

NATALIA DRZEWOSZEWSKA¹

Związki przyczynowo-skutkowe między bilateralnymi przepływami handlu, bezpośrednich inwestycji zagranicznych i migracji w państwach rozwiniętych

Streszczenie

Celem niniejszego artykułu jest empiryczna identyfikacja relacji między bilateralnymi przepływami handlu, przepływami bezpośrednich inwestycji zagranicznych oraz przepływami migracyjnymi w krajach rozwiniętych. Na podstawie wyników przeprowadzonych testów pierwiastka jednostkowego, testów kointegracji oraz testów przyczynowości sformułowano modele grawitacji dla każdego z trzech procesów, biorąc pod uwagę zależności przyczynowe między nimi. W celu oszacowania modeli użyto estymatora PMG, który uwzględnia różnorodność jednostek w badanym panelu. Estymacji dokonano zarówno dla wyjściowej próby badawczej, jak i dla próby ograniczonej do wybranych par krajów rozwiniętych w celu osiągnięcia możliwie wysokiej liczby obserwacji w okresie badawczym 1990–2014. Wyniki przeprowadzonej analizy świadczą o istotnym, pozytywnym długoterminowym wpływie handlu bilateralnego na przepływy BIZ pochodzące od partnera handlowego. Liczba migrantów przybywających do kraju importera w długim okresie stymuluje zaś handel międzynarodowy. Ponadto część wyników testów przyczynowości wskazuje na dwukierunkowy związek przyczynowy między przepływami handlu i wielkością zasobów BIZ. W szacowanych modelach uwzględniono także dodatkowo potencjalną endogeniczność mas w modelach grawitacji, którymi są wartości PKB *per capita* obydwu krajów. Włączenie ich do zbioru zmiennych powiązanych relacją kointegrującą w testach Pedroniego nie prowadzi jednak w każdym przypadku do odrzucenia hipotezy zerowej o braku kointegracji.

Słowa kluczowe: endogeniczność, panelowa kointegracja, model grawitacji, przyczynowość w sensie Grangera, dynamiczny model panelowy, model korekty błędem

¹ Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania.

1. Wstęp

Empiryczne opracowania dotyczące mechanizmów towarzyszących międzynarodowej wymianie handlowej w znacznej części opierają się na idei równania grawitacyjnego J. Tinbergena². Choć jego model empiryczny był modelem przestrzennym, kontynuacje tej analizy opierały się głównie na danych panelowych, przy czym nie dotyczyły wyłącznie handlu, lecz także przepływów inwestycyjnych³ oraz migracyjnych⁴. Niemal w każdym przypadku ekonometrycy odwołują się do idei tradycyjnego mechanizmu grawitacji, w którym rolę mas modelu odgrywają wartości krajowego PKB bądź PKB *per capita*. Choć wątpliwości związane z endogenicznością regresorów w estymowanych modelach dotyczą zwykle zmiennych binarnych opisujących przystąpienie państw do porozumień handlowych typu EMU⁵ czy endogeniczności między przepływami handlu a przepływami BIZ⁶, w literaturze pojawiają się także opracowania, w których rozpatruje się wielkości PKB jako zmienne endogeniczne w modelach grawitacji⁷. W przypadku statycznych panelowych modeli grawitacji przełomem w badaniach modeli grawitacji było wprowadzenie metody zmiennych instrumentalnych, w tym estymatora J.A. Hausmana i W.E. Taylora⁸, w którym wykorzystuje się egzogeniczne regresory zmienne w czasie X_{it} (z okresów innych niż

² J. Tinbergen, *Shaping the World Economy' Suggestions for an International Economic Policy*, The Twentieth Century Fund, New York 1962.

³ E. Asiedu, *On the Determinants of Foreign Direct Investment to Developing Countries: Is Africa Different?*, „World Development” 2002, vol. 30(1), s. 107–119; P. Sahoo, *Foreign Direct Investment in South Asia: Policy, Trends, Impact and Determinants*, ADB Institute Discussion Paper no. 56, 2006; B. Kahouli, A. Omri, A. Chaibi, *Environmental Regulations, Trade, and Foreign Direct Investment: Evidence from Gravity Equations*, Working Papers no. 2014-189, Department of Research, Ipag Business School, 2014.

⁴ A.M. Mayda, *International migration: a panel data analysis of economic and non-economic determinants*, IZA Discussion Paper no. 1590, May, 2005; C. Gormsen, *Beyond the Unobservable: Inferred Openness to Foreign Direct Investment and Migration*, Department of Economics, Aarhus School of Business – Aarhus University Working Paper, 2010; N.B. Simpson, C. Sparber, *The Short- and Long-Run Determinants of Less-Educated Immigrant Flows into U.S. States*, „Southern Economic Journal” 2013, vol. 80(2), October, s. 414–438.

⁵ A. Belke, J. Spies, *Enlarging the EMU to the east: what effects on trade?*, „Empirica” 2008, vol. 35(4), September, s. 369–389.

⁶ B. Kahouli, A. Omri, A. Chaibi, *op.cit.*

⁷ J. Fidrmuc, *Gravity models in integrated panels*, „Empirical Economics” 2008, vol. 37, s. 435–446.

