

Henryk Gurgul*, Łukasz Lach*

Związki przyczynowe pomiędzy bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi w Polsce a podstawowymi wskaźnikami makroekonomicznymi (część teoretyczna)

1. Wprowadzenie

W warunkach gospodarki rynkowej szczególnego znaczenia nabiera rozwój współpracy i wymiany gospodarczej Polski z innymi krajami. Należy w tym miejscu podkreślić rolę bezpośrednich inwestycji zagranicznych jako tej formy napływu kapitału międzynarodowego, która obok stabilności rynków finansowych wydaje się jednym z najważniejszych czynników wpływających na trwały wzrost gospodarczy. Według definicji Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD) przyjętej przez kraje członkowskie organizacji, bezpośrednia inwestycja zagraniczna ma miejsce wówczas, gdy zagraniczny inwestor uzyskuje lub posiada „trwały wpływ” (ang. *lasting interest*) w przedsiębiorstwie zagranicznym. Wartością progową wyznaczającą uzyskanie tak określonego wpływu jest posiadanie co najmniej 10% akcji zwykłych lub głosów. Bazując na analizach wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na kondycję gospodarki w innych krajach przechodzących transformację od gospodarki scentralizowanej do gospodarki

* Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie, Wydział Zarządzania, Katedra Ekonomii i Ekonometrii,
email: h.gurgul@neostrada.pl, lukilach1983@o2.pl

rynkowej, jak i w krajach rozwijających się, łatwo stwierdzić, że wpływ ten jest zróżnicowany pod względem intensywności i trwałości.

W literaturze przedmiotu podkreśla się, że bezpośrednie inwestycje zagraniczne odegrały istotną rolę w kształtowaniu aktywności gospodarczej na terenie państw Europy Środkowej i Wschodniej transformujących swoje gospodarki. Chodzi głównie o uzupełnianie niedoborów rodzimego kapitału, niezbędnego do prawidłowego funkcjonowania gospodarki rynkowej. Poza tym dzięki transferowi technologii, metod zarządzania i marketingu oraz działalności inwestycyjnej wpłynęły one na przyspieszenie restrukturyzacji, modernizacji i zwiększenie efektywności gospodarek tych krajów. Miały więc wpływ na wyjście z recesji transformacyjnej i wejście na ścieżkę wzrostu gospodarczego, a także wspierały przyspieszenie procesu przemian, sprzyjały stabilizacji sytuacji oraz ułatwiały włączenie krajów Europy Środkowej i Wschodniej w system gospodarki światowej.

Przyczyny podejmowania bezpośrednich inwestycji zagranicznych są wyjaśniane w ramach szeregu teorii ekonomicznych takich jak: teoria przewagi monopolistycznej, teoria reakcji oligopolistycznej, teoria cyklu życia produktu, teoria obszarów walutowych, teoria lokalizacji, teoria systemu wzajemnych powiązań, teoria opcji rzeczywistych i innych. Wśród najważniejszych powodów decydowania się inwestorów zagranicznych na bezpośrednią realizację inwestycji należy wymienić: znajdowanie nowych źródeł popytu, zmniejszanie kosztów pracy, ograniczanie ryzyka, wykorzystanie technologii kraju goszczącego. Często nakłady ponoszone przez inwestora przynoszą obustronne korzyści dopiero po długim czasie, co jest związane z dopasowywaniem struktury rynku oraz procesem wchłaniania i wdrażania nowych technologii.

Mówiąc o najważniejszych czynnikach wpływających na wielkość i dynamikę bezpośrednich inwestycji zagranicznych w Polsce, warto wyraźnie rozdzielić czynniki stymulujące od czynników niesprzyjających. Na podstawie analizy licznych publikacji poświęconych inwestycjom zagranicznym w Polsce, należy stwierdzić, że do najważniejszych czynników decydujących o ich wielkości trzeba zaliczyć przede wszystkim koszty pracy, wzrost gospodarczy, szeroko pojętą stabilność prawną, poziom i dynamikę zmian cen, swobodę operacji finansowych. Spore znaczenie w pozyskiwaniu zagranicznych inwestorów ma coraz bardziej otwarte i pozytywnie nastawione do obcego kapitału społeczeństwo. Taka sytuacja w połączeniu z coraz lepszym przygotowaniem młodych ludzi do podjęcia specjalistycznej pracy jest jednym z powodów obecności Polski od kilku lat w czołówce krajów Europy Środkowo-Wschodniej pod względem atrakcyjności dla zagranicznych inwestorów.

