

JACEK BEDNARZ  
STANISŁAW GĘDEK

ODDZIAŁYWANIE RYNKU WALUTOWEGO  
NA POZIOM STÓP PROCENTOWYCH  
RYNKU MIĘDZYBANKOWEGO  
ORAZ AKTYWNOŚĆ KREDYTOWĄ  
WĘGIERSKICH GOSPODARSTW DOMOWYCH

WPROWADZENIE

Jednym z niepokojących zjawisk towarzyszących turbulencjom na rynkach walutowych jest obserwowany w gospodarkach, których waluty podlegają presji deprecjacyjnej, spadek aktywności kredytowej sektora prywatnego, w tym zwłaszcza gospodarstw domowych. Niezależnie od przyczyn wywołujących turbulencje, spadek wartości udzielanych kredytów może skutkować spowolnieniem tempa wzrostu gospodarczego lub nawet recesją. Szczególnie niepokojące obserwacje dotyczą okresów, w których rosnącej chwiejności kursów walutowych towarzyszy wzrost rynkowych stóp procentowych. W takiej sytuacji spadek popytu na kredyt ze strony gospodarstw domowych wydaje się nieuchronny.

---

Dr Jacek BEDNARZ – Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II, Wydział Nauk Społecznych, Instytut Ekonomii i Zarządzania, Katedra Instytucji i Rynków Finansowych; adres do korespondencji: Al. Raclawickie 14, 20-950 Lublin; e-mail: [bednarz@kul.pl](mailto:bednarz@kul.pl)

Dr hab. Stanisław GĘDEK – Politechnika Rzeszowska, Wydział Zarządzania, Katedra Ekonomii; adres do korespondencji: al. Powstańców Warszawy 8, 35-959 Rzeszów; e-mail: [gedeks@prz.edu.pl](mailto:gedeks@prz.edu.pl)

W przedkładanym opracowaniu podjęto próbę oszacowania wpływu zjawisk zachodzących na rynku forinta na poziom stóp procentowych węgierskiego rynku międzybankowego i obserwowaną aktywność kredytową sektora gospodarstw domowych. Analizę przeprowadzono, wykorzystując przyczynowość w sensie Grangera jako pojęcie, wokół którego dobierano potrzebne elementy instrumentarium badawczego. Przyczynowość w sensie Grangera umożliwia badanie transmisji informacji między zmiennymi i identyfikację kierunków przepływu przyczynowości obserwowanych zmian.

Dla gospodarki otwartej rynek walutowy stanowi swoisty bufor absorbujący szoki pomiędzy otoczeniem zewnętrznym a systemem gospodarczym posługującym się daną jednostką monetarną jako walutą. Zmienność kursów walutowych jest czynnikiem determinującym zachowanie innych zmiennych makroekonomicznych, dlatego problematyka ta jest przedmiotem intensywnych badań. Modele obrazujące wpływ rynku walutowego na aktywność ekonomiczną w gospodarkach otwartych uwzględniają zmienność kursów walutowych jako jeden z kanałów mechanizmu transmisji monetarnej. Mechanizm transmisji monetarnej jest jednym z najczęściej badanych obszarów gospodarki pieniężnej<sup>1</sup>. Poznanie mechanizmu wpływu polityki pieniężnej na gospodarkę ma zasadnicze znaczenie dla oceny skuteczności narzędzi tej polityki. Aby zdecydować, jaki zestaw instrumentów polityki monetarnej należy zastosować w danej sytuacji i kontekście ekonomicznym, niezbędna jest znajomość oddziaływania tych instrumentów na gospodarkę oraz rozkład ich skutków w czasie<sup>2</sup>. Z kolei dla oceny skuteczności tych instrumentów konieczne jest rozumienie mechanizmów, oddziaływania polityki pieniężnej – poprzez sferę nominalną (inflacja i agregaty monetarne) – na sferę realną gospodarki. Przyjmuje się, że głównymi kanałami transmisji polityki pieniężnej są: kanał stopy procentowej, kanał kursu walutowego oraz kanał kredytowy, przy czym ten ostatni traktowany jest jako dopełnienie kanału stopy procentowej<sup>3</sup>.

