

Małgorzata Borzyszkowska

Wyższa Szkoła Bankowa w Gdańsku

Test HEGY dla wybranych zmiennych makroekonomicznych gospodarki Polski w latach 1996-2009

Streszczenie. Artykuł stanowi kontynuację podjętych wcześniej badań i zawiera wyniki badania testem HEGY¹ wybranych zmiennych makroekonomicznych gospodarki Polski w latach 1996-2009. Zmienne te w końcowym etapie posłużą jako potencjalne zmienne do budowy modeli popytu na pieniądz dla gospodarki Polski. Celem pracy jest określenie, czy analizowane szeregi danych kwartalnych zawierają sezonowe pierwiastki jednostkowe o częstościach innych niż zerowa (czyli półroczne bądź roczne). W wyniku wcześniejszych prac² ustalono, że badane szeregi są niestacjonarne, zintegrowane rzędu pierwszego (wykonano kilka testów na obecność pierwiastka jednostkowego). Obecna analiza wykazała, że wszystkie badane szeregi nie zawierają pierwiastków o częstości kwartalnej, natomiast pierwiastek o częstości półrocznej zawiera jedynie szereg LDBR (opis oznaczeń szeregów znajduje się w podpunkcie 1.3). Dla uzupełnienia niniejszych wyników, w kolejnym etapie badania należy przeprowadzić analizę kointegracji.

Słowa kluczowe: test HEGY, integracja sezonowa, popyt, pieniądz

¹ Nazwa testu pochodzi od nazwisk jego twórców (S. Hylleberg, R.F. Engle, C.W.J. Granger, B.S. Yoo, *Seasonal integration and cointegration*, „Journal of Econometrics” 1990, Vol. 44, nr 1-2, s. 215-238). Test pozwala na jednoczesną weryfikację występowania zarówno pierwiastków sezonowych o różnej częstości, jak i pierwiastków niesezonowych.

² Zob. M. Borzyszkowska (a), *Analiza integracji wybranych zmiennych makroekonomicznych gospodarki Polski w latach 1996-2009*, „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej

Wstęp

Problem niestacjonarności szeregów makroekonomicznych (przyjmowanych jako potencjalne zmienne wchodzące w skład budowanego modelu ekonometrycznego) wymusza przeprowadzenie analizy ich struktury stochastycznej. W dziedzinie ekonometrii analiza ta jest uznawana za jedno z największych osiągnięć ostatnich dwudziestu lat XX w.³ Jednym z etapów tej analizy, traktowanej już jako niezbędna składowa badań ekonomicznych, jest badanie rzędu integracji (zarówno dla częstości zerowej, jak i częstości adekwatnych dla danych kwartalnych wykorzystanych w badaniu) danego szeregu makroekonomicznego. Analizę integracji przeprowadza się w celu uniknięcia ryzyka powstawania tak zwanych regresji pozornych⁴ pomiędzy analizowanymi zmiennymi (w budowanych modelach ekonometrycznych). Przeprowadzenie analizy wesprze dodatkowo wskazanie dalszych kroków badania oraz ewentualnych metod estymacji założonych postaci modeli odpowiednich do danego zagadnienia. Do analizy wykorzystane zostały dane o częstotliwości kwartalnej. Zasadniczym celem niniejszego artykułu⁵ jest weryfikacja występowania jednostkowych pierwiastków sezonowych o częstości półrocznej i kwartalnej⁶ dla wybranych szeregów makroekonomicznych gospodarki Polski w latach 1996-2009 (analizowane szeregi mają posłużyć do budowy modeli popytu na pieniądz). Celem dodatkowym jest uzyskanie odpowiedzi na pytanie, czy oczyszczanie szeregu może wywierać wpływ na zmianę wyników wnioskowania. Opierając się na wynikach z prac poprzednich przyjęto, że rząd integracji badanych zmiennych jest równy jedności. Ważne jest także określenie, czy na tym etapie zmienne te można wykorzystać do budowy wspomnianych modeli oraz jakie należy podjąć kroki w kolejnych etapach analizy?

we Wrocławiu” 2010, nr 18, s. 81-97; M. Borzyszkowska (b), *Wykorzystanie testu Dickeya-Fullera do wybranych zmiennych determinujących popyt na pieniądz w Polsce w latach 1996-2009*, rozdział 13 w: *Zarządzanie finansami wobec wyzwań XXI wieku*, red. J. Jaworski, Prace Naukowe WSB w Gdańsku 2010, t. 5, s. 187-204.

³ Zob. W.W. Charemza, D.F. Deadman, *New directions in Econometric Practice*, Edward Elgar, Second Edition 1997.

⁴ Szczególnie podatne na występowanie pozornych regresji są modele liniowe ze zmiennymi niestacjonarnymi, zob. K. Strzała, *Zastosowanie uogólnionych metod sterowania optymalnego do podejmowania decyzji gospodarczych*, Rozprawy i Monografie nr 1993, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, 1994; T. Kufel, *Nonsense correlations between time series – historia badań symulacyjnych dla procesów zintegrowanych*, „Przegląd Statystyczny” 2002, nr 48 (1), s. 63-71; M. Majsterek, *Zmienne zintegrowane w stopniu drugim w modelowaniu ekonometrycznym*, „Przegląd Statystyczny” 2003, nr 50 (2), s. 97-116.

⁵ Praca ta jest kontynuacją podjętych wcześniej badań i stanowi część pracy doktorskiej, która dotyczy modelowania popytu na pieniądz dla gospodarki Polski.

⁶ Wyniki analizy dla częstości zerowej przedstawione zostały we wcześniejszych pracach, zob. M. Borzyszkowska, wyd. cyt.