Nie można mówić o braku czy znikomym wpływie różnorodnych barier na wielkość bezpośrednich inwestycji zagranicznych w Polsce. W ostatnich latach wśród dużej grupy inwestorów zagranicznych działających na terenie Polski za najpoważniejszą barierę hamującą ich działalność uchodziła dość niestabilna sytuacja polityczna i związane z tym częste zmiany prawa, w tym także prawa po-

datkowego. Taki stan odbijał się bowiem niekorzystnie na stabilności procesów transformacji polskiej gospodarki, wdrażaniu różnorodnych instrumentów prawnych i finansowych. Dawał się zauważyć brak zdecydowania i konsekwencji kolejnych rządów, nieumiejętność kontynuowania i negocjowania warunków inwestycji zagranicznych, co z pewnością wpłynęło negatywnie na postrzeganie Polski jako kraju wiarygodnego, przewidywalnego i godnego zaufania. Wielu ekonomistów uważa jednak, że sytuacja ta ulega stopniowej poprawie, o czym świadczą wyniki gospodarcze Polski, także w zakresie napływu kapitału zagranicznego w okresie do początku obecnego kryzysu finansowego.

Inne bariery często wymieniane przez zagranicznych inwestorów to biurokracja, stosunkowo duże ryzyko czy brak specjalistycznej infrastruktury, w tym infrastruktury komunikacyjnej. Część inwestorów zagranicznych zwraca też uwagę na problemy związane z trudnymi negocjacjami ze związkami zawodowymi nad ustaleniem dopuszczalnych z punktu widzenia obu stron warunków zatrudnienia.

Znaczenie bezpośrednich inwestycji zagranicznych dla gospodarki kraju goszczącego jest już od lat tematem wielu prac i analiz. Autorzy tych prac wskazują na zalety napływu kapitału zagranicznego na bezpośrednie inwestycje zagraniczne w porównaniu do napływu kapitału portfelowego. Ten ostatni ma najczęściej charakter spekulacyjny i krótkotrwały. Bezpośrednie inwestycje zagraniczne mają przeważnie znacznie dłuższą perspektywę czasową. Inwestycje tego rodzaju wywierają silny wpływ na wzrost gospodarczy kraju, pozwalają na zwiększanie poziomu konkurencyjności gospodarki. Bezpośrednie inwestycje zagraniczne wiążą się oczywiście z tworzeniem nowych miejsc pracy, często za ich pośrednictwem dochodzi także do reaktywacji i modernizacji nieefektywnych dotąd zakładów. Warto pamiętać, że dzięki napływowi zagranicznych inwestycji zazwyczaj poprawie ulega poziom płac i motywacji pracowników, co rzutuje na podnoszenie ich kwalifikacji i zaangażowania. Niezwykle ważną korzyścią płynącą z przyjmowania inwestycji zagranicznych jest adaptacja nowych technologii, nowoczesnych metod produkcji i sposobów zarządzania. Zdaniem wielu ekonomistów (por. np. [27], [32]) możliwość restrukturyzacji gospodarki, edukacja i rozwój nowych technologii (szczególnie telekomunikacyjnych i informatycznych) są najważniejszymi zaletami napływu kapitału międzynarodowego na teren Polski.

Celem niniejszej pracy jest przedstawienie studiów literaturowych oraz różnorodnych metod statystycznych, jak również wcześniejszych wyników dotyczących związków dynamicznych pomiędzy inwestycjami zagranicznymi a czynnikami ekonomicznymi. Chcemy uzasadnić potrzebę badania relacji przyczynowych dotyczących polskiej gospodarki. W następnym punkcie omówione zostaną najważniejsze wyniki opublikowane w literaturze przedmiotu. W kolejnym punkcie zostanie omówiona metodologia badania przyczynowości, szczególnie mniej znanej przyczynowości nieliniowej.

2. Przegląd literatury

W tej części niniejszego artykułu przedstawione zostaną podstawowe informacje dotyczące zagadnień związanych z testowaniem przyczynowości w sensie Grangera, jak również wcześniejsze wyniki dotyczące wzajemnego oddziaływania bezpośrednich inwestycji zagranicznych na wzrost gospodarczy i fundamentalne czynniki makroekonomiczne wybranych gospodarek.

W ostatnich latach problematyka nieliniowych testów przyczynowości była wielokrotnie poruszana w literaturze ekonometrycznej (por. [1], [3], [18], [26]). Jednym z najpoważniejszych i najczęściej sygnalizowanych problemów związanych z tradycyjnymi liniowymi testami przyczynowości jest ich niska skuteczność w wykrywaniu oddziaływań o nieliniowym charakterze. Zastosowanie metod nieliniowych często skutkuje znaczącą poprawą własności testu i pozwala uniknąć wykazywania pozornych zależności.

Punktem zwrotnym w badaniach nad nieliniowymi testami przyczynowości były nieparametryczne metody statystyczne opracowane przez E. Baeka i W. Brocka [4]. W celu wyznaczenia prawdopodobieństwa na podstawie pomiaru odległości między punktami w wielowymiarowej przestrzeni autorzy postulowali wykorzystanie całki korelacyjnej.