⁸ J.A. Hausman, W.E. Taylor, *Panel Data and Unobservable Individual Effect*, „Econometrica” 1981, vol. 49, no. 6, s. 1377–1398.

obecny) jako instrumenty. W niniejszym artykule skupiono się jednak na analizie zależności długookresowych z wykorzystaniem dynamicznych modeli grawitacji bilateralnych przepływów handlu, BIZ oraz migracji. Owe procesy są wskazywane wśród głównych wymiarów globalizacji XXI w. Jako najbardziej zglobalizowane gospodarki identyfikuje się zaś państwa wysoko rozwinięte, w tym gospodarki tzw. triady gospodarczej (USA oraz Kanada, UE i Japonia)⁹. Ponadto państwa wchodzące w skład tej triady często pojawiają się na czele rankingów dotyczących międzynarodowej wymiany handlowej, BIZ i migracji. Stąd próbę badawczą tworzą dostępne w bazach statystycznych IMF, OECD oraz UNCTAD bilateralne przepływy eksportowe, inwestycyjne oraz migracyjne między 30 państwami: USA, Kanadą, Japonią oraz UE-27. W celu weryfikacji istnienia długookresowych zależności między wspomnianymi procesami przeprowadzono testy pierwiastka jednostkowego, których wyniki pozwoliły na poszukiwanie istotnych relacji kointegrujących. Wyniki testów kointegracji panelowej Pedroniego, uwzględniających alternatywnie dodatkowo wielkości PKB *per capita* wśród zbioru zmiennych endogenicznych, wskazują na istnienie kointegracji – zaprezentowano zatem kilka empirycznych modeli jednorównaniowych opisujących każdy z trzech procesów, których specyfikację uzależniono od wyników panelowych testów przyczynowości. Kwestii wyboru odpowiedniej metody estymacji jest poświęcona kolejna część niniejszego opracowania.

2. Dynamiczne panelowe modele grawitacji – problem właściwego doboru metody estymacji

Standardowe statyczne modele panelowe mają ograniczenia – przykładowo, przy estymacji modeli grawitacji preferowanym estymatorem jest zazwyczaj FE bądź HT. Z tych metod korzystają m.in. P. Egger¹⁰, A. Belke i J. Spies¹¹,

⁹ Identyfikacja ta opiera się na statystycznej analizie wskaźników zglobalizowania KOF, internetyzacji (*Internet Penetration World Map*) oraz konkurencyjności *The Global Competitiveness Index* w ostatnich 15 latach.

¹⁰ P. Egger, *A note on the proper econometric specification of the gravity equation*, „Economics Letters” 2000, vol. 66(1), s. 25–31.

¹¹ A. Belke, J. Spies, op.cit.

M. Bussière i B. Schnatz¹², N. Vijayakumar i in.¹³, T. Subasat i S. Bellos¹⁴ czy R. Desbordes i M. Eberhardt¹⁵. J.M. Santos Silva i S. Tenreyro¹⁶ zaproponowali nowy estymator – estymator pseudonajwiększej wiarygodności o rozkładzie Poissona (PPML), przy którym wyłącznie zmienna zależna jest szacowana na poziomach, a nie w logarytmach. Estymator ten charakteryzuje się nieobciążonością nawet w przypadku modeli zawierających endogeniczne regresory. Ponadto spośród wszystkich obserwacji ważonych jednakowo nie pomija tych o wartości zero¹⁷. Nowe podejście w ramach estymacji modeli grawitacji, polegające na zastosowaniu *semi-mixed effects*, zaproponowali zaś I. Proença i in.¹⁸

Wyzwaniem dla badaczy jest uwzględnienie w empirycznym modelu grawitacji współczynników oporu multilateralnego (*multilateral resistance terms*), które – choć nieobserwowalne – są wymagane zgodnie z nowym strukturalnym równaniem grawitacyjnym handlu J.A. Andersona i E. van Wincoopa¹⁹. Pomińnięcie wskaźników wewnętrznego oraz zewnętrznego multilateralnego oporu wobec handlu, które są skorelowane z kosztami handlowymi, prowadzi do obciążenia oszacowań modelu²⁰ – stąd w specyfikacji statycznych modeli grawitacji uwzględnia się zazwyczaj efekty okresowe i indywidualne. B.H. Baltagi i in.²¹ zwracają jednak uwagę na związany z tym problem utraty stopni swobody. Zaletą

¹² M. Bussière, B. Schnatz, *Evaluating China's integration in world trade with a gravity model based Benchmark*, „Open Economic Review” 2009, vol. 20, s. 85–111.

¹³ N. Vijayakumar, P. Sridharan, K.C.S. Rao, *Determinants of FDI in BRICS countries: a panel analysis*, „International Journal of Business Science and Applied Management” 2010, vol. 5, no. 3, s. 1–13.

¹⁴ S. Bellos, T. Subasat, *Governance and Foreign Direct Investment in Latin America: A Panel Gravity Model Approach*, „Latin American Journal of Economics” 2013, vol. 50, no. 1, s. 107–131.

¹⁵ R. Desbordes, M. Eberhardt, *Gravity models in the presence of slope heterogeneity and cross-section dependence*, Working Paper, 2014.

¹⁶ J.M. Santos Silva, S. Tenreyro, *The Log of Gravity*, „The Review of Economics and Statistics” 2006, vol. 88, s. 641–658.

¹⁷ Nie stanowi to w pełni zalety estymatora PPML – zerowe obserwacje mogą bowiem wynikać z błędów pomiaru, niskiej jakości baz statystycznych. Wówczas traktowanie tych obserwacji na równi z pozostałymi nie pozwoli uniknąć obciążoności.

¹⁸ I. Proença, S. Sperlich, D. Savaşci, *Semi-mixed effects gravity models for bilateral trade*, „Empirical Economics” 2015, vol. 48(1), s. 361–387.

¹⁹ J.E. Anderson, E. van Wincoop, *Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle*, „The American Economic Review” 2003, vol. 93(1), s. 170–192.

²⁰ J. Ruiz, J.M. Vilarrubia, *The Wise Use of Dummies in Gravity Models: Export Potentials in the Euromed Region*, Banco de Espana Working Papers no. 0720, 2007, s. 18.

²¹ B.H. Baltagi, B.C. Jung, S.H. Song, *Testing for heteroskedasticity and serial correlation in a random effects panel data model*, „Journal of Econometrics” 2010, vol. 154(2), February, s. 122–124.

modeli FE jest pokrycie heterogeniczności w postaci efektów indywidualnych, lecz oszacowane oceny parametrów wszystkich regresorów w modelu są wciąż homogeniczne, bez względu na różnorodność cechującą jednostki. Ponadto oceny parametrów uzyskane metodą FE są obciążone, jeśli część regresorów jest endogeniczna. Największy zarzut wobec modeli statycznych wynika jednak z braku możliwości odróżnienia zależności krótkoterminowych od długoterminowych²², co stanowi potencjalny cel analizy panelu z relatywnie dużą liczbą T .