Kursy walutowe reagują na czynniki o charakterze ekonomicznym w rozumieniu zmiany wartości istotnych parametrów ekonomicznych opisujących daną gospodarkę. W takim przypadku można rozpatrywać fundamentalny i obiektywny charakter zachodzących zmian. Kursy walutowe podlegają również wahaniom ze względu na zmiany czynników pozaekonomicznych, przede wszystkim o charakterze psy-

---

<sup>1</sup> G. KARRAS, J. LEE, H. STOKES, *Sources of Exchange-Rate Volatility. Impulses or Propagation?*, „International Review of Economics and Finance” 14(2005), s. 213-226.

<sup>2</sup> C. BORIO, *The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have we Learnt?*, „Journal of Banking & Finance” 45(2014), s. 182-198.

<sup>3</sup> F. MISHKIN, *Symposium on the Monetary Transmission Mechanism*, „Journal of Economic Perspectives” 9(1995), nr 2, s. 7-8.

chologicznym i instytucjonalnym. W każdym takim przypadku mamy do czynienia z formułowaniem sądów wartościujących, stanowiących narracyjną podbudowę kształtowania się aktualnych kursów walutowych<sup>4</sup>.

Jeszcze przeszło dekadę przed kryzysem z roku 2008 ekonomiści zwracali uwagę na znaczenie długoterminowego finansowania o charakterze hipotecznym dla procesów, które są bezpośrednim rezultatem funkcjonowania mechanizmu transmisji monetarnej<sup>5</sup>. Będący źródłem emisji pieniądza kredytowy sektor bankowy i sektor nieruchomości stanowią przeciwległe bieguny monetarnej łańcucha kreowania wartości w gospodarce. Zainteresowanie tym procesem wynika bezpośrednio z kluczowego znaczenia obydwu sektorów dla stabilnego funkcjonowania gospodarek. Dodatkowo sektor nieruchomości odgrywa istotną rolę z punktu widzenia działalności przedsiębiorstw w sferze realnej gospodarki<sup>6</sup>. Obserwacja procesów dotyczących sektora nieruchomości, wspomaganego kredytem długoterminowym, pozostaje w polu zainteresowania organów decydujących o kształcie polityki monetarnej<sup>7</sup>.

Zgodnie z teorią optymalnych obszarów walutowych natężenie sił stabilizujących walutę danego kraju jest odwrotnie proporcjonalne do wielkości jego gospodarki<sup>8</sup>. Dlatego należy przypuszczać, że kursy walut tych krajów Unii Europejskiej, które nie wprowadziły wspólnej waluty, będą podlegały procesowi konwergencji względem euro<sup>9</sup>. Procesowi takiemu podlegały na przykład kursy polskiego złotego, węgierskiego forinta i czeskiej korony<sup>10</sup>, ale już nie brytyjskiego funta<sup>11</sup>. Gospodarki emitujące własną walutę, pozostające w dominujących relacjach wymiany

---

<sup>4</sup> C. DREGER, G. STADTMANN, *What Drives Heterogeneity in Foreign Exchange Rate Expectations: Insights from a New Survey*, „International Journal of Finance and Economics” 13(2008), s. 360-367.

<sup>5</sup> K. CASE, *Real Estate and the Macroeconomy*, „Brooking Papers on Economic Activity” 2000, nr 2, s. 119-162; R. BOUCHOUICHA, Z. FITTI, *Real Estate Markets and the Macroeconomy: A Dynamic Coherence Framework*, „Economic Modelling” 29(2012), s. 1820-1829.

<sup>6</sup> S. ROULAC, *Real Estate Value Chain Connections: Tangible and Transparent*, „Journal of Real Estate Research” 17(1999), s. 387-404.

<sup>7</sup> M. GIULIODORI, *The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries*, „Scottish Journal of Political Economy” 52(2005), nr 4, s. 519-543; G. KISS, G. VADAS, *The Role of Housing Market in Monetary Transmission – Evidence from Hungary*, „European Journal of Housing Policy” 7(2007), nr 3, s. 299-317; V. DEDU, T. STOICA, *The Monetary Policy and the Real Estate Market*, „Theoretical and Applied Economics” 12(2011), nr 565, s. 5-14.

<sup>8</sup> M. MUSSA, *The Euro versus the Dollar: Not a Zero Sum Game*, „Journal of Policy Modeling” 24(2002), s. 363.