Kolejne modyfikacje wspomnianej metody były tylko kwestią czasu. Podejście, które zaprezentowali C. Hiemstra i J. D. Jones [17] poprawiło własności testu w zakresie małych próbek i pozwoliło na uchylenie założenia o niezależności i identycznych rozkładach dla testowanych szeregów czasowych.

Dalsze modyfikacje zostały przedstawione w serii prac C. Diksa i V. Panchenki (por. [9], [10]). Dużym osiągnięciem autorów jest wykrycie faktu, że w ogólnym przypadku hipoteza zerowa w teście HJ (teście Hiemstry-Jonesa) nie jest równoważna testowaniu przyczynowości w sensie Grangera. Dzięki odpowiedniemu podejściu wspomniany problem został jednak rozwiązany. Autorzy udzielili też kilku praktycznych rad odnośnie do metodologii przeprowadzania ich testu (wybór parametru ε w zależności od liczebności próbki). Metodologia testowania przyczynowości liniowej i nieliniowej zostanie szczegółowo omówiona w podrozdziale 3.

Problem wzajemnego dynamicznego oddziaływania bezpośrednich inwestycji zagranicznych na wzrost gospodarczy kraju przyjmującego te inwestycje, a także oddziaływania na inne czynniki ekonomiczne jest od pewnego czasu przedmiotem różnych badań. Duża część tych badań była skupiona właśnie na analizie gospodarek krajów rozwijających się (por. [2]), w tym głównie tzw. *emerging*

¹ Autorzy tej pracy popełnili bardzo poważny błąd metodologiczny (wybrali niewłaściwy zbiór krytyczny), co doprowadziło do serii fałszywych wyników i wniosków.

markets (rynkę wschodzące), do których zalicza się też Polska ([27], [29], [32], [19], [20]). Pozytywny wpływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych na sytuację ekonomiczną Indii został przedstawiony w pracy K. Marwaha i L. R. Kleina [24]. Podobne wyniki zostały udokumentowane dla Chin ([21], [23]), Singapuru [22] czy Meksyku [30]. Należy jednak zaznaczyć, że pewna część badań dostarczyła wyników świadczących o obojętnym lub negatywnym wpływie lokalizacji bezpośrednich inwestycji zagranicznych na terytorium danego kraju. Wystarczy wymienić prace B. Aitkena i A. Harrisona [2], J. Koningsa [19], czy wreszcie D. Castellaniego i A. Zanfei [6] i [7]. Teoretyczne wyjaśnienie takiej, można by rzec paradoksalnej, sytuacji, można znaleźć w pracy H. Gorga i D. Greenwaya [12]. Autorzy podają trzy główne przyczyny powodujące brak występowania prostego pozytywnego oddziaływania bezpośrednich inwestycji zagranicznych na sytuację gospodarczą kraju. Zwracają uwagę na możliwość występowania opóźnienia w wykrywaniu pozytywnego wpływu przez krótkoterminowe analizy, możliwość celowego ukrywania (przed konkurencyjnymi lokalnymi podmiotami) korzyści przez międzynarodowe koncerny oraz możliwość występowania pozytywnego wpływu tylko w wybranych gałęziach działalności (co jednak nie zmienia ogólnej negatywnej oceny). Ich poglądy w świetle najnowszych doświadczeń krajów takich jak Polska w okresie światowego kryzysu finansowego, który rozpoczął się w roku 2008, nie wydają się bezpodstawne. Silne uzależnienie Polski, a szczególnie krajów bałtyckich od bezpośrednich inwestycji zagranicznych dało się tym krajom boleśnie we znaki w okresie kryzysu.

Jak podał NBP w komunikacie z dnia 11.09.2009 w ujęciu 12-miesięcznym (VIII 2008 – VII 2009) napływ BIZ wyniósł 4532 mln euro, zaś w analogicznym okresie (VIII 2007 – VII 2008) wyniósł 15 889 mln euro. Spadek bezpośrednich inwestycji zagranicznych w tych krajach, i to znacznie silniejszy niż spadek, który można zaobserwować w przypadku inwestycji podmiotów krajowych, doprowadził do wielu negatywnych skutków, takich jak osłabienie walut krajowych czy wzrost bezrobocia. Można więc dojść do konkluzji, że nadmierne uzależnienie danego kraju od zagranicy (także w zakresie bezpośrednich inwestycji) może, zwłaszcza w okresie kryzysowym, przynosić negatywne efekty lub stwarzać poważne zagrożenia.