W przypadku estymacji modeli panelowych o relatywnie dużej liczbie jednostek N w stosunku do liczby okresów w panelu T dynamiczną naturę danych dobrze ujmują estymatory FDGMM oraz SGMM²³ – są one standardowo używane w przypadku ekonometrycznych analiz mikropaneli²⁴, choć przykłady ich zastosowania można znaleźć również w opracowaniach makropaneli, np. J. Arcanda i in.²⁵ M. Roodman²⁶ zwraca jednak uwagę na słabość estymatorów GMM w przypadku badania paneli o relatywnie małych N i dużych T . Mianowicie, niewielka liczba N prowadzi do niemiarodajności testu autokorelacji²⁷, szeroki zakres czasowy analizy zwiększa zaś liczbę użytych w estymacji instrumentów, co z kolei narusza miarodajność testu Sargana warunków ponadidentyfikujących, prowadząc do odrzucenia hipotezy zerowej o egzogeniczności stosowanych instrumentów. Zarzutem wobec podejścia GMM jest ponadto, podobnie jak w przypadku modeli statycznych, koncentracja na zależnościach krótkookresowych w modelu oraz ignorowanie testów stacjonarności badanych zmiennych, co stanowi rezultat relatywnie krótkiego okresu badania. Dlatego w przypadku estymacji modeli danych panelowych o dużej liczbie T metodą GMM nie można rozstrzygnąć, czy oszacowane zależności są w istocie długookresowe, czy też błędne²⁸.

²² N.V. Loayza, R. Ranciere, *Financial Development, Financial Fragility, and Growth*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2006, vol. 38, s. 1051–1076.

²³ D. Roodman, *How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata*, „The Stata Journal” 2009, vol. 9(1), s. 86–136.

²⁴ M. Eberhardt, *Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes*, „The Stata Journal” 2012, vol. 12, no. 1, s. 61–71.

²⁵ J. Arcand, E. Berkes, U. Panizza, *Too much finance?*, „Journal of Economic Growth” 2015, vol. 20(2), June, s. 105–148.

²⁶ M. Eberhardt, op.cit.

²⁷ Test autokorelacji (AR) zaproponowany przez M. Arellano i S. Bonda zakłada brak autokorelacji drugiego rzędu reszt równania dla pierwszych różnic.

²⁸ D.K. Christopoulos, E.G. Tsionas, *Financial development and economic growth: evidence from panel unit root and cointegration tests*, „Journal of Development Economics” 2004, vol. 73(1), February, s. 55–74.

S. Holly i M. Raissi²⁹ podkreślają ponadto, iż standardowe dynamiczne modele panelowe zakładają homogeniczność parametrów opóźnionej zmiennej objaśnianej, co prowadzi do dużego obciążenia, jeśli dynamika zmian jest heterogeniczna w obrębie badanych jednostek.

Przy heterogenicznych panelach rozwiązaniem powyższych problemów jest estymacja modelu dla stacjonarnych przyrostów badanych zmiennych z identyfikacją relacji kointegrującej, w przypadku gdy owe zmienne są niestacjonarne w poziomach ($I(1)$). Możliwość zastosowania mechanizmu korekty błędem zależy od długości T . W literaturze wymóg ten określa się jako „dostatecznie długi okres badawczy umożliwiający osobną estymację danego procesu dla każdej jednostki w panelu”³⁰, przy czym analizy empiryczne bazują najczęściej na panelach obserwowanych w co najmniej 30 okresach. Część badaczy przeprowadza jednak analizę modeli korekty błędem już przy $T > 20$ – przykładem jest badanie I. Martinez-Zarzoso i A. Bengochea-Morancho³¹, w którym wykorzystano estymator PMG (*Pooled Mean Group*) M.H. Pesarana, Y. Shina i R.P. Smitha³² do estymacji ekologicznej krzywej Kuzneta w panelu 22 państw OECD dla okresu badawczego 1975–1998. Za pomocą estymatora PMG uwzględniającego heterogeniczność jednostek w panelu³³ można oszacować dynamikę długookresową procesów niestacjonarnych dzięki zawarciu w próbie przekrojowo-czasowej mechanizmu korekty błędem oraz osobno dynamikę krótkookresową, odmienną dla różnych jednostek panelu. Krótkookresowe parametry dopasowania mają zatem charakter indywidualny. Estymowany przy pomocy PMG model autoregresyjny z opóźnieniami rozłożonymi ARDL można opisać następującym równaniem:

²⁹ S. Holly, M. Raissi, *The Macroeconomic Effects of European Financial Development: A Heterogeneous Panel Analysis*, FINES Working Paper no. 1.4, DIW Berlin, German Institute for Economic Research, 2009.

³⁰ E.F. Blackburne III, M.W. Frank, *Estimation of nonstationary heterogeneous panels*, „The Stata Journal” 2007, vol. 7, no. 2, s. 197–208.

³¹ I. Martinez-Zarzoso, A. Bengochea-Morancho, *Pooled mean group estimation of an environmental Kuznets curve for CO₂*, „Economics Letters” 2004, vol. 82(1), s. 121–126.

³² M.H. Pesaran, Y. Shin, R.P. Smith, *Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels*, „Journal of the American Statistical Association” 1999, vol. 94, s. 621–634.