<sup>9</sup> M. BASK, X. DE LUNA, *EMU and the Stability and Volatility of Foreign Exchange: Some Empirical Evidence*, „Chaos, Solitons and Fractals” 25(2005), s. 737-750.

<sup>10</sup> D. WITKOWSKA, *Kointegracja kursów walutowych Polski, Węgier i Czech*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 13(2011), s. 399-408.

<sup>11</sup> J. BEDNARZ, S. GĘDEK, *Współzależności kursów euro i funta brytyjskiego*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 8(2007), s. 25-34.

gospodarczej rozliczanych w walucie emitowanej przez silniejszy obszar gospodarczy, będą narażone na transmisję i absorbcję szoków pochodzących z silniejszego obszaru<sup>12</sup>. Interesującym przykładem takiej gospodarki są Węgry, które jako mała gospodarka otwarta charakteryzują się zwiększoną wrażliwością na zmiany o charakterze monetarnym zachodzące w jej bezpośrednim otoczeniu ekonomicznym, to jest w strefie euro<sup>13</sup>. Konsekwencją takich zdarzeń są zwiększone i utrzymujące się przez dłuższy czas wahania kursów walutowych<sup>14</sup>. W przypadku szoku zewnętrznego podstawowym instrumentarium służącym stabilizacji makroekonomicznej w gospodarkach absorbujących taki wstrząs pozostają narzędzia polityki monetarnej, a zwłaszcza poziom krótkoterminowych stóp procentowych<sup>15</sup>. Banki centralne poprzez podniesienie lub obniżenie stopy procentowej oddziałują na kształt krzywej rynkowych stóp procentowych w jej krótkim końcu, co bezpośrednio przekłada się na koszt dostępnego kredytu dla sektora prywatnego i gospodarstw domowych. Spodziewanym skutkiem podejmowanych działań stabilizacyjnych jest zmniejszenie wahań kursu waluty krajowej przy jednoczesnym jej osłabieniu wobec kursu walut dominujących w wymianie gospodarczej z zagranicą<sup>16</sup>. Działania takie nie pozostają bez wpływu na sytuację sektora realnego. Pojawiające się w systemie gospodarczym napięcia obniżają dynamikę wzrostu gospodarczego, co przejściowo prowadzi do ograniczenia popytu inwestycyjnego, a w konsekwencji również konsumpcyjnego. Obydwa rodzaje popytu w okresach stabilnego rozwoju wspomagane są przez endogeniczny popyt na kredyt. O ile osłabienie waluty może być pomocne dla sektora przedsiębiorstw (zorientowanych na działalność eksportową), to tym samym importerzy, sektor publiczny i podmioty mające zobowiązania pieniężne denominowane w walutach obcych doświadczają pogorszenia swojej sytuacji materialnej<sup>17</sup>. Sektor gospodarstw domowych może być

---

<sup>12</sup> G. BENITA, B. LAUTERBACH, *Policy Factors and Exchange Rate Volatility, Panel Data versus a Specific Country Analysis*, „International Research Journal of Finance and Economics” 7(2007), s. 7-22.

<sup>13</sup> J. BEDNARZ, *Analiza kursów walut państw grupy wyszehradzkiej*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2011, nr 174, s. 163-173.

<sup>14</sup> I. OZMER-IMER, I. OZKAN, *An Empirical Analysis of Currency Volatilities During the Recent Global Financial Crisis*, „Economic Modelling” 43(2014), s. 394-406.

<sup>15</sup> N. TARASHEV, *Speculative Attacks and the Information Role of Interest Rate*, „Journal of the European Economic Association” 5(2007), s. 1-36.