Analizę przeprowadzono na podstawie testu HEGY, który służy do badania występowania sezonowych pierwiastków jednostkowych dla częstości półrocznej i rocznej (dla częstości zerowej wyników nie uwzględniano, ponieważ zostały już wcześniej przedstawione).

Artykuł składa się z trzech części. Pierwsza obejmuje podstawowe definicje i określenia stosowane w pracy, opis teoretyczny testu wykorzystanego do wykonania obliczeń oraz charakterystykę danych używanych w badaniu. Druga część zawiera wyniki i ich szczegółowy opis, trzecia zaś stanowi podsumowanie.

1. Podstawy teoretyczne i charakterystyka danych

Budowę modelu ekonometrycznego należy poprzedzić badaniem tak zwanej struktury stochastycznej potencjalnych zmiennych wchodzących w jego skład. Dlatego w celu lepszego zrozumienia problemu, niniejsza część artykułu poświęcona jest przedstawieniu podstawowych definicji i pojęć związanych z tematem integracji szeregów czasowych, w szczególności integracji sezonowej oraz krótkiemu opisowi zmiennych, które poddane zostały badaniu.

1.1. Podstawowe definicje: proces stochastyczny, stacjonarność, stopień integracji

W literaturze przedmiotu⁷ przez proces stochastyczny rozumie się funkcję losową X_t naturalnego argumentu t . W świetle tej definicji szereg czasowy interpretowany jest jako skończony ciąg liczbowy $\{x_t\}$, będący wynikiem przeprowadzenia T obserwacji pewnego zjawiska ekonomicznego, które jest generowane przez proces stochastyczny X_t . Według definicji, proces stochastyczny określa się jako ściśle stacjonarny, wtedy gdy jego łączny rozkład prawdopodobieństwa nie jest zależny od przesunięcia w czasie⁸. Natomiast definicja stacjonarności w szerszym sensie określa, że proces stochastyczny nazywany jest stacjonarnym w szerszym sensie, gdy jego wartość oczekiwana $E(X_t)$ i wariancja $Var(X_t)$ są stałe w czasie, natomiast kowariancja $Cov(X_t, X_{t-j})$ zależy jedynie od odległości argumentów w czasie j . Jeżeli którykolwiek z wymienionych wyżej warunków

⁷ Zob. G.E.P. Box, G.M. Jenkins, *Analiza szeregów czasowych: Prognozowanie i sterowanie*, PWN, Warszawa 1983.

⁸ W praktyce definicja stacjonarności w ścisłym sensie jest niezbyt przydatna, dlatego też w badaniach empirycznych wykorzystuje się pojęcie stacjonarności w szerszym sensie.

nie zostanie spełniony, to proces stochastyczny określany jest jako niestacjonarny. Badanie integracji szeregu niestacjonarnego pozwala na ustalenie jego rzędu, który oznaczany jest za pomocą d . Stopień integracji szeregu niestacjonarnego definiuje się jako najmniejszą całkowitą liczbę przyrostów (lub różnic), dla której szereg staje się stacjonarny. Zatem szereg czasowy jest zintegrowany rzędu d , co zapisuje się jako $x_t \sim I(d)$, gdy po d -krotnym różnicowaniu może on zostać przedstawiony w postaci stacjonarnego i odwracalnego modelu ARMA⁹:

$$\phi(L)(1-L)^d x_t = \psi(L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie: d – stopień integracji wyrażony w liczbach całkowitych (np. 0, 1, 2); L – operator opóźnień taki, że $L(x_t) = x_{t-1}$; $\phi(L)$, $\psi(L)$ – wielomiany rzędu p i q współczynników rozkładu opóźnień autoregresyjnych oraz średniej ruchomej, których pierwiastki leżą na zewnątrz koła jednostkowego w przestrzeni liczb zespolonych; ε_t jest białym szumem, tj. procesem o średniej równej zero, skończonej i stałej wariancji oraz zerowej kowariancji.

W przypadku całkowitych wartości parametru d mamy do czynienia z modelami typu ARIMA (p, d, q), które szczegółowo omówione zostały przez Boxa i Jenkinsa¹⁰. Dla $d \geq 1$ szereg określa się jako niestacjonarny i niepowracający do średniej, dla którego efekty szoku są trwałe, persystentne¹¹.

1.2. Test HEGY

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele testów służących do badania stacjonarności szeregów czasowych, jednak pozwalają one jedynie na ustalenie pierwiastków jednostkowych dla częstości zerowej. W przypadku danych o wyższej częstotliwości, np. kwartalnej, istnieje możliwość występowania pierwiastków sezonowych o innych częstościach. Problemem tym zajęli się Hylleberg, Engel, Granger i Yoo¹², którzy zaproponowali odpowiedni test (później rozwinięty przez Fransesa i Hobijna¹³). W przypadku szeregów kwartalnych, klasyczna wersja testu opiera się na dekompozycji operatora różnicowania kwartalnego postaci:

$$1 - L^4 = (1 - L)(1 + L)(1 + L^2). \quad (2)$$

⁹ Zob. K. Strzała, wyd. cyt.

¹⁰ G.E.P. Box, G.M. Jenkins, wyd. cyt.

¹¹ Zob. M. Osińska, *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006, s. 77.

¹² S. Hylleberg, R.F. Engle, C.W.J. Granger, B.S. Yoo, wyd. cyt.

¹³ P.H. Franses, B. Hobijn, *Critical values for unit root tests in seasonal time series*, „Journal of Applied Statistics” 1997, Vol. 24, No. 1, s. 25-47.