Związki przyczynowe pomiędzy bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi a różnymi czynnikami ekonomicznymi zajmują w fachowej literaturze i publicystyce coraz istotniejszą pozycję. M. Dritsaki i inni [11] przedstawiają związki pomiędzy bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi, wzrostem gospodarczym a wielkością eksportu w przypadku Grecji. W wyniku przeprowadzonych testów autorzy doszli do wniosku, że znajomość przeszłych wartości bezpośrednich inwestycji zagranicznych wpływa na poprawę prognozy obecnej i przyszłej wartości eksportu. Prace, które przygotowali H. P. Lankes i A. J. Venebles [20], a także

K. Meyer [25], pozwalają z kolei stwierdzić, że do głównych czynników determinujących tak wielkość, jak i rozlokowanie bezpośrednich inwestycji zagranicznych na terenie kraju należą: sytuacja polityczna, dynamika procesu prywatyzacji oraz właśnie podstawowe czynniki makroekonomiczne.

Badanie wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na kondycję gospodarki często bywa zawężone do określonych, strategicznie istotnych sektorów. F. Sekmen [31] podaje dynamiczne związki między PKB, dynamiką zmian kursu narodowej waluty a bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi wyłącznie w sektorze turystyki w Turcji.

Warto pamiętać, że omawiane kwestie nie dotyczą tylko krajów o wschodzących gospodarkach czy krajów rozwijających się. W tym miejscu należy wspomnieć liczne i obszerne opracowania oraz raporty dotyczące największych i najsilniejszych gospodarek świata. Przykładowo C. Buch i inni [5] podają najistotniejsze czynniki wpływające na rodzaj i wielkość bezpośrednich inwestycji zagranicznych na przykładzie gospodarki niemieckiej.

Na zakończenie tej części pracy po raz kolejny należy zwrócić uwagę na fakt, iż zdecydowana większość dotychczasowych badań dotyczących przyczynowości w kontekście bezpośrednich inwestycji zagranicznych i wzrostu gospodarczego była oparta na tradycyjnych liniowych testach. W niniejszej pracy wykorzystano dodatkowo bardziej zaawansowane narzędzia, a mianowicie testy nieliniowe, co pozwoliło na sformułowanie szeregu istotnych wniosków.

3. Metodologia testów przyczynowości

Badanie tak liniowej, jak i nieliniowej przyczynowości w sensie Grangera jest przeprowadzane w ramach specyfikacji i estymacji odpowiednich modeli wektorowej autoregresji (z ang. *Vector Autoregression*, w skrócie VAR). Nasze dalsze rozważania rozpoczniemy jednak od niezbędnej definicji.

W niniejszej pracy koncentrujemy się na przyczynowości w sensie Grangera. Niech $\{X_t\}$ oraz $\{Y_t\}$ będą dwoma jednowymiarowymi, stacjonarnymi i ergodycznymi szeregami czasowymi. Dalej symbolem $F(X_t|I_{t-1})$ oznaczmy warunkową dystrybuantę zmiennej X_t opisaną za pomocą zbioru informacyjnego I_{t-1} . Zbiór ten składa się z kolejnych opóźnień wektora X_t aż do opóźnienia rzędu L_X ($X_{t-L_X}^{L_X} := (X_{t-L_X}, X_{t-L_X+1}, \dots, X_{t-1})$) oraz kolejnych opóźnień wektora Y_t aż do opóźnienia rzędu L_Y ($Y_{t-L_Y}^{L_Y} := (Y_{t-L_Y}, Y_{t-L_Y+1}, \dots, Y_{t-1})$). Jak zostało to sformułowane przez C. W. J. Grangera [13], mając dane maksymalne opóźnienia L_X i L_Y , powiemy, że szereg czasowy $\{Y_t\}$ nie jest przyczyną w ścisłym sensie dla szeregu czasowego $\{X_t\}$, jeśli:

$$F(X_t|I_{t-1}) = F(X_t|I_{t-1}), \text{ dla } t = 1, 2, \dots, \quad (1)$$

gdzie:

I_{t-1} – zbiór informacyjny zawierający wyłącznie opóźnione wartości szeregu X_t (tzn. bez opóźnień szeregu $\{Y_t\}$).

Ujmując podaną definicję w innych słowach, można powiedzieć, że wiedza o przeszłych wartościach szeregu $\{Y_t\}$ usprawnia predykcję obecnej i przyszłych wartości szeregu czasowego $\{X_t\}$, jeśli równość (1) nie zachodzi. W tej sytuacji mówimy, że szereg $\{Y_t\}$ jest przyczyną w sensie Grangera dla szeregu czasowego $\{X_t\}$.

Niezwykle istotną kwestią związaną z poprawnym przeprowadzaniem testów liniowej przyczynowości w sensie Grangera w modelach VAR jest troska o operowanie na stacjonarnych szeregach czasowych. Badanie liniowej przyczynowości dla niestacjonarnych szeregów czasowych może prowadzić do fałszywych wniosków. Problem ten został udokumentowany przez C. W. J. Grangera na podstawie serii stosownych symulacji [14]. Teoretyczne uzasadnienie pozornych zależności pojawiających się przy badaniu przyczynowości dla niestacjonarnych szeregów czasowych zostało przedstawione przez C. P. Phillipsa [28]. Wspomniane problemy nakładają na badacza obowiązek dokładnego przeprowadzenia testów stacjonarności dla wszystkich rozważanych szeregów, a w przypadku stwierdzenia niestacjonarności również ustalenia stopnia zintegrowania danego szeregu.