<sup>16</sup> J. GALÍ, T. MONACELLI, *Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small open Economy*, „Review of Economic Studies” 72(2005), s. 707-734; E. CERUTTI, S. CLAESSENS, L. LAEVEN, *The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence*, „Journal of Financial Stability” 25(2017), s. 203-224

<sup>17</sup> A. BELKE, R. SETZER, *Cost of Exchange Rate Volatility for Labour Markets: Empirical Evidence from the CEE Economies*, „The Social and Economic Review” 34(2003), nr 3, s. 267-292.

dotknięty osłabieniem waluty na kilka sposobów. Po pierwsze, osoby zadłużone w walutach obcych obserwują nominalny wzrost wartości tych zobowiązań wyrażanych w walucie krajowej. Doznając zwiększenia obciążeń krótkookresowych dochodów rozporządzalnych, będą miały obniżoną zdolność obsługi długu<sup>18</sup>. Po drugie, w okresach obniżonego wzrostu gospodarczego lub recesji wzrasta poziom bezrobocia, co skutkuje obniżeniem dochodów rozporządzalnych dla gospodarstw domowych, a w konsekwencji obniża ich zdolność kredytową. Po trzecie, poprzez wzrost krótkoterminowych stóp procentowych rośnie koszt obsługi dotychczasowych zobowiązań kredytowych wyrażonych w walucie krajowej, co wzmacnia tylko efekty wymienione powyżej.

Na przykładzie gospodarki węgierskiej warto więc postawić pytanie o to, w jaki sposób zmiany na rynku walutowym wpływają na inne – obserwowalne – zmienne o charakterze pieniężnym. Analiza ekonomiczna mająca na celu próbę odpowiedzi na tak postawione pytanie uwzględniała dwa aspekty wynikające bezpośrednio z analizy funkcjonowania mechanizmu transmisji monetarnej. Z jednej strony badaniu zostały poddane kierunek i siła oddziaływania przyczynowego między kursem EUR/HUF a wielkością kredytu udzielonego węgierskim gospodarstwom domowym. Z drugiej – takie samo badanie wykonano w stosunku do stóp procentowych węgierskiego rynku bankowego (BUBOR – *Budapest Interbank Offered Rate*) oraz kurs EUR/HUF. W zamierzeniu, uzyskane wyniki pozwolą lepiej rozumieć funkcjonowanie mechanizmu transmisji monetarnej w gospodarce węgierskiej w obliczu zewnętrznego szoku o charakterze monetarnym w analizowanym okresie badawczym.

## 1. DANE I METODYKA BADAŃ

Analiza współzależności między kursem walutowym i nominalną wielkością obsługiwanych przez gospodarstwa domowe kredytów bankowych, a także między stopami procentowymi węgierskiego rynku międzybankowego została przeprowadzona na podstawie szeregów czasowych w ujęciu miesięcznym: średniego kursu forinta względem euro (EUR/HUF); stanu wartości udzielonych gospodarstwom domowym kredytów bankowych ogółem, a także w podziale na okresy: do jednego roku, powyżej jednego roku oraz powyżej pięciu lat; średnich wartości miesięcznych stawek BUBOR z uwzględnieniem standardowych terminów (O/N, 1W, 1M, 3M, 12M).

---

<sup>18</sup> P. BOLIBOK, *The Macroeconomic Drivers of Household Debt-to-Income Ratio: An Evidence from the OECD Countries*, „Copernican Journal of Finance & Accounting” 7(2018), nr 2, s. 38-39.

Okres badawczy obejmuje lata 2005-2011, co razem daje 144 obserwacje dla każdego z dziesięciu szeregów czasowych. Wszystkie dane pochodzą z bazy danych udostępnianej przez Węgierski Bank Centralny (*Magyar Nemzeti Bank*).

Należy zastrzec, że wytypowanie do badań trzech procesów ekonomicznych, jakimi są kurs waluty krajowej względem waluty głównego partnera handlowego (strefa euro), poziom stóp procentowych rynku międzybankowego oraz wolumen udzielonych kredytów oznacza, iż prowadzona analiza świadomie nie uwzględnia innych czynników mogących pośrednio lub bezpośrednio determinować każdą ze zmiennych uwzględnianych w analizie. Zastosowanie aparatu pojęciowego wynikającego z koncepcji przyczynowości w sensie Grangera pozwala uniknąć zarzutu o aprioryczność prowadzonego rozumowania.

Zagadnienie to jest ważne w odniesieniu do czynników determinujących każdy z trzech badanych procesów. W odniesieniu do kredytów zaciąganych przez gospodarstwa domowe zaproponowane podejście metodologiczne nie uwzględnia takich czynników, jak sytuacja dochodowa i majątkowa indywidualnych gospodarstw domowych, wpływ instrumentów polityki podatkowej czy zmiany w percepcji ryzyka kredytowego. Zbadanie wpływu tych czynników na wielkość wolumenu kredytów zaciągniętych przez węgierskie gospodarstwa domowe wymaga odrębnych badań. W badaniach tych należałoby skorzystać z modeli strukturalnych, to jest opisujących znaną strukturę zależności między zmiennymi.