Rozwiązaniem wielomianu (2) jest pierwiastek równy 1, który związany jest z częstością zerową i oznacza występowanie pierwiastka niesezonowego lub długookresowego, oraz pierwiastki równe -1 oraz $\pm i$, gdzie pierwiastek -1 związany jest z częstością półroczną (π), natomiast pierwiastki $\pm i$ związane są z częstością kwartalną ($\pi/2$). W celu zastosowania testu HEGY dla danych kwartalnych, należy (na podstawie badanej zmiennej) najpierw wyznaczyć cztery pomocnicze zmienne dane poniżej:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= (1+L)(1+L^2)y_t = y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3}, \\ y_{2t} &= -(1-L)(1+L^2)y_t = -(y_t - y_{t-1} + y_{t-2} - y_{t-3}), \\ y_{3t} &= (1-L^2)y_t = y_t - y_{t-2}, \\ y_{4t} &= (1-L^4)y_t = y_t - y_{t-4}. \end{aligned} \quad (3)$$

Przy założeniu, że badany szereg zawiera wszystkie pierwiastki jednostkowe, zmienna y_1 wykazuje jedynie pierwiastek niesezonowy. Analogicznie zmienna y_2 wykazuje jedynie pierwiastek półroczny, natomiast zmienna y_3 pierwiastek roczny. Ponadto zmienna y_4 jest zmienną stacjonarną dla każdej częstości, ponieważ uzyskana jest dzięki pełnemu różnicowaniu sezonowemu¹⁴.

Badanie integracji sezonowej odbywa się na podstawie następującej regresji pomocniczej:

$$y_{4t} = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i y_{4,t-i} + e_t, \quad (4)$$

$$e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2),$$

kóra stanowi podstawę do weryfikacji następującego zestawu trzech hipotez:

$$\begin{aligned} H_0^1 : \pi_1 &= 0 & H_1^1 : \pi_1 &< 0, \\ H_0^2 : \pi_2 &= 0 & H_1^2 : \pi_2 &< 0, \\ H_0^3 : \pi_3 &= \pi_4 = 0 & H_1^3 : \pi_3 &\neq 0 \vee \pi_4 \neq 0. \end{aligned} \quad (5)$$

Pierwsza z hipotez zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego niesezonowego (+1), druga – pierwiastka sezonowego o częstości półrocznej (-1) odpowiadającej dwóm cyklom na rok, natomiast trzecia hipoteza – pierwiastka sezonowego o częstości kwartalnej odpowiadającej jednemu cyklowi w roku. W przypadku danych kwartalnych na wyrażenie μ_t ¹⁵ w regresji (4) mogą składać się następujące elementy:

¹⁴ Zob. J. Kotłowski, *Kointegracja sezonowa pomiędzy cenami i pieniądzem w gospodarce polskiej w okresie transformacji*, „Przegląd Statystyczny” 2002, nr 49 (4), s. 95-117; J. Kotłowski, *Analiza związków długookresowych pomiędzy cenami i pieniądzem w gospodarce polskiej przy wykorzystaniu koncepcji kointegracji sezonowej* [praca doktorska], Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Analiz Ekonomicznych, Warszawa 2004.

¹⁵ Wyrażenie to pozwala na weryfikację występowania sezonowości o charakterze deterministycznym.

$$\mu_t = \alpha_0 + \beta_0 t + \gamma_1 Q_1 + \gamma_2 Q_2 + \gamma_3 Q_3, \quad (6)$$

gdzie: α – stała, t – trend, Q_i – zmienne sezonowe przyjmujące wartość 1 w i -tym kwartale, wartość -1 w kwartale czwartym i 0 w pozostałych kwartałach.

Szereg zintegrowany rzędu d dla częstości θ oznaczany jest $y_t \sim I_\theta(d)$ ¹⁶. Weryfikacja hipotez dla częstości zerowej oraz półrocznej opiera się na ilorazie typu t -Studenta, natomiast hipoteza o pierwiastku kwartalnym – na statystyce F , jednak statystyki te nie posiadają standardowych rozkładów. W związku z tym w celu sprawdzenia ich istotności, należy wykorzystać odpowiednie wartości krytyczne, podane w formie tablicowanej w artykułach Fransesa i Hobijna¹⁷ oraz autorów testu. Oprócz tego w pracy Harveya i Dijka¹⁸ opracowana została tzw. „powierzchnia odpowiedzi”, pozwalająca na wyznaczenie stosownych wartości statystyk testu HEGY dla dowolnej długości próby. Do sformułowania wniosków co do istotności komponentów deterministycznych można posłużyć się wynikami testów istotności t i F , wykorzystując standardowe wartości krytyczne¹⁹. Należy też podkreślić, że poprawność wyników uzyskiwanych na podstawie testu HEGY w dużym stopniu zależy od przyjęcia maksymalnego dopuszczalnego rzędu integracji badanej zmiennej (Kotłowski²⁰, da Silva Lopes²¹). Zaleca się, aby testowanie na podstawie HEGY poprzedzone zostało badaniem występowania pierwiastka długookresowego za pomocą klasycznych testów pierwiastka jednostkowego, na przykład testem ADF (augmented Dickey-Fuller²² test – rozszerzony test Dickey-Fullera)²³.

¹⁶ Zob. Hylleberg i in., wyd. cyt., s. 427; P.H. Franses, A.M.R. Taylor, *Determining the Order of Differencing in Seasonal Time Series Processes*, „Econometrics Journal Royal Economic Society” 2000, vol. 3(2), s. 250-264.

¹⁷ P.H. Franses, B. Hobijn, wyd. cyt.

¹⁸ D.I. Harvey, D. Dijk, *Sample Size, Lag Order and Critical Values of Seasonal Unit Root Tests*, [praca niepublikowana], „Loughborough University”, United Kingdom 2003.

¹⁹ Uzasadnienie takiego sposobu postępowania można znaleźć w pracach: G. Kuczyński, *Estymacja stopy równowagi bezrobocia w krajach Grupy Wyszehradzkiej* [praca doktorska], Uniwersytet Gdański, Sopot 2005; K. Strzała, M. Blangiewicz, *Podobieństwa i różnice struktury stochastycznej mikro- i makroekonomicznych wskaźników koniunktury gospodarczej Polski*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego” 2006, nr 3, s. 127-144.