Testowanie stacjonarności szeregów czasowych można oprzeć na rozszerzonym teście pierwiastka jednostkowego Dickeya–Fullera (z ang. *Augmented Dickey-Fuller*, w skrócie ADF). Test ten oparty jest na szacowaniu parametrów poniższej zależności

$$\Delta z_t = a + bz_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie:

- $\{z_t\}$ – analizowany szereg czasowy,
- k – maksymalny rząd opóźnienia,
- Δ – operator różnicowania,
- $\{\varepsilon_t\}$ – szereg reszt regresji.

Hipoteza zerowa (odnosząca się do niestacjonarności) mówi o sytuacji, w której $b = 0$, zaś jednostronna alternatywa jest opisana zależnością $b < 0$. Wartości krytyczne dla omawianego testu pochodzą z tablic W. Charemzy i D. Deadmana [8]. W celu ustalenia poprawnego rzędu opóźnienia można wykorzystać kryteria informacyjne takie jak AIC czy BIC.

Jak zostało to przedstawione przez C. W. J. Grangera, w przypadku rozważania szeregów niestacjonarnych zintegrowanych w tym samym stopniu, przeprowadzanie analizy przyczynowości poprzez budowę standardowego modelu VAR (oczy-

wiecie ze względu na stacjonarność rozważaną dla odpowiednio zróżnicowanych zmiennych) może prowadzić do pozornych wniosków. Sytuacja taka ma miejsce w przypadku występowania zjawiska kointegracji. W takiej sytuacji standardowy model VAR należy uzupełnić o odpowiedni mechanizm korekty błędem, budując wektorowy autoregresyjny model korekty błędem (z ang. *Vector Error Correction Model*, w skrócie VECM; [15], [16]).

Tak jak zostało to już powiedziane w przypadku analizy dwóch stacjonarnych szeregów czasowych lub szeregów niestacjonarnych, które nie są skointegrowane odpowiednim narzędziem do badania liniowej przyczynowości w sensie Grangera jest model VAR. Model ten można w przypadku dwóch szeregów czasowych przedstawić w postaci:

$$\begin{cases} y_t = \mu_y + \sum_{j=1}^k \alpha_{0,j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{0,j} x_{t-j} + \varepsilon_t \\ x_t = \mu_x + \sum_{j=1}^k \alpha_{1,j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{1,j} y_{t-j} + \varepsilon_t' \end{cases} \quad (3)$$

gdzie:

$\{x_t\}$, $\{y_t\}$ – ergodyczne i stacjonarne szeregi czasowe (tak się zakłada, aby uniknąć pozornych zależności).

W przypadku każdego rozważanego modelu VAR należy ustalić rząd opóźnienia, wykorzystując kryteria informacyjne takie, jak AIC czy BIC. Estymację parametrów danego modelu VAR można przeprowadzić za pomocą metody najmniejszych kwadratów.

W celu przeprowadzenia testów liniowej przyczynowości w sensie Grangera można zastosować prosty test F . Jeśli hipoteza zerowa mówiąca, że $\beta_{0,j} = 0$ ($\beta_{1,j} = 0$) dla $j = 1, \dots, k$ zostanie odrzucona na pewnym poziomie istotności, wtedy można powiedzieć, że X jest liniową przyczyną w sensie Grangera dla Y (Y jest liniową przyczyną w sensie Grangera dla X). Statystyka F jest obliczana zgodnie z poniższym wzorem:

$$F = \frac{SSE_0 - SSE}{SSE} \cdot \frac{N - 2k - 1}{k} \quad (4)$$

gdzie:

SSE_0 – suma kwadratów reszt dla modelu z nałożonymi restrykcjami ($\beta_{0,1} = \beta_{0,2} = \dots = \beta_{0,k} = 0$),
 SSE – suma kwadratów reszt dla modelu bez żadnych restrykcji,
 N – liczba obserwacji.

Statystyka (4) ma przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej rozkład F posiadający k , $N - 2k - 1$ stopni swobody.

W przypadku stwierdzenia występowania zjawiska kointegracji do analizy liniowej przyczynowości w sensie Grangera stosujemy odpowiednie modele VECM. Pierwszym krokiem jest oczywiście ustalenie liczby wektorów kointegrujących. W przypadku rozważania procesu dwuwymiarowego (analiza dwóch niestacjonarnych szeregów czasowych zintegrowanych w tym samym stopniu) liczba ta może wynosić zero (brak kointegracji) lub jeden (jeden wektor kointegrujący). W celu zbadania zjawiska kointegracji dla każdej rozważanej pary zmiennych należy przeprowadzić stosowny test, np. test śladu Johansena. Test ten wymaga poprawnego ustalenia rzędu opóźnienia (w przeciwnym wypadku możliwe są nieprawidłowe wskazania). Do wyznaczania optymalnego rzędu opóźnienia można wykorzystać kryteria informacyjne takie jak AIC, BIC czy FPE.