³³ Brak uwzględnienia heterogeniczności jednostek w panelu o relatywnie dużej liczbie T może powodować niezgodność alternatywnych estymatorów i prowadzić do obciążenia współczynników długookresowych. Więcej na ten temat w: M.H. Pesaran, R.P. Smith, *Estimating long-run relationships in dynamic heterogeneous panels*, „Journal of Econometrics” 1995, vol. 68, no. 1, s. 79–113; K.S. Im, M.H. Pesaran, Y. Shin, *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, „Journal of Econometrics” 2003, vol. 115, s. 53–74; H.R. Moon, P.C.B. Phillips, *Estimation Of Autoregressive Roots Near Unity Using Panel Data*, „Econometric Theory” 2000, vol. 16(6), s. 927–997.

$$\Delta Y_{it} = \sum_{z=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{i,t-z} + \sum_{z=0}^{p-1} \delta_i \Delta X_{i,t-z} + \varphi_i \left[Y_{i,t-1} - \theta_i - \sum_{j=1}^k \theta_j X_{i,j,t-1} \right] + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gdzie: γ_i , δ_i – współczynniki dynamiki krótkookresowej, θ_i , θ_j – współczynniki dynamiki długookresowej, φ_i – współczynnik obrazujący szybkość dostosowań do równowagi.

W modelu grawitacji opisanym równaniem (1) współczynniki dynamiki badanych przepływów bilateralnych mogą różnić się w przypadku poszczególnych par państw, w długim jednak okresie odpowiednie współczynniki będą dążyć do średniej w przekroju analizowanych par. Estymator PMG jest odpowiedni, gdy dane mają złożoną, charakterystyczną dla danej jednostki krótkoterminową dynamikę, która nie może być uchwycona przez opóźnienia o takiej samej strukturze dla wszystkich jednostek w badanym panelu, zwłaszcza gdy nachylenie zależności jest heterogeniczne pomiędzy jednostkami. Zdaniem M.H. Pesarana i Y. Shina³⁴ model panelowy ARDL (1) może być użyty, nawet jeśli zmienne modelu wykazują różne rzędy zintegrowania ($I(0)$ lub $I(1)$). Estymator PMG jest ponadto zgodny w przypadku występowania potencjalnej endogeniczności z uwagi na zawarte w modelu opóźnienia zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających.

3. Empiryczne dynamiczne modele grawitacji uwzględniające mechanizm korekty błędem

Analiza empiryczna bazuje na wszystkich dostępnych danych statystycznych opisujących bilateralne przepływy handlu, przepływy i zasoby BIZ oraz migracje między 30 państwami triady gospodarczej w bazach IMF, OECD oraz UNCTAD w latach 1990–2014. Wykorzystywane są także wartości PKB *per capita* uzyskane z bazy UNCTAD. Wybór zmiennych wynika z samej postaci równania grawitacyjnego J. Tinbergena³⁵, w którym masy państw określające ich bogactwo pozwalają na wskazanie różnic między ich siłą wypychania i siłą przyciągania danych przepływów. Tradycyjny model grawitacji jest w większości analiz

³⁴ M.H. Pesaran, Y. Shin, *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, w: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, red. S. Strom, Cambridge University Press, Cambridge 1999.

³⁵ J. Tinbergen, op.cit.

empirycznych rozbudowywany o szereg dodatkowych potencjalnych czynników przepływów. W przypadku badania kointegracji między procesami nie zaleca się jednak uwzględniania ich dużej liczby. Stąd, mimo świadomości potencjalnie istotnego wpływu takich zmiennych jak wartość bezwzględna z różnicy PKB *per capita* dwóch gospodarek³⁶, różnica w kosztach pracy między państwami czy zróżnicowanie pod względem dyspersji dochodów³⁷, zdecydowano o przybliżeniu w każdym z estymowanych modeli różnic w poziomie rozwoju przy pomocy poziomów PKB *per capita*³⁸.

Badanie kointegracji panelowej między przepływami handlu, BIZ oraz migracji poprzedzono analizą stacjonarności wszystkich trzech zmiennych objaśnianych oraz zmiennych objaśniających, tj. PKB *per capita*. W przypadku BIZ oraz migracji pod uwagę wzięto zarówno przepływy, jak i zasoby. Zastosowano trzy testy pierwiastka jednostkowego dla paneli niezbilansowanych: test Ima, Pesarana i Shina (IPS), test CADF oraz test oparty na procedurze Fishera (ADF). Przeprowadzone testy stacjonarności dostarczają niejednoznacznych wyników, dlatego niestacjonarność stwierdza się w przypadku, gdy przynajmniej dwa testy nie pozwalają odrzucić hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego, przy czym jest wymagana niestacjonarność, wskazana także przy teście uwzględniającym zależność przekrojową³⁹. Wyniki testów dowodzą, iż

³⁶ J. Misala (J. Misala, *Wymiana międzynarodowa i gospodarka światowa. Teoria i mechanizmy funkcjonowania*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2005) zauważa, że współczesną wymianę międzynarodową właściwie odzwierciedla także teoria podobieństwa preferencji Lindera (S. Burenstam Linder, *An Essay on Trade and Transformation*, Almqvist & Wicksell, Stockholm 1961), zgodnie z którą między dwoma państwami różniącymi się strukturą popytu zachodzi mniej transakcji handlowych niż między państwami o zbliżonym PKB *per capita*. Ponadto państwa słabo rozwinięte handlują towarami niższej jakości, a państwa wysoko rozwinięte towarami najwyższej jakości.

³⁷ Owe determinanty mają szczególny wpływ na proces migracji międzynarodowych. Oceny parametrów dla współczynników rozpiętości dochodowej mogą zweryfikować hipotezę Borjasa (G.J. Borjas, *National Origin and the Skills of Immigrants in the Postwar Period*, w: *Immigration and the Work Force: Economic Consequences for the United States and Source Areas*, red. G.J. Borjas, R.B. Freeman, University of Chicago Press, Chicago 1992, s. 17–47), zgodnie z którą różnicowanie krajów pod względem średnich dochodów jest istotnym czynnikiem sprawczym migracji zarobkowych. Dotyczy to wysoko wykwalifikowanych migrantów, którzy mogą zarobić więcej w państwie o większej dyspersji dochodów (w przeciwieństwie do tych nisko opłacanych, którzy mogą zarobić więcej w kraju o mniejszej dyspersji dochodów).

³⁸ Dodatkowy wpływ na tę decyzję miała relatywnie słabsza dostępność danych statystycznych opisujących alternatywne czynniki przepływów bilateralnych dla analizowanej próby państw rozwiniętych.