W odniesieniu do stóp procentowych rynku międzybankowego należy podkreślić ich cenotwórczy charakter. W transakcjach kredytowych z tzw. zmienną stopą oprocentowania, zawieranych przez banki z podmiotami niebankowymi, w tym także z gospodarstwami domowymi, zmiana wartości stóp procentowych rynku międzybankowego oddziałuje bezpośrednio na koszt obsługi zobowiązania. Efekt ten jest wzmocniony przez wysokość tej części oprocentowania kredytu, jaka wynika z indywidualnej umowy kredytowej. Oznacza to, że zmiana oprocentowania depozytów międzybankowych, zgodnie z postanowieniami umów kredytowych, jest przenoszona na każdego z kredytobiorców. Nie ma przy tym znaczenia, czy kredytodawcy korzystają z bazy depozytowej dostępnej w danej gospodarce, czy też mają pokrycie swoich pasywów ze źródeł zewnętrznych.

Uwzględnienie czynników determinujących kurs walutowy jako zmiennych wywierających wpływ na wielkość udzielonych kredytów nie wydaje się uzasadnione<sup>19</sup>.

---

<sup>19</sup> R. MACDONALD, *Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important?*, „The Economic Journal” 109(1999), s. 673-691.

W literaturze przedmiotu zwraca się uwagę na niepewność<sup>20</sup> wywołwaną przez chwiejność kursu walutowego i jego deprecjację oraz na negatywne oddziaływanie tego zjawiska w krótkim i długim okresie<sup>21</sup>. Należy domniemywać, że w odniesieniu do gospodarstw domowych niepewność co do stabilności kursu waluty krajowej może mieć wpływ na ich aktywność kredytową.

Pierwszym krokiem w przyjętej procedurze badawczej jest przeprowadzenie testów stacjonarności badanych zmiennych. Do badania stacjonarności zmiennych wykorzystuje się rozszerzony test pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (ADF) oraz test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS). W opinii Welfego, w badaniu stacjonarności szeregów czasowych należy stosować obydwie testy łącznie, ponieważ zgodny wynik obydwu testów „silnie wskazuje” na poprawność uzyskanych wyników<sup>22</sup>. Analizowane zmienne są niestacjonarne i zarazem zintegrowane w stopniu pierwszym. Wyniki testu ADF zostały potwierdzone przez test KPSS<sup>23</sup>, co przedstawiają Tabele 1 i 1a.

Tabela 1. Wyniki testów stacjonarności zmiennych EUR/HUF i stanu kredytów bankowych dla sektora gospodarstw domowych

Zmienna	Test ADF				Test KPSS		
	Poziomy zmiennych		Pierwsze różnice		Statystyka testu		Wartość krytyczna ( $\alpha = 0,05$ )
	Statystyka testu	$p$	Statystyka testu	$p$	Poziomy zmiennych	Pierwsze różnice	
EUR/HUF	-1,700	0,4313	-5,772	0,0000	2,715	0,065	0,463
Kredyt ogółem	-2,122	0,2361	-4,200	0,0000	5,701	0,163	
Kredyt do jednego roku	-2,034	0,2725	-5,633	0,0000	1,005	0,067	
Kredyt powyżej jednego roku	-2,136	0,2307	-6,540	0,0000	5,824	0,181	
Kredyt powyżej 5 lat	-1,523	0,5220	-3,890	0,0021	6,848	0,225	

Źródło: Obliczenia własne.

<sup>20</sup> C. BAUM, M. CAGLAYAN, J. BARKOULAS, *Exchange Rate Uncertainty and Firm Profitability*, „Journal of Macroeconomics” 23(2001), nr 4, s. 565-576.

<sup>21</sup> J. BYRNE, E. DAVIS, *The Impact of Short and Long Run Exchange Rate Uncertainty on Investment: A Panel Study of Industrial Countries*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 67(2005), nr 3, s. 307-329.

<sup>22</sup> A. WELFE, *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa 2009, s. 368.