W tym miejscu warto jeszcze nadmienić, iż każdy model VECM posiada swoją reprezentację w formie modelu VAR. W związku z tym testowanie liniowej przyczynowości w sensie Grangera dla modeli VECM może odbywać się w podobny sposób, jak zostało to opisane wcześniej. Poprawna specyfikacja modelu VECM wymaga ustalenia optymalnego rzędu opóźnienia. Do tego celu można ponownie wykorzystać wspomniane wyżej kryteria informacyjne.

Poniżej przedstawiono krótki zarys metodologii nieliniowych testów służących badaniu przyczynowości w sensie Grangera. W tym miejscu należy ponownie podkreślić, że zastosowanie metod nieliniowych często skutkuje poprawą własności testu i pozwala uniknąć wykazywania fałszywych zależności.

Rozważmy sytuację, w której badamy, czy szereg $\{X_t\}$ jest przyczyną w sensie Grangera dla szeregu $\{Y_t\}$ (oczywiście łatwo przeprowadzić analogiczne rozumowanie dla przeciwnego kierunku przyczynowości). Do naszych celów zdefiniujemy dla $t = 1, 2, \dots, L_X + L_Y + 1$ -wymiarowy wektor W_t wzorem $W_t = \begin{pmatrix} X_{t-L_X}^{L_X}, Y_{t-L_Y}^{L_Y}, Y_t \end{pmatrix}$. Hipoteza zerowa mówiąca, że $\{X_t\}$ nie jest przyczyną w sensie Grangera dla $\{Y_t\}$ może być zapisana poniższą formułą:

$$\begin{aligned} f_{X,Y,Z}(x,y,z) &= f_{X,Z}(x,z)f_{Z|X,Y}(z|x,y) = \\ &= f_{X,Z}(x,z)f_{Z|Y}(z|y) \end{aligned} \quad (5)$$

gdzie:

$f_X(z)$ – wartość funkcji gęstości wektora X w punkcie z ,
 (X, Y, Z) – wektor o składowych $X = X_{t-L_X}^{L_X}$, $Y = Y_{t-L_Y}^{L_Y}$, $Z = Y_t$ dla $t = 1, 2, \dots$

Ostatnia równość może być także przedstawiona w wygodniejszych postaciach:

$$\frac{f_{X,Y,Z}(x,y,z)}{f_{X,Y}(x,y)} = \frac{f_{Y,Z}(y,z)}{f_Y(y)} \quad (6)$$

oraz

$$\frac{f_{X,Y,Z}(x,y,z)}{f_Y(y)} = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \frac{f_{Y,Z}(y,z)}{f_Y(y)} \quad (7)$$

Dalej dla wielowymiarowego wektora losowego W i liczby $\varepsilon > 0$ zdefiniujemy całkę korelacyjną $C_W(\varepsilon)$ za pomocą poniższego wyrażenia:

$$C_W(\varepsilon) = P[\|W_1 - W_2\| \leq \varepsilon] = \iint I(\|s_1 - s_2\| \leq \varepsilon) f_W(s_1) f_W(s_2) ds_2 ds_1 \quad (8)$$

gdzie:

- W_1, W_2 – dwa niezależne wektory losowe o dystrybuantach leżących w klasie równoważności dystrybuanty wektora W ,
- I – funkcja wskaźnika (przyjmująca wartość 1, jeśli warunek w nawiasie zachodzi, w przeciwnym razie przyjmująca wartość zero),
- $\|\cdot\|$ – norma supremum: $\|x\| = \sup\{x_i : i = 1, \dots, d_W\}$ (d_W jest wymiarem przestrzeni W).

C. Hiemstra i J. D. Jones [17] stwierdzili (nie podając dowodu!), że testowanie nieliniowej przyczynowości w sensie Grangera implikuje dla dowolnego $\varepsilon > 0$

$$\frac{C_{X,Y,Z}(\varepsilon)}{C_{X,Y}(\varepsilon)} = \frac{C_{Y,Z}(\varepsilon)}{C_Y(\varepsilon)} \quad (9)$$

lub równoważnie:

$$\frac{C_{X,Y,Z}(\varepsilon)}{C_Y(\varepsilon)} = \frac{C_{X,Y}(\varepsilon)}{C_Y(\varepsilon)} \frac{C_{Y,Z}(\varepsilon)}{C_Y(\varepsilon)}. \quad (10)$$