³⁹ Ze względu na ograniczoną ilość miejsca wyniki testów nie opublikowano, dostępne są jednak u autorki.

procesami niestacjonarnymi, zintegrowanymi w stopniu jeden $I(1)$, są przepływy handlowe, zasoby BIZ, zasoby migracyjne oraz PKB *per capita*. Do zweryfikowania istnienia relacji kointegrującej wykorzystano testy kointegracji panelowej Pedroniego⁴⁰. Tabela 1 prezentuje wyniki analizy istnienia kointegracji dla kilku alternatywnych zbiorów zmiennych, przy czym połowa zakłada endogeniczność PKB *per capita*, połowa zaś je pomija.

Przedstawione wyniki testów kointegracji wskazują, iż trzy badane procesy przepływów międzynarodowych łączą relacje długookresowe, przy czym dodatkowo ujęcie mas modeli w relacji długookresowej nie zmienia na ogół wnioskowania o występowaniu kointegracji między procesami. W celu uzyskania właściwej postaci wektora kointegrującego dla każdego badanego procesu przeprowadzono panelowe testy przyczynowości – zarówno test standardowy⁴¹, zakładający homogeniczną przyczynowość w modelu, jak i test Dumitrescu–Hurlina⁴² dla paneli heterogenicznych (tabela 2)⁴³. Test standardowy cechują silniejsze założenia, stąd wyniki obu testów nie są jednakowe. Na ostateczne wnioskowanie składa się łączny wynik obu testów.

Największa różnica dotyczy wpływu zasobów BIZ na wielkość handlu, dlatego zdecydowano o estymacji dwóch postaci modelu dla bilateralnych przepływów eksportowych: z uwzględnieniem oraz z pominięciem zasobów BIZ państwa importera wśród czynników bilateralnej wymiany handlowej. Ponadto wyniki testów przyczynowości wskazują na uzależnienie wielkości bilateralnego eksportu od wielkości zasobu krajowych emigrantów kierujących się do państwa importera.

Dostępne oprogramowanie statystyczne nie pozwala na estymację systemu równań metodą PMG, stąd dla każdego z procesów estymowano osobne modele o specyfikacji odpowiadającej wynikom testów przyczynowości. Z uwagi na niestacjonarność $I(1)$ i kointegrację badanych zmiennych można wykazać, iż składnik losowy jest stacjonarny $I(0)$ dla wszystkich jednostek w panelu. Przykładowo, specyfikacja dynamicznego panelowego modelu ARDL (1,1,1) dla relacji między przepływami handlu a zasobami BIZ jest następująca:

⁴⁰ Zaleca się odrzucenie hipotezy zerowej, mówiącej o braku kointegracji, gdy przynajmniej cztery spośród siedmiu statystyk wskazują na odrzucenie H_0 .

⁴¹ D. Holtz-Eakin, W. Newey, H.S. Rosen, *Estimating Vector Autoregressions with Panel Data*, „Econometrica” 1988, vol. 56, no. 6, November, s. 1371–1395.

⁴² C. Dumitrescu, E. Hurlin, *Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels*, Working Papers HAL, 2012.

⁴³ O wyborze tych metod badania przyczynowości w modelu panelowym zdecydowała ich dostępność w pakiecie programu E-Views 9.

$$FDIS_{it} = \delta_{10i} EX_{it} + \delta_{11i} EX_{i,t-1} + \lambda_i FDIS_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

co przy uwzględnieniu korekty błędem można zapisać jako:

$$\Delta FDIS_{it} = \varphi_i \left(FDIS_{i,t-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i} EX_{it} \right) + \delta_{11i} \Delta EX_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

Zidentyfikowane zależności przyczynowo-skutkowe między trzema procesami uwzględniono w tradycyjnych modelach grawitacji dla przyrostów zmiennych. Finalnie estymacji poddano zatem modele ARDL (1,1,1) zawierające wielkości PKB *per capita* obydwu gospodarek w roli dodatkowych zmiennych objaśniających mających wpływ na zmienną objaśnianą w krótkim okresie, a także uwzględniając potencjalną endogeniczność wielkości PKB *per capita* względem zmiennej objaśnianej jako składniki w relacji długookresowej:

$$\Delta FDIS_{it} = \varphi_i \left(FDIS_{i,t-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i} EX_{it} - \theta_{2i} GDPpc_{o,t} + \theta_{3i} GDPpc_{d,t} \right) + \delta_{1i} \Delta EX_{it} + \delta_{2i} \Delta GDPpc_{o,t} + \delta_{2i} \Delta GDPpc_{d,t} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

gdzie: i – jednostka w panelu będąca parą państw, o – państwo źródła, d – państwo docelowe.

Do estymacji modeli PMG wykorzystano metodę największej wiarygodności, przy czym modele oszacowano dla dwóch różnych prób badawczych, różniących się ograniczeniem nakładanym na liczbę obserwacji dla każdej z badanych par państw, co powoduje odmienną liczbę jednostek w panelu. W pierwszym przypadku minimalna długość szeregu czasowego w okresie badawczym 1990–2013 wynosi 16 lat, w drugim zaś 8 lat (tabela 3).