²⁰ J. Kotłowski, *Analiza związków...*

²¹ A.C.B. da Silva Lopes, *The Order of Integration for Quarterly Macroeconomic Series: A Simple Testing Strategy*, „Empirical Economics” 2003, Vol. 28, nr 4, s. 783-794.

²² D.A. Dickey, W.A. Fuller, *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Econometrica” 1981, Vol. 49, No. 4, s. 1057-1072.

²³ Zob. E.M. Syczewska, *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*, „Bank i Kredyt” 2002, nr 3, s. 44-52; G. Kuczyński, wyd. cyt.; K. Strzała, M. Blangiewicz, wyd. cyt.

1.3. Opis zmiennych i charakterystyka danych

W szeroko pojmowanej literaturze ekonomicznej dotyczącej podstawowych teorii popytu na pieniądz, funkcja popytu na pieniądz zazwyczaj przyjmuje następującą postać: $\frac{M}{P} = f(Y, oc)$, gdzie: $\frac{M}{P}$ – ilość pieniądza w wyrażeniu realnym, Y – zmienna wyrażająca wielkość dochodu, oc – koszt alternatywny utrzymywania zasobów pieniądza, P – ogólny poziom cen²⁴. Oznacza to, że do budowy modelu realnego popytu na pieniądz wykorzystuje się funkcję nieliniową. Podstawą analizy w niniejszym artykule są publikowane przez NBP agregaty pieniężne: M0, M1, M2, M3 w mln zł (dane urealnione i zlogarytmowane, oznaczane jako: LM0R, LM1R, LM2R, LM3R). Oprócz tego analizie poddano również dochody brutto do dyspozycji gospodarstw domowych w ujęciu realnym²⁵ (LDBR – dane również zlogarytmowane) oraz nominalną stopę redyskontową (SRD). Wykresy obserwacji dla poszczególnych zmiennych zawarte są w załączniku na końcu pracy. Wszystkie zmienne zostały wyrównane sezonowo za pomocą programu DEMETRA (procedurą Tramo/Seats) i te które wymagały oczyszczenia, również zostały ujęte (LM2RA, LDBRA). Do analizy wykorzystano szeregi o częstotliwości kwartalnej, a okres próby obejmuje kwartały 1996Q4 : 2009Q2 – razem 51 obserwacji (z wyjątkiem zmiennej LDBR, dla której dane dostępne są dopiero od roku 1999, zakres danych to: 1999Q1 : 2009Q2 – czyli 42 obserwacje). Dane do analizy pobrane zostały z materiałów publikowanych przez Narodowy Bank Polski oraz Główny Urząd Statystyczny (dostępne są umieszczone na stronach internetowych: www.nbp.pl, www.gus.pl). Dane dotyczące agregatów pieniężnych zostały obliczone przez NBP według nowych standardów Europejskiego Banku Centralnego. Standardy te NBP rozpoczął wdrażać od końca marca 2002 r. Szeregi te zostały naliczone wstecz i udostępnione przez NBP od końca 1996 r. Obliczenia wykonano za pomocą programów komputerowych: Excel oraz Microfit²⁶.

2. Opis oszacowanych wyników empirycznych

Poniżej w kolejnych tablicach opisane zostały wyniki oszacowania testu HEGY dla poszczególnych zmiennych zaprezentowanych w poprzedniej części artykułu.

²⁴ Zob. F.S. Mishkin, *Ekonomika pieniądza, bankowości i rynków finansowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002, s. 664-672.

²⁵ Analizowane dane zostały urealnione za pomocą wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych w cenach z roku 1996.

²⁶ Wersja demonstracyjna programu dostępna jest na stronie internetowej <http://www.oup.co.uk/microfit/features/>.

Tabela 1 zawiera wartości krytyczne z tablic testu pobrane z prac cytowanych autorów. Podane wartości dotyczą 5% poziomu istotności. Wartości krytyczne dla π_2 odnoszą się do częstości półrocznej, natomiast dla π_3 π_4 do częstości kwartalnej. Ze względu na różne liczebności szeregów, na podstawie cytowanych już prac przytoczono wartości krytyczne dla prób liczących 40 i 48 obserwacji.

Tabela 1. Wybrane wartości krytyczne testu HEGY dla obserwacji kwartalnych

Postać regresji	Wartości krytyczne dla $\alpha = 0,05$			
	dla π_2		dla π_3 π_4	
	dla 40 obs.	dla 48 obs.	dla 40 obs.	dla 48 obs.
<i>nc, nt, nd</i>	-1,89	-1,95	3,21	3,26
<i>c, nt, nd</i>	-1,86	-1,95	3,06	3,04
<i>c, t, nd</i>	-1,85	-1,91	2,94	2,95
<i>c, nt, d</i>	-2,77	-3,04	6,63	6,60
<i>c, t, d</i>	-2,77	-3,08	6,56	6,55

Źródło: P. Franses, B. Hobijn, wyd. cyt., s. 436-437, dla 40 obs.; Hylleberg i in., wyd. cyt., s. 436-437, dla 48 obs.

W tabeli 2 zawarte są wyniki oszacowania testu HEGY dla zmiennych LM0R oraz LM1R. Obliczenia wykonane zostały w programie Microfit. W przypadku zmiennej LM0R, oszacowane wyniki wyraźnie wskazują, że na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ należy odrzucić hipotezy zerowe o występowaniu pierwiastków sezonowych o częstości półrocznej (odpowiadającej dwóm cyklom na rok) i kwartalnej (odpowiadającej jednemu cyklowi w roku), co wskazuje na brak występowania sezonowości stochastycznej. Stała i zmienne deterministyczne są statystycznie nieistotne, więc brak również sezonowości o charakterze deterministycznym. Dla zmiennej LM1R sytuacja jest podobna, brak pierwiastków sezonowych o częstości rocznej i półrocznej (brak sezonowości stochastycznej). Jednak fakt, że zmienne deterministyczne są statystycznie istotne, może wskazywać na występowanie sezonowości deterministycznej.