Wspomniani autorzy przedstawiają dalej sposób obliczania estymatora całki korelacyjnej oraz jako test przyczynowości postulują sprawdzanie czy w powyższych równościach lewe strony różnią się statystycznie istotnie od prawych czy też nie. Jako estymator całki korelacyjnej zaproponowali oni użycie poniższej formuły:

$$C_{W,n}(\varepsilon) = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i < j} I_{ij}^W, \quad (11)$$

gdzie:

$$I_{ij}^W - \text{wskaźnik warunkowej odległości: } I_{ij}^W = I(\|W_i - W_j\| < \varepsilon).$$

Jak pokazali C. Diks i V. Panchenko [9], testowanie zależności (9) czy (10) ogólnie nie musi być jednak równoważne testowaniu przyczynowości w sensie Grangera. Podają oni szczegółowe warunki, przy których test HJ jest przydatnym narzędziem w badaniu przyczynowości. Szczegółowe informacje na ten temat można znaleźć w pracy C. Diksa i V. Panchenko [10].

Jak już wcześniej zaznaczono V. Panchenko i C. Diks zaproponowali modyfikację testu C. Hiemstry i J. D. Jonesa. Wykorzystując pewne własności wartości oczekiwanej i funkcji gęstości, udało się im skutecznie ominąć problem testowania niewłaściwie wyspecyfikowanej hipotezy. Autorzy sformułowali również asymptotyczną teorię dla dystrybuanty statystyki zmodyfikowanego testu. Podali także kilka wskazówek dotyczących optymalnego wyboru parametru ε w zależności od liczebności próbki. Wskazówki te pozwalają uniknąć często występującego problemu obciążenia nieliniowych testów przyczynowości w przypadku dużej liczby obserwacji.

W celu przeprowadzenia testu nieliniowej przyczynowości w sensie Grangera dla dwóch szeregów czasowych wykorzystuje się test V. Panchenki i C. Diksa dla szeregów reszt z odpowiedniego modelu VAR (lub VECM). Warto pamiętać, że szeregi reszt zawierają wyłącznie nieliniowe zależności przyczynowe (liniowe oddziaływanie jest bowiem badane za pomocą analizy modeli VAR lub przedstawień modeli VECM w formie modeli VAR). W ostatnim etapie przed przeprowadzeniem nieliniowego testu oba szeregi należy zestandaryzować, dzięki czemu możliwe jest ich przedstawienie we wspólnej skali.

4. Wnioski końcowe

Z przeprowadzonej analizy literatury dotyczącej zagranicznych inwestycji bezpośrednich wynika, że mają one duże znaczenie dla krajów je przyjmujących, szczególnie gdy są nimi kraje słabiej rozwinięte, transformujące swoje gospodarki, jak np. Polska. Ze względu na wagę tego rodzaju inwestycji powstaje pytanie, od jakich wskaźników makroekonomicznych zależą BIZ i na jakie wskaźniki mają one wpływ.

Z naszych dotychczasowych rozważań opartych na literaturze przedmiotu dotyczącej zarówno BIZ, jak i zastosowań liniowych i nieliniowych testów badania przyczynowości wynika, że w celu zbadania wzajemnych zależności pomiędzy wielkością bezpośrednich inwestycji zagranicznych w Polsce z jednej strony, a wielkością realnego wzrostu PKB w Polsce, wielkością eksportu, procentowym udziałem otwartości gospodarki w PKB (procentowy stosunek sumy importu i eksportu do całości PKB), kursami walut, szeregami czasowymi bezrobocia, inflacji oraz (referencyjnymi) stopami procentowymi z drugiej strony, jedną z możliwych metodologii jest metodologia przyczynowości rozwinięta przez C. W. J. Grangera, a szczególnie rozwinięte i ulepszone w ostatnich latach przez C. Diksa i V. Panchenkę testy na występowanie zależności nieliniowych. Temu praktycznemu badaniu jest poświęcony drugi artykuł.