Najważniejsze wnioski płynące z wyników oszacowań estymowanych modeli dotyczą uwzględniania w relacji długookresowej dodatkowych zmiennych w postaci PKB *per capita* dwóch gospodarek tworzących jednostkę w panelu. Mianowicie, choć owa modyfikacja nie wpływa na zmianę znaku ocen parametrów stojących przy pozostałych zmiennych składających się na relację kointegrującą, prowadzi do ich dużego spadku – w przypadku modelu dla przepływów handlowych spadek siły pozytywnego wpływu zasobów BIZ jest aż dziesięciokrotny. Siła pozytywnego wpływu zasobów migracyjnych na wielkość bilateralnej wymiany międzynarodowej jest relatywnie bardziej odporna na zmianę specyfikacji modelu, w długim okresie istotny wpływ na handel mają również wielkości PKB *per capita* handlujących gospodarek, przy czym oszacowania modeli wskazują w większości przypadków na fakt, że państwa o wyższych

wartościach PKB *per capita* mają ujemne saldo bilansu handlowego – o czym świadczy dodatnia różnica ocen parametrów $(\delta_{2i} - \delta_{1i})$ ⁴⁴. Większy napływ BIZ do państwa docelowego w długim okresie jest zaś determinowany przez: wzrost jego importu dóbr z państwa inwestora, wzrost wartości PKB *per capita* państwa źródła oraz mniejszy dochód na mieszkańca w państwie docelowym. Pokrywa się to z tezą mówiącą o tym, iż relatywnie biedniejsze kraje zapewniają wyższą stopę zwrotu z inwestycji, co przyciąga do nich inwestorów zagranicznych⁴⁵. Najbogatsze państwa badanej triady gospodarczej pełnią zatem funkcję nie tylko importera netto, lecz także inwestora bezpośredniego na badanym obszarze.

Ponadto w krótkim okresie przepływy handlowe okazują się przeciętnie bardziej uzależnione od zmian PKB *per capita* aniżeli od bilateralnych przepływów kapitału i pracy – wynik ten pozostaje w zgodzie z ideą tradycyjnego modelu grawitacji, w którym to masy państw stanowią o sile przyciągania i wypychania dóbr handlowych⁴⁶. Odwrotnie zaś jest w przypadku modelu dla BIZ, którego wahania krótkookresowe zależą przede wszystkim od bilateralnej wymiany handlowej.

Nałożenie ograniczenia na próbę badawczą w postaci wymogu odpowiednio wysokiej liczby T wiąże się ze średnio dwukrotnym spadkiem liczby rozpatrywanych par państw w panelu i mniejszą siłą wpływu poszczególnych zmiennych w relacji długookresowej. Znaki ocen parametrów pozostają jednak niezmiennie. Można zatem wnioskować, że niska jakość charakteryzująca dostępne bazy danych dotyczących międzynarodowych przepływów wciąż pozwala na uzyskanie wiarygodnych wyników empirycznych modeli grawitacji owych przepływów.

Zależności krótkookresowe są zróżnicowane między badanymi jednostkami – tabela 3 prezentuje uśrednione zależności krótkookresowe dla grupy badanych par państw. Przykłady estymacji dla wybranych par państw spośród tych znajdujących się w mniejszym z badanych paneli (ograniczonym warunkiem $T \geq 16$) są dostępne u autorki.

⁴⁴ Komplementarność migracji w powiązaniu z BIZ i handlem postuluje m.in. R.M. Stulz w: *The limits of financial globalization*, „The Journal of Finance” 2005, vol. 60(4), s. 1595–1638.

⁴⁵ Wysoka rentowność inwestycji jest czynnikiem przyciągającym BIZ, trudność stanowi jednak znalezienie odpowiedniej miary oczekiwanej stopy zwrotu. W modelu grawitacji BIZ do krajów rozwiniętych E. Asiedu (E. Asiedu, op.cit.) przybliżyła stopę zwrotu z inwestycji przy użyciu odwrotności realnego PKB *per capita*. Autorka zakłada bowiem, że krańcowy produkt kapitału jest równy rentowności kapitału.

⁴⁶ Wynik ten pośrednio wspiera także paradoks Leontiefa, stanowiący podstawę krytyki neoklasycznej teorii obfitości zasobów Heckschera–Ohlina. Jak zauważa Posner (M.V. Posner, *International trade and technical change*, Oxford Economic Papers no. 13, 1961, s. 323–341), na możliwości produkcyjne i eksportowe wpływ mają bowiem nie tylko posiadane zasoby pracy i kapitału, ale także dostęp do technologii ich wytwarzania.

4. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

Zaprezentowane w niniejszym artykule empiryczne dynamiczne modele panelowe PMG wskazują na istotne homogeniczne zależności długookresowe pomiędzy przepływami handlu a skumulowanymi przepływami BIZ oraz migracji na obszarze rozwiniętych państw triady, przy czym uwzględnienie potencjalnej endogeniczności mas modeli grawitacji w specyfikacji modeli również prowadzi do identyfikacji istotnych statystycznie relacji długookresowych. Zastosowanie mechanizmu korekty błędem w modelach grawitacji jest zasadne, ponieważ pozwala wyodrębnić istotne zależności długookresowe różniące się od przeciętnego wpływu krótkookresowego poszczególnych zmiennych – w krótkim okresie jest obserwowana nie tylko różnica w sile oddziaływania bogactwa badanych gospodarek, lecz również utrata istotności niektórych zmiennych bądź nawet odwrotny znak oceny parametru stojącego przy danej zmiennej. Fakt ten wyjaśnia po części różnice w wynikach estymacji dotychczasowych empirycznych modeli grawitacji zarówno statycznych, jak i dynamicznych. Rozwinięciem niniejszej analizy byłaby estymacja wielorównaniowego panelowego modelu ECM, wymaga to jednak zastosowania odmiennego estymatora.

Bibliografia

- Anderson J.E., van Wincoop E., *Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle*, „The American Economic Review” 2003, vol. 93(1), s. 170–192.
- Arcand J., Berkes E., Panizza U., *Too much finance?*, „Journal of Economic Growth” 2015, vol. 20(2), June, s. 105–148.
- Asiedu E., *On the Determinants of Foreign Direct Investment to Developing Countries: Is Africa Different?*, „World Development” 2002, vol. 30(1), s. 107–119.
- Baltagi B.H., Jung B.C., Song S.H., *Testing for heteroskedasticity and serial correlation in a random effects panel data model*, „Journal of Econometrics” 2010, vol. 154(2), February, s. 122–124.
- Belke A., Spies J., *Enlarging the EMU to the east: what effects on trade?*, „Empirica” 2008, vol. 35(4), September, s. 369–389.
- Bellos S., Subasat T., *Governance and Foreign Direct Investment in Latin America: A Panel Gravity Model Approach*, „Latin American Journal of Economics” 2013, vol. 50, no. 1, s. 107–131.