Zawarte w tabeli 3 wyniki testu HEGY dla zmiennych LM2R i LM2RA kształtują się bardzo podobnie. Oszacowania dla zmiennej LM2R wskazują na brak występowania pierwiastków sezonowych o częstości rocznej i półrocznej, zatem tutaj również brak sezonowości stochastycznej. Ponieważ stała i zmienne deterministyczne są istotne, wskazuje to na występowanie sezonowości deterministycznej. W przypadku oczyszczonego szeregu tej zmiennej, nie uwzględniono regresji zawierających zmienne sezonowe. Tutaj brak zarówno pierwiastków sezonowych o częstości rocznej i półrocznej, jak i sezonowości o charakterze deterministycznym. Oczyszczenie szeregu nie wpłynęło na zmianę wyników wnioskowania co do występowania stochastycznych pierwiastków sezonowych.

Tabela 2. Wyniki testu HEGY dla LM0R i LM1R w Polsce w latach 1996Q4-2009Q2

Postać regresji	Statystyka HEGY		Rząd opóźnień	Istotność komponentów deterministycznych		
	Pierwiastek półroczny	Pierwiastek roczny		Stala (t)	Trend (t)	Zmienne sezonowe (F)
LM0R						
<i>nc, nt, nd</i>	-2,1857 **	30,6486 ***	0			
<i>c, nt, nd</i>	-2,1455 **	26,0674 ***	0	-0,40268		
<i>c, t, nd</i>	-2,1829 **	27,2228 ***	0	1,35620	2,2285 **	
<i>c, nt, d</i>	-2,9880 **	21,0203 ***	0	-0,30758		1,4061
<i>c, t, d</i>	-3,0937 **	22,1110 ***	0	1,44990	2,2727 **	1,5554
LM1R						
<i>nc, nt, nd</i>	-2,9784 ***	36,4411 ***	0			
<i>c, nt, nd</i>	-2,9012 ***	33,5307 ***	0	-0,36281		
<i>c, t, nd</i>	-2,7981 ***	34,3190 ***	0	2,08710 **	2,3336 **	
<i>c, nt, d</i>	-3,7156 **	34,8863 ***	0	0,08354		4,5635 ***
<i>c, t, d</i>	-3,7109 **	37,1282 ***	0	2,34780 **	2,4497 **	5,3191 ***

Uwagi: Gwiazdki oznaczają istotność sprawdzianu testu dla standardowych poziomów istotności – * dla 10%, ** dla 5% oraz *** dla 1%. Symbole *c*, *t* oraz *d* oznaczają odpowiednio występowanie w modelu parametru stałego, trendu oraz zmiennych sezonowych. Analogicznie symbole *nc*, *nt* oraz *nd* oznaczają, że w modelu nie występują dane komponenty.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Wyniki testu HEGY dla LM2R i LM2RA w Polsce w latach 1996Q4-2009Q2

Postać regresji	Statystyka HEGY		Rząd opóźnień	Istotność komponentów deterministycznych		
	Pierwiastek półroczny	Pierwiastek roczny		Stala (t)	Trend (t)	Zmienne sezonowe (F)
LM2R						
<i>nc, nt, nd</i>	-3,9278 ***	25,0419 ***	0			
<i>c, nt, nd</i>	-3,8733 ***	24,3304 ***	0	-0,12054		
<i>c, t, nd</i>	-4,0790 ***	8,4404 ***	2	2,56450 **	2,5940 **	
<i>c, nt, d</i>	-4,1243 ***	27,8807 ***	0	-0,13920		3,8705 **
<i>c, t, d</i>	-5,1529 ***	13,4954 ***	2	2,61840 **	2,6002 **	4,3974 ***
LM2RA						
<i>nc, nt, nd</i>	-5,6775 ***	36,4411 ***	2			
<i>c, nt, nd</i>	-5,6085 ***	16,9359 ***	2	-0,36281		
<i>c, t, nd</i>	-6,0323 ***	14,9350 ***	2	2,46800 **	2,6381 **	

Uwagi: Gwiazdki oznaczają istotność sprawdzianu testu dla standardowych poziomów istotności – * dla 10%, ** dla 5% oraz *** dla 1%. Symbole *c*, *t* oraz *d* oznaczają odpowiednio występowanie w modelu parametru stałego, trendu oraz zmiennych sezonowych. Analogicznie symbole *nc*, *nt* oraz *nd* oznaczają, że w modelu nie występują dane komponenty.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4 zawiera wyniki badania testem HEGY zmiennych LM3R oraz SRD.

Tabela 4. Wyniki testu HEGY dla LM3R i SRD w Polsce w latach 1996Q4-2009Q2

Postać regresji	Statystyka HEGY		Rząd opóźnień	Istotność komponentów deterministycznych		
	Pierwiastek półroczny	Pierwiastek roczny		Stała (t)	Trend (t)	Zmienne sezonowe (F)
LM2R						
nc, nt, nd	-3,8048 ***	25,4379 ***	0			
c, nt, nd	-3,7563 ***	24,7857 ***	0	-0,03346		
c, t, nd	-4,0223 ***	9,3657 ***	2	2,53690 **	2,5205 **	
c, nt, d	-4,0171 ***	26,9107 ***	0	-0,04595		3,2955 **
c, t, d	-5,0372 ***	13,9710 ***	2	2,57820 **	2,5307 **	3,9946 ***
LM2RA						
nc, nt, nd	-4,4095 ***	28,7610 ***	0			
c, nt, nd	-4,4268 ***	28,4119 ***	0	0,89410		
c, nt, d	-5,2270 ***	33,4691 ***	1	0,30829		1,2756

Uwagi: Gwiazdki oznaczają istotność sprawdzianu testu dla standardowych poziomów istotności – * dla 10%, ** dla 5% oraz *** dla 1%. Symbole c, t oraz d oznaczają odpowiednio występowanie w modelu parametru stałego, trendu oraz zmiennych sezonowych. Analogicznie symbole nc, nt oraz nd oznaczają, że w modelu nie występują dane komponenty.