<sup>23</sup> G. MADDALA, *Ekonometria*, PWE, Warszawa 2006, s. 614-622.

Tabela 1a. Wyniki testów stacjonarności analizowanych zmiennych: nominalnego kursu EUR/HUF i stóp procentowych węgierskiego rynku międzybankowego

Zmienna	Test ADF				Test KPSS		
	Poziomy zmiennych		Pierwsze różnice		Statystyka testu		Wartość krytyczna ( $\alpha = 0,05$ )
	Statystyka testu	$p$	Statystyka testu	$p$	Poziomy zmiennych	Pierwsze różnice	
EUR/HUF	-1,7000	0,4313	-5,7720	0,0000	2,715	0,065	0,463
O/N	-1,4167	0,5840	-4,0570	0,0000	1,204	0,133	
1W	0,5237	0,9876	-16,1778	0,0000	3,677	0,042	
1M	0,5237	0,9876	-6,3102	0,0000	1,899	0,014	
3M	-2,2042	0,2049	-3,9673	0,0016	0,713	0,055	
12M	-1,3011	0,6314	-5,9303	0,0000	1,146	0,164	

Źródło: Obliczenia własne.

Do wykrywania i opisu zależności długookresowych służy analiza kointegracyjna<sup>24</sup>. Szeregi czasowe dwóch zmiennych ( $x_t, y_t$ ) są skointegrowane wtedy, gdy są one niestacjonarne, zintegrowane w stopniu  $d$ , a ich liniowa kombinacja  $-b_1 x_t + b_2 y_t$  – jest zintegrowana rzędu  $d - b$  ( $d \geq b \geq 0$ ). Wektor  $[b_1 \ b_2]$  jest nazywany wektorem kointegracyjnym<sup>25</sup>. Najczęściej szeregi czasowe obserwacji na zmiennych są zintegrowane w stopniu pierwszym, a ich liniowa kombinacja jest stacjonarna. Wektor kointegracyjny opisuje długookresowy związek między zmiennymi.

Do badania kointegracji w przypadku dwóch zmiennych najczęściej stosowany jest test Engle'a-Grangera<sup>26</sup>. W teście tym, po stwierdzeniu w pierwszym kroku niestacjonarności zmiennych, w drugim kroku bada się stacjonarność (np. za pomocą wykorzystywanego już testu ADF) reszt modelu:

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + e_t, \quad (1)$$

gdzie:  $x_t, y_t$  – zmienne, których skointegrowanie jest badane,  $b_0, b_2$  – parametry strukturalne równania kointegracyjnego,  $e_t$  – reszty równania kointegracyjnego. Zmienne  $x_t$  i  $y_t$  są skointegrowane, jeśli szereg czasowy reszt jest stacjonarny. Uzupełnienie modelu (1) o zmienną czasową pozwala na uchwycenie występowania trendu liniowego w resztach.

<sup>24</sup> W. CHAREMZA, D. DEADMAN, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997, s. 162 n.

<sup>25</sup> E. TATARCZAK, *Badanie stacjonarności oraz analiza kointegracji kursów walutowych*, „Roczniki Nauk Rolniczych” 94(2007), s. 153.

<sup>26</sup> M. OSIŃSKA, *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006, s. 187.



Procedura Engle'a-Grangera nie może być jednak stosowana, gdy liczba zmiennych jest większa od dwóch. Wymaga ona bowiem określenia, która zmienna jest zmienną objaśnianą, a która objaśniającą, co jest niemożliwe w przypadku wielu wektorów kointegracyjnych. Ponadto, jeśli estymacja równania (1) obarczona jest błędem, to błąd ten jest przenoszony do etapu badania stacjonarności reszt. W takim przypadku konieczne jest zastosowanie procedury Johansena, która nie ma wymienionych wad procedury Engle'a-Grangera<sup>27</sup>. Jej istota polega na przekształceniu modelu VAR (*Vector Auto Regression*) dla poziomów zmiennych o postaci