- Blackburne III E.F., Frank M.W., *Estimation of nonstationary heterogeneous panels*, „The Stata Journal” 2007, vol. 7, no. 2, s. 197–208.
- Borjas G.J., *National Origin and the Skills of Immigrants in the Postwar Period*, w: *Immigration and the Work Force: Economic Consequences for the United States and Source Areas*, red. G.J. Borjas, R.B. Freeman, University of Chicago Press, Chicago 1992, s. 17–47.
- Burenstam Linder S., *An Essay on Trade and Transformation*, Almqvist & Wicksell, Stockholm 1961.
- Bussière M., Schnatz B., *Evaluating China’s integration in world trade with a gravity model based Benchmark*, „Open Economic Review” 2009, vol. 20, s. 85–111.
- Christopoulos D.K., Tsionas E.G., *Financial development and economic growth: evidence from panel unit root and cointegration tests*, „Journal of Development Economics” 2004, vol. 73(1), February, s. 55–74.
- Desbordes R., Eberhardt M., *Gravity models in the presence of slope heterogeneity and cross-section dependence*, Working Paper, 2014.
- Dumitrescu C., Hurlin E., *Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels*, Working Papers HAL, 2012.
- Eberhardt M., *Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes*, „The Stata Journal” 2012, vol. 12, no. 1, s. 61–71.
- Egger P., *A note on the proper econometric specification of the gravity equation*, „Economics Letters” 2000, vol. 66(1), s. 25–31.
- Fidrmuc J., *Gravity models in integrated panels*, „Empirical Economics” 2008, vol. 37, s. 435–446.
- Gormsen C., *Beyond the Unobservable: Inferred Openness to Foreign Direct Investment and Migration*, Department of Economics, Aarhus School of Business – Aarhus University Working Paper, 2010.
- Hausman J.A., Taylor W.E., *Panel Data and Unobservable Individual Effect*, „Econometrica” 1981, vol. 49, no. 6, s. 1377–1398.
- Holly S., Raissi M., *The Macroeconomic Effects of European Financial Development: A Heterogenous Panel Analysis*, FINES Working Paper no. 1.4, DIW Berlin, German Institute for Economic Research, 2009.
- Holtz-Eakin D., Newey W., Rosen H.S., *Estimating Vector Autoregressions with Panel Data*, „Econometrica” 1988, vol. 56, no. 6, November, s. 1371–1395.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y., *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, „Journal of Econometrics” 2003, vol. 115, s. 53–74.
- Kahouli B., Omri A., Chaibi A., *Environmental Regulations, Trade, and Foreign Direct Investment: Evidence from Gravity Equations*, Working Papers no. 2014-189, Department of Research, Ipag Business School, 2014.
- Loayza N.V., Ranciere R., *Financial Development, Financial Fragility, and Growth*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2006, vol. 38, s. 1051–1076.

- Martinez-Zarzoso I., Bengochea-Morancho A., *Pooled mean group estimation of an environmental Kuznets curve for CO₂*, „Economics Letters” 2004, vol. 82(1), s. 121–126.
- Mayda A.M., *International migration: a panel data analysis of economic and non-economic determinants*, IZA Discussion Paper no. 1590, May, 2005.
- Misala J., *Wymiana międzynarodowa i gospodarka światowa. Teoria i mechanizmy funkcjonowania*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2005.
- Moon H.R., Phillips P.C.B., *Estimation Of Autoregressive Roots Near Unity Using Panel Data*, „Econometric Theory” 2000, vol. 16(6), s. 927–997.
- Pesaran M.H., Shin Y., *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, w: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, red. S. Strom, Cambridge University Press, Cambridge 1999.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.P., *Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels*, „Journal of the American Statistical Association” 1999, vol. 94, s. 621–634.
- Pesaran M.H., Smith R.P., *Estimating long-run relationships in dynamic heterogeneous panels*, „Journal of Econometrics” 1995, vol. 68, no. 1, s. 79–113.
- Posner M.V., *International trade and technical change*, Oxford Economic Papers no. 13, 1961, s. 323–341.
- Proença I., Sperlich S., Savaşçı D., *Semi-mixed effects gravity models for bilateral trade*, „Empirical Economics” 2015, vol. 48(1), s. 361–387.
- Roodman D., *How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata*, „The Stata Journal” 2009, vol. 9(1), s. 86–136.
- Ruiz J., Vilarrubia J.M., *The Wise Use of Dummies in Gravity Models: Export Potentials in the Euromed Region*, Banco de Espana Working Papers no. 0720, 2007.
- Sahoo P., *Foreign Direct Investment in South Asia: Policy, Trends, Impact and Determinants*, ADB Institute Discussion Paper no. 56, 2006.
- Santos Silva J.M., Tenreyro S., *The Log of Gravity*, „The Review of Economics and Statistics” 2006, vol. 88, s. 641–658.
- Simpson N.B., Sparber C., *The Short- and Long-Run Determinants of Less-Educated Immigrant Flows into U.S. States*, „Southern Economic Journal” 2013, vol. 80(2), October, s. 414–438.
- Stulz R.M., *The limits of financial globalization*, „The Journal of Finance” 2005, vol. 60(4), s. 1595–1638.
- Tinbergen J., *Shaping the World Economy’ Suggestions for an International Economic Policy*, The Twentieth Century Fund, New York 1962.
- Vijayakumar N., Sridharan P., Rao K.C.S., *Determinants of FDI in BRICS countries: a panel analysis*, „International Journal of Business Science and Applied Management” 2010, vol. 5, no. 3, s. 1–13.