Źródło: opracowanie własne.

Tutaj sytuacja jest bardzo zbliżona. Dla zmiennej LM3R odrzucamy hipotezę zerową zarówno w występowaniu pierwiastków sezonowych o częstotliwości rocznej, jak i półrocznej, tak jak poprzednio brak sezonowości stochastycznej. Ze względu na istotność komponentów deterministycznych można powiedzieć, że występuje sezonowość o charakterze deterministycznym. W przypadku zmiennej SRD pominięte zostały regresje pomocnicze zawierające zmienną czasową t , ponieważ zmienna ta jest stopą²⁷. Podobnie jak dla zmiennej LM3R, tutaj również brak pierwiastków sezonowych o częstotliwości rocznej i półrocznej, oznacza to, że nie występuje sezonowość stochastyczna. Stała i zmienne sezonowe są statystycznie nieistotne, co oznacza brak występowania sezonowości o charakterze deterministycznym.

Tabela 5 zawiera wyniki testu HEGY dla zmiennych LDBR i LDBRA. W przypadku zmiennej LDBR brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka sezonowego o częstotliwości półrocznej, natomiast hipotezę o występowaniu pierwiastków o częstotliwości rocznej należy odrzucić (dla 5% i 10% poziomu istotności). Zmienne sezonowe, na poziomie istotności 5% i 1%,

²⁷ Zob. J.D. Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton 1994; W. Enders, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., New York 1995.

Tabela 5. Wyniki testu HEGY dla LDBR i LDBRA w Polsce w latach 1996Q4-2009Q2

Postać regresji	Statystyka HEGY		Rząd opóźnień	Istotność komponentów deterministycznych		
	Pierwiastek półroczny	Pierwiastek roczny		Stala (<i>t</i>)	Trend (<i>t</i>)	Zmienne sezonowe (<i>F</i>)
LDBR						
<i>nc, nt, nd</i>	-0,79674	3,8378 **	0			
<i>c, nt, nd</i>	-0,80021	4,0702 **	0	-1,7911 *		
<i>c, t, nd</i>	-0,82650	4,5886 **	0	1,4581	2,0938 **	
<i>c, nt, d</i>	-1,88440	5,6237 *	0	-1,6866		2,4000 *
<i>c, t, d</i>	-1,85130	6,2109 *	0	1,4673	2,0790 **	2,4471 *
LDBRA						
<i>nc, nt, nd</i>	-5,67750 ***	36,4411 ***	2			
<i>c, nt, nd</i>	-5,60850 ***	16,9359 ***	2	-0,36281		
<i>c, t, nd</i>	-6,03230 ***	14,9350 ***	2	2,46800 **	2,6381 **	

Uwagi: Gwiazdki oznaczają istotność sprawdzianu testu dla standardowych poziomów istotności – * dla 10%, ** dla 5% oraz *** dla 1%. Symbole *c, t* oraz *d* oznaczają odpowiednio występowanie w modelu parametru stałego, trendu oraz zmiennych sezonowych. Analogicznie symbole *nc, nt* oraz *nd* oznaczają, że w modelu nie występują dane komponenty.

Źródło: opracowanie własne.

są statystycznie nieistotne, więc brak sezonowości o charakterze deterministycznym. Dla oczyszczonego szeregu LDBRA sytuacja się zmieniła, należy odrzucić hipotezę zerową o występowaniu pierwiastków sezonowych o częstości rocznej i półrocznej, co oznacza brak sezonowości stochastycznej.

Podsumowanie

W badaniach empirycznych modelowanie zależności ekonomicznych należy poprzedzić analizą struktury stochastycznej szeregów czasowych wykorzystywanych do budowy modeli, ponieważ może to mieć znaczący wpływ na uniknięcie poważnych błędów metodologicznych. Przeprowadzona analiza wybranych kategorii makroekonomicznych (traktowanych jako potencjalne zmienne w funkcji popytu na pieniądź) testem HEGY wyraźnie potwierdza ten fakt i poszerza ilość informacji dotyczących ich własności dynamicznych. Analiza wykazała, że w badanym okresie dla wszystkich badanych zmiennych – oprócz zmiennej LDBR – brak występowania sezonowości stochastycznej zarówno dla częstości półrocznej, jak i rocznej. W przypadku zmiennej wyrażającej dochód LDBR stwierdzono występowanie sezonowych pierwiastków jednostkowych o częstości półrocznej, zatem do budowy modeli należałoby raczej wykorzystać szereg oczyszczony,

