszona” przez warunek płynności rachunku bieżącego.

Literatura

- Amirkhalkhali, S., Dar, A., Amirkhalkhali, S. (2003), Saving-investment correlations, capital mobility and crowding out: some further results, *Economic Modelling*, vol. 20.
- Baltagi, B. H. (2000), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Ltd., Chichester.
- Chiang, M-H., C. Kao, (2000), Nonstationary Panel Time Series using NPT 1.2 – A User Guide, Center for Policy Research, Syracuse University.

- Coakley, J., Kulasi, F., Smith, R. (1996), Current account solvency and the Feldstein-Horioka puzzle, *Economic Journal*, vol. 106.
- Coakley, J., Kulasi, F., Smith, R. (1998), *The Feldstein Horioka puzzle and capital mobility: a review*, *International Journal of Finance and Economics*, 1998, vol. 3.
- Coakley, J., Fuertes, A-M., Spagnolo, F. (2001), The Feldstein-Horioka puzzle is not as bad as you think, *Birbeck College Discussion Paper*, No 5.
- Cook, S., Manning, N. (2004), Lag optimisation and finite-sample size distortion of unit root tests, *Economics Letters*, vol. 84.
- Engle, R., Granger, C. (1987), Co-integration and error correction representation, estimation and testing, *Econometrica*, vol. 55.
- Frankel, J. (1992), Measuring international capital mobility: A review, *American Economic Review*, vol. 82.
- Feldstein, M., Horioka, C. (1980), Domestic saving and international capital flows, *Economic Journal*, vol. 90.
- Ghosh, A. (1995), International capital mobility amongst the major industrialised countries: too little or too much?, *Economic Journal*, vol. 105.
- Hadri, K. (2000), Testing for stationarity in heterogenous panel data, *The Econometrics Journal*, vol. 3.
- Harris, R. D. F., Tzavalis, E. (1999), Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed, *Journal of Econometrics*, vol. 91, pp. 201-226.
- Ho, T-W. (2002), A panel cointegration approach to the investment-saving correlation, *Empirical Economics*, vol. 27.
- Hoffmann, M. (2004), International capital mobility in the long run and the short run: can we still learn from saving-investment data?, *Journal of International Money and Finance*, vol. 23.
- Im, K., Pesaran, H., Shin, Y. (2003), Testing for unit roots in heterogenous panels, *Journal of Econometrics*, vol. 115.
- Kao, C. (1999), Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, vol. 90.
- Krol, R. (1996), International capital mobility: evidence from panel data, *Journal of International Money and Finance*, vol. 15.
- Levin, A., Lin, Ch-F., Chu, Ch-Sh. J. (2002), Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties, *Journal of Econometrics*, vol. 108.
- Levy, D. (2000), Investment-saving comovement and capital mobility: Evidence from century long U.S. time series, *Review of Economic Dynamics*, vol. 3.
- Leybourne, S. J. (1995), Testing for unit roots using forward and reverse Dickey-Fuller regressions, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57.
- 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
- McCoskey, S., Kao, C. (1998), A residual-based test of the null of cointegration in panel data *Econometric Reviews*, vol. 17.
- Ng, S., Perron, P. (1995), Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for selection of the truncation lag, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90.
- Obstfeldt, M. (1986), Capital mobility in the world economy: Theory and measurement, *Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy* 24.
- Obstfeldt, M., Rogoff, K. (1995), The intertemporal approach to the current account, *NBER Working Paper* 4893.

- Obstfeldt, M., Rogoff, K. (2000), The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?, *NBER working paper 7777*.
- Pedroni, P. (2001), Purchasing Power Parity tests in cointegrated panels, *The Review of Economics and Statistics*. vol. 83.
- Sachs, J. (1981), The current account and macroeconomics adjustment in the 1970s, *Brookings Papers on Economic Activity* 1.
- Sinn, S. (1993), Saving-investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data, *Economic Journal*, vol.102.
- Strzała, K. (2004), „Dylemat Feldsteina – Horioki – teoria i empiria, w: P. Chrzan (red.), *Metody 2004*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. K. Adamieckiego, (w druku).
- Strzała, K. (2005), „Relacja inwestycji i oszczędności w krajach Unii Europejskiej – weryfikacja empiryczna z wykorzystaniem podejścia panelowego, str. 141-155, w: M. Szreder (red.) *Ekonometryczne modelowanie i prognozowanie wzrostu gospodarczego*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, Nr 1/2005.
- Tesar, L. (1983), Saving, investment and international capital flows, *Journal of International Economics*, vol. 31.