* * *

The causal relationships between bilateral trade, FDI and migration flows in the group of developed countries

Summary

The aim of this paper is an empirical identification of relationships between bilateral trade, FDI and migration flows in the developed countries. On the basis of the results of unit root tests, cointegration tests and causality tests the gravity models of each of the three processes were formulated, taking into account the causal relationships between them. In order to estimate these models the PMG estimator was used, which takes into account the heterogeneity of individuals in the panel. The estimation was made for baseline research sample as well as for its restrictions on selected pairs of developed countries. A sufficiently large number of observations has been reached in the research period of 1990–2014. The results of the analysis indicate a significant positive long-term impact of bilateral trade on its FDI flows coming from a trading partner. Furthermore the size of migrants coming to the importer's country stimulates the international trade. Additionally, some of the causality tests identify two-way causal relationship between trade flows and FDI stocks. Besides, the estimated models also include potential endogeneity of the masses in the gravity models, which are GDP per capita of both countries. However, their inclusion in the set of variables related by co-integrating relationship in the Pedroni tests does not lead in each case to rejection of the null hypothesis of no cointegration.

Keywords: endogeneity, panel cointegration, gravity model, Granger causality, dynamic panel model, error correction model

Tabela 1. Wyniki testów kointegracji panelowej Pedroniego

Zmienne endogeniczne		Statystyka												
		panel					group							
		v	rho	PP	ADF	rho	PP	ADF	rho	PP	ADF			
EX	FDI	-0,19	-2,38***	-3,94***	-1,68**	-2,47***	-5,96***	-4,17***						
EX	FDI	1,57*	0,29	-5,15***	-4,32***	2,73	-7,21***	-5,31***						
EX	MIG	-0,19	-2,38***	-3,94***	-1,68**	-2,47***	-5,97***	-4,17***						
EX	MIG	1,39	0,20	-3,68***	-2,52***	2,83	-4,88***	-4,24***						
EX	FDI	-1,42	0,75	-2,29***	-1,32*	0,38	-8,01***	-5,48***						
EX	FDI	-0,44	2,20	-5,44***	-3,93***	4,94	-7,68***	-4,31***						
FDI	EX	1,55*	-4,62***	-6,23***	-3,08***	-2,53***	-6,54***	-2,89***						
FDI	EX	0,69	0,82	-4,95***	-2,52***	2,53	-9,33***	-4,09***						
FDI		-1,43	-1,49*	-4,02***	-0,04	0,41	-3,23***	-0,02						
FDI		1,34*	0,77	-4,80***	-2,96***	2,82	-9,35***	-3,91***						
FDI	EX	0,54	-0,72	-3,99***	-1,12	0,33	-6,28***	-2,19***						
FDI	EX	-0,24	2,88	-4,41***	-2,66***	4,82	-11,18***	-4,22***						
MIG	EX	2,54***	-4,42***	-4,93***	-1,62**	-2,23***	-5,95***	-3,72***						
MIG	EX	1,00	-0,54	-5,24***	-1,16	3,50	-3,95***	-1,41*						
MIG	FDI	1,58*	-4,31***	-5,79***	-2,27***	-1,23	-5,18***	-1,99**						
MIG	FDI	-0,34	0,38	-4,46***	0,22	3,10	-5,74***	-1,44*						
MIG	EX	0,13	-1,33*	-4,18***	-1,03	1,23	-5,06***	-1,62***						
MIG	EX	-0,99	2,46	-4,01***	2,30	5,51	-6,92***	-0,03						

Hipoteza zerowa testów Pedroniego zakłada brak kointegracji. Testy zakładają występowanie stałej i braku trendu. Uwzględniono rząd opóźnienia równy 1. Dodatkowo w ramach przeprowadzania testu nałożono wymóg odpowiednio wysokiej liczby T ($T \geq 16$).

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników programu EViews.

Tabela 2. Wyniki panelowych testów przyczynowości w sensie Grangera

Panelowe testy przyczynowości										
Y	X	l*	Test standardowy ⁴⁷		test DH ⁴⁸			wnioskowanie**		
			F-Stat.	p	W-Stat.	Zbar-Stat.	p	X		Y
ΔEX	ΔFDI	1	40,790	0,000	1,188	0,256	0,797	FDI EX	→/NO →	EX FDI
		2	29,399	0,000	2,363	-0,149	0,881			
ΔFDI	ΔEX	1	30,659	0,000	0,896	-1,731	0,083	FDI EX	→/NO →	EX FDI
		2	24,451	0,000	1,853	-2,289	0,022			
ΔEX	ΔMIG	1	20,590	0,000	0,812	-2,322	0,020	MIG EX	→ NO	EX MIG
		2	10,300	0,000	2,880	1,162	0,245			
ΔMIG	ΔEX	1	0,254	0,614	0,566	-3,893	0,000	MIG EX	→ NO	EX MIG
		2	2,860	0,057	1,428	-3,594	0,000			
ΔFDI	ΔMIG	1	0,300	0,583	1,268	0,419	0,675	MIG FDI	NO NO	FDI MIG
		2	3,465	0,031	2,306	-0,569	0,568			
ΔMIG	ΔFDI	1	0,073	0,786	2,529	6,493	0,000	MIG FDI	NO NO	FDI MIG
		2	6,539	0,002	4,166	3,778	0,000			

* l – rząd opóźnień; wszystkie zmienne wyrażone są w logarytmach
** wnioskowanie o istnieniu N związków przyczynowo-skutkowych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników programu EViews.

⁴⁷ Testowana jest H_0 , zakładająca, że żadna z N jednostek panelu nie wykazuje związku przyczynowo-skutkowego między x a zmienną zależną y (HNC – *Homogenous Non Causality*). Hipoteza alternatywna HC (*Homogenous Causality*) wskazuje, iż istnieje N identycznych związków przyczynowo-skutkowych dla każdej jednostki panelu – dynamika zmian zmiennej y jest zatem identyczna dla każdej jednostki w badanej próbie.

⁴⁸ Testowana jest H_0 , zakładająca, że jedynie pewna podgrupa jednostek panelu ($N - N_1$) wykazuje związek przyczynowo-skutkowy między x a zmienną zależną y (HENC – *HEterogenous Non Causality*). Hipoteza alternatywna HEC (*HEterogenous Causality*) wskazuje zaś na istnienie N związków przyczynowo-skutkowych, jednak dynamika zmian zmiennej y jest heterogeniczna (inna dla każdej jednostki w badanej próbie).