Literatura

- [1] Abhyankar A., *Linear and non-linear Granger causality: Evidence from the U.K. stock index futures market*, „Journal of Futures Markets” 1998, vol. 18, s. 519–540.
- [2] Aitken B., Harrison A., *Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela*, „American Economic Review” 1999, vol. 89, s. 605–618.
- [3] Asimakopoulou I., Ayling D., Mahmood W. M., *Non-linear Granger causality in the currency futures returns*, „Economics Letters” 2000, vol. 68, s. 25–30.
- [4] Baek E., Brock W., *A general test for Granger causality: Bivariate model. Technical Report*, Iowa State University and University of Wisconsin, Madison 1992.
- [5] Buch C., Kleinert J., Toubal F., *Determinants of German FDI: New Evidence from Micro-Data*, Discussion paper 09/2003 Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank.
- [6] Castellani D., Zanfei A., *Multinational Companies and Productivity Spillovers: Is there a Specification Error?* (2002, Mimeo, Urbino: University of Urbino).
- [7] Castellani D., Zanfei A., *Technology Gaps, Absorptive Capacity and the Impact of Inward Investments on Productivity of European Firms* (2002, Mimeo, Urbino: University of Urbino).
- [8] Charemza W., Deadman D., *New directions in econometric practice*, 2nd ed., Edward Elgar, Cheltenham 1999.
- [9] Diks C., Panchenko V., *A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing*, „Journal of Economic Dynamics and Control” 2006, vol. 30(9-10), s. 1647–1669.
- [10] Diks C., Panchenko V., *A note on the Hiemstra-Jones test for Granger non-causality*, „Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics” 2005, vol. 9, No. 2.
- [11] Dritsaki M., Dritsaki C., Adamopoulos A., *A Causal Relationship between Trade, Foreign Direct Investment and Economic Growth for Greece*, „American Journal of Applied Sciences” 2004, vol. 3, s. 230–235.
- [12] Gorg H., Greenaway D., *Much Ado about Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment?*, „World Bank Research Observer” 2004, vol. 19, s. 171–197.
- [13] Granger C. W. J., *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods*, „Econometrica” 1969, vol. 37, s. 424–438.
- [14] Granger C. W. J., Newbold P., *Spurious regression in econometrics*, „Journal of Econometrics” 1974, vol. 2, s. 111–120.
- [15] Granger C. W. J., *Some properties of time series data and their use in econometric model specification*, „Journal of Econometrics” 1981, vol. 16, s. 121–130.

- [16] Granger C. W. J., *Some recent developments in the concept of causality*, „Journal of Econometrics” 1988, vol. 39, s. 199–211.
- [17] Hiemstra C., Jones J.D., *Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation*, „Journal of Finance” 1994, vol. 49, No. 5, s. 1639–1664.
- [18] Hristu-Varsakelis D., Kyrtosu C., *Evidence for Nonlinear Asymmetric Causality in US Inflation, Metal, and Stock Returns*, 2008, Hindawi Publishing Corporation Discrete Dynamics in Nature and Society Volume 2008.
- [19] Konings J., *The Effects of Foreign Direct Investment on Domestic Firms: Evidence from Firm Level Panel Data in Emerging Economies*, „Economics of Transition” 2009, vol. 9, s. 619–633.
- [20] Lankes H. P., Venables A. J., *Foreign Direct Investment in Economic Transition: The Changing Pattern of Investments*, „Economics of Transition” 1996, vol. 4, No. 2, s. 331–347.
- [21] Li H., Liu Z., Rebelo I., *Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: Evidence from Chinese Provinces*, „Economics of Planning” 1998, vol. 31, 2/3, s. 117–132.
- [22] Lim L. K., McAleer M., *Economic Growth and Technological Catching Up by Singapore to the USA*, „Mathematics and Computers in Simulation” 2002, vol. 59, 1–3, s. 133–141.
- [23] Liu Z., *Foreign Direct Investment and Technology Spillover: Evidence from China*, „Journal of Comparative Economics” 2002, vol. 30, 3, s. 579–602.
- [24] Marwah K., Klein L. R., *Economic Growth and Productivity Gains from Capital Inflow: Some Evidence for India*, „Journal of Quantitative Economics” 1998, vol. 14, 1, s. 81–108.
- [25] Meyer K., *Direct Foreign Investment in Eastern Europe: The Role of Labor Costs*, „Comparative Economic Studies” 1995, vol. 37, No. 4, s. 69–88.
- [26] Osińska M., Orzeszko W., *Analiza przyczynowości w zakresie zależności nieliniowych. Implikacje finansowe*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2007, nr 6, s. 151–165.
- [27] Pakulska T., Poniatowska-Jaksch M., *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w Europie Środkowo-Wschodniej: koncentracja kapitału zagranicznego w Polsce*, SGH, Warszawa 2004, s. 31.
- [28] Phillips C.P., *Understanding the spurious regression in econometrics*, „Journal of Econometrics” 1986, vol. 33, s. 311–340.
- [29] Przybylska K., *Determinanty zagranicznych inwestycji bezpośrednich w teorii ekonomicznej. Empiryczna weryfikacja czynników lokalizacji zagranicznych inwestycji bezpośrednich w Czechach, Polsce i na Węgrzech*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2001, s. 97.

- [30] Ramirez M.D., *Foreign Direct Investment in Mexico: A Cointegration Analysis*, „Journal of Development Studies” 2000, vol. 37, 1, s. 138–162.
- [31] Sekmen F., *Cointegration and Causality among Foreign Direct Investment in Tourism Sector, GDP, and Exchange Rate Volatility in Turkey*, 2007, MPRA paper no. 8736.
- [32] Starzyk K., *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne a handel zagraniczny Polski*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 1997, s. 2–6.