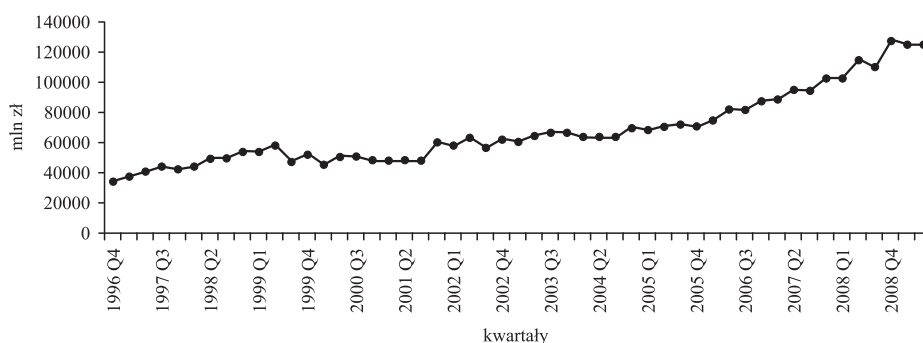
tj. LDBRA. Na podstawie analizowanych danych nie można jednoznacznie określić, czy procedura wyrównania sezonowego szeregu wpływa na wyniki wnioskowania. Ze względu na różne wyniki dla zmiennej wyrażającej dochód, wydaje się zasadne, by w toku dalszych prac do zbioru potencjalnych zmiennych dołączyć PKB (jako zmienną wyrażającą dochód realny, co wynika z założonej funkcji popytu) oraz przeprowadzić badanie kointegracji.

Literatura

- Box G.E.P., Jenkins G.M., *Analiza szeregów czasowych: Prognozowanie i sterowanie*, PWN, Warszawa 1983.
- Borzyszkowska M. (a), *Analiza integracji wybranych zmiennych makroekonomicznych gospodarki Polski w latach 1996-2009*, „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu” 2010, nr 18.
- Borzyszkowska M. (b), *Wykorzystanie testu Dickeya-Fullera do wybranych zmiennych determinujących popyt na pieniądź w Polsce w latach 1996-2009*, rozdział 13 w: *Zarządzanie finansami wobec wyzwań XXI wieku*, red. J. Jaworski, Prace Naukowe WSB w Gdańsku 2010, t. 5.
- Charemza W.W., Deadman D.F., *New directions in Econometric Practice*, Edward Elgar, Second Edition 1997.
- da Silva Lopes A.C.B., *The Order of Integration for Quarterly Macroeconomic Series: A Simple Testing Strategy*, „Empirical Economics” 2003, Vol. 28, nr 4.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Econometrica” 1981, Vol. 49, No. 4.
- Enders W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., New York 1995.
- Florczak W., *Stopień integracji kluczowych zmiennych makroekonomicznych gospodarki Polski w świetle wybranych testów*, „Wiadomości Statystyczne” 2005, nr 11.
- Franses P.H., Hobijn B., *Critical values for unit root tests in seasonal time series*, „Journal of Applied Statistics” 1997, Vol. 24, No. 1.
- Franses P.H., Taylor A.M.R., *Determining the Order of Differencing in Seasonal Time Series Processes*, „Econometrics Journal Royal Economic Society” 2000, vol. 3(2).
- Hamilton J.D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton 1994.
- Harvey D.I., Dijk D., *Sample Size, Lag Order and Critical Values of Seasonal Unit Root Tests*, [praca niepublikowana], „Loughborough University”, United Kingdom 2003.
- Hobijn B., Franses P.H., Ooms M., *Generalizations of the KPSS-test for Stationarity*, „Econometric Institute Report” 1998, No. 9802/A.
- Hylleberg S., Engle R.F., Granger C.W.J., Yoo B.S., *Seasonal integration and cointegration*, „Journal of Econometrics” 1990, Vol. 44, nr 1-2.
- Kotłowski J., *Kointegracja sezonowa pomiędzy cenami i pieniądzem w gospodarce polskiej w okresie transformacji*, „Przegląd Statystyczny” 2002, nr 49 (4).
- Kotłowski J., *Analiza związków długookresowych pomiędzy cenami i pieniądzem w gospodarce polskiej przy wykorzystaniu koncepcji kointegracji sezonowej* [praca doktorska], Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Analiz Ekonomicznych, Warszawa 2004.

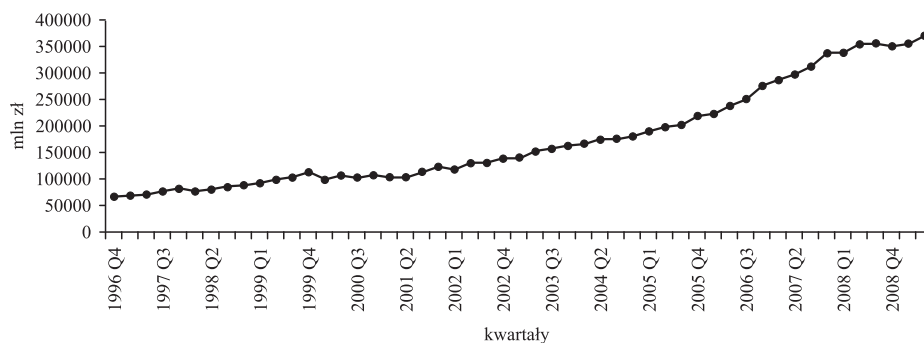
- Kuczyński G., *Estymacja stopy równowagi bezrobocia w krajach Grupy Wyszehradzkiej*, [praca doktorska], Uniwersytet Gdański, Sopot 2005.
- Kufel T., *Nonsense correlations between time series – historia badań symulacyjnych dla procesów zintegrowanych*, „Przegląd Statystyczny” 2002, nr 48 (1).
- MacKinnon J.G., *Critical values for cointegration tests*, rozdział 13 w: *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, red. R.F. Engle, C.W.J. Granger, Oxford University Press, Oxford 1991.
- Majsterek M., *Zmienne zintegrowane w stopniu drugim w modelowaniu ekonometrycznym*, „Przegląd Statystyczny” 2003, nr 50 (2).
- Mishkin F.S., *Ekonomika pieniądza, bankowości i rynków finansowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002.
- Osińska M., *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006.
- Strzała K., *Zastosowanie uogólnionych metod sterowania optymalnego do podejmowania decyzji gospodarczych*, „Rozprawy i Monografie” nr 1993, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, 1994.
- Strzała K., Blangiewicz M., *Podobieństwa i różnice struktury stochastycznej mikro- i makroekonomicznych wskaźników koniunktury gospodarczej Polski*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego” 2006, nr 3.
- Syczewska E.M., *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*, „Bank i Kredyt” 2002, nr 3.
- www.nbp.pl.
- www.gus.pl.

Załącznik



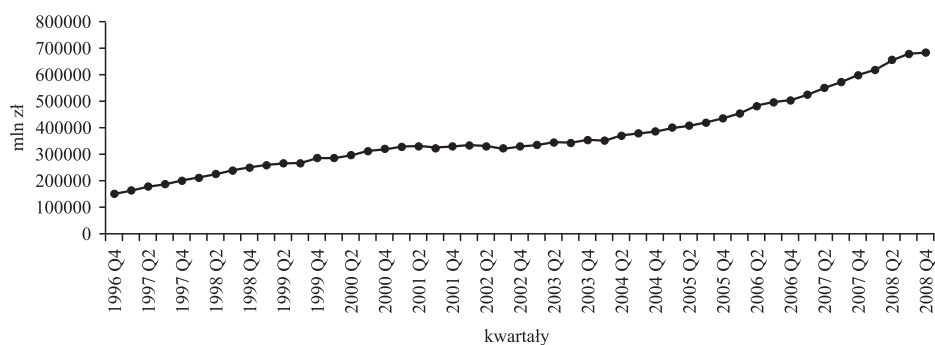
Rys. 1. Szereg obserwacji nominalnych dla agregatu M0

Źródło: opracowanie własne na podstawie analizowanych danych.



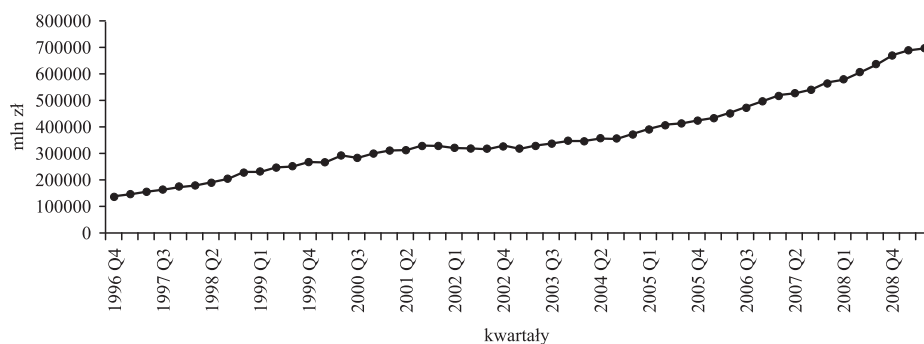
Rys. 2. Szereg obserwacji nominalnych dla agregatu M1

Źródło: opracowanie własne na podstawie analizowanych danych.



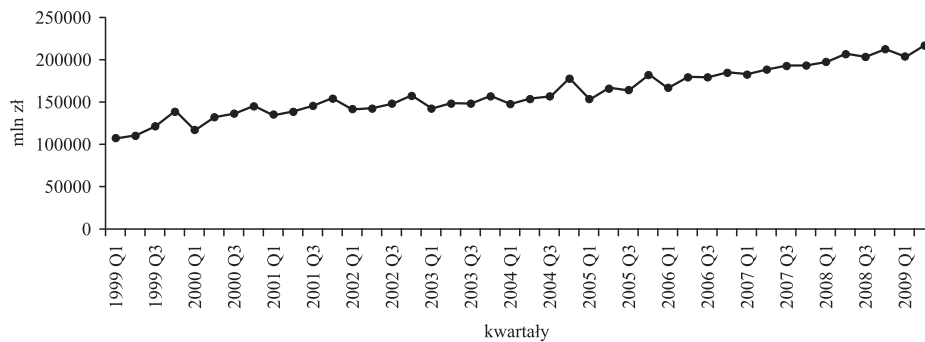
Rys. 3. Szereg obserwacji nominalnych dla agregatu M2

Źródło: opracowanie własne na podstawie analizowanych danych.



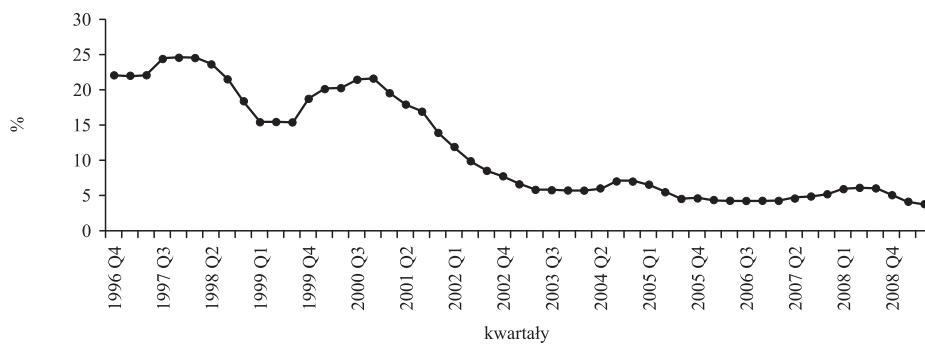
Rys. 4. Szereg obserwacji nominalnych dla agregatu M3

Źródło: opracowanie własne na podstawie analizowanych danych.



Rys. 5. Szereg obserwacji nominalnych dochodów brutto gospodarstw domowych

Źródło: opracowanie własne na podstawie analizowanych danych.



Rys. 6. Szereg obserwacji nominalnych stopy redyskontowej

Źródło: opracowanie własne na podstawie analizowanych danych.