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (2)$$

gdzie:  $\mathbf{x}_t = [x_{t1} \dots x_{tk}]^T$  – wektor obserwacji na bieżących wartościach pierwszych różnic zmiennych objaśnianych;  $\mathbf{d}_t = [d_0 \ d_t \ d_{1,t-1} \ d_{1,t-r} \ d_{1,t-r}]^T$  – wektor egzogenicznych składników równań, którego składowymi są odpowiednio: stała równania oraz bieżące i opóźnione wartości zmiennych egzogenicznych;  $\mathbf{A}_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ;  $\mathbf{A}_i$  – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora  $\mathbf{x}_t$ ;  $\mathbf{e}_t = [\mathbf{e}_{1t} \dots \mathbf{e}_{kt}]^T$  – wektory reszt równań modelu;  $r$  – rząd opóźnienia, do postaci VECM (*Vector Error Correction Model*)<sup>28</sup>.

$$\Delta \mathbf{x}_t = \Psi_0 \mathbf{d}_t + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^r \Pi_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (3)$$

gdzie:  $\Psi_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ,  $\Pi = \sum_{j=1}^k \mathbf{A}_j - \mathbf{I}$ ;  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  – reszty modelu.

W procedurze Johansena do badania kointegracji wykorzystywany jest rząd macierzy  $\mathbf{P}$ , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych<sup>29</sup>. Wykorzystuje się tu fakt, że liczba niezerowych pierwiastków charakterystycznych macierzy jest równa jej rzędowi. Statystykami testu są dwie charakterystyki estymatora macierzy  $\mathbf{P}$ :

$$\lambda_{\text{trace}}(R) = -N \sum_{i=R+1}^k \ln(1 - \lambda_i),$$

$$\lambda_{\text{max}}(R) = -N \ln(1 - \lambda_{R+1}),$$

gdzie:  $\lambda_i$  – oszacowane wartości własne;  $N$  – liczba obserwacji.

<sup>27</sup> E. KUSIDEL, *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, Absolwent, Łódź 2000, s. 48-50.

<sup>28</sup> M. MAJSTEREK, *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, „Przegląd Statystyczny” 45(1998), s. 120-124.

<sup>29</sup> E. KUSIDEL, *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR*, s. 58-59.

Statystyka  $l_{trace}$  służy do testowania hipotezy zerowej wskazującej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest mniejsza lub równa  $R$ , wobec hipotezy alternatywnej mówiącej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest większa od  $R$ . Druga statystyka,  $l_{trace}$  i  $l_{max}$ , służy do testowania hipotezy zerowej, zgodnie z którą liczba wektorów kointegracyjnych jest równa  $R$ , wobec hipotezy alternatywnej, że jest ich  $R + 1$ . W obydwu przypadkach obszar krytyczny jest położony prawostronnie.

Test Johansena jest testem iteracyjnym<sup>30</sup>. Wartości własne estymatora macierzy  $\mathbf{P}$  szeregowane są w porządku malejącym. W pierwszym kroku hipoteza zerowa zakłada, że  $R = 0$ . Jeśli jest ona odrzucona, wówczas w kolejnym kroku zakłada się, że  $R = 1$ , itd., aż do momentu, gdy hipoteza zerowa nie będzie mogła być odrzucona, bądź  $R = k - 1$ , co określa rząd macierzy i liczbę wektorów kointegracyjnych. Gdy nie jest możliwe odrzucenie hipotezy, że rząd macierzy  $\mathbf{P}$  jest równy 0, wówczas model (3) jest modelem VAR dla przyrostów zmiennych, w którym nie występuje zależność długookresowa. Rząd macierzy  $\mathbf{P}$  większy od 0 i mniejszy od  $k$  wskazuje na liczbę wektorów kointegracyjnych. Jeżeli zaś macierz  $\mathbf{P}$  jest pełnego rzędu, wówczas szeregi zmiennych są stacjonarne i model (3) jest modelem VAR dla poziomów zmiennych.

W analizie przeprowadzonej na potrzeby niniejszego opracowania do badania długookresowych związków całego badanego systemu kursów wykorzystany został test Johansena. Wyniki tego testu zamieszczone zostały w Tabelach 2 oraz 2a.

Tabela 2. Wyniki testu Johansena badającego rząd skointegrowania EUR/HUF i wielkości kredytów o różnych okresach umownej wymagalności

Zależność	Rząd macierzy	Wartość własna	$l_{trace}$	$p$	$l_{max}$	$p$
EUR/HUF – kredyt ogółem	0	0,18049	20,496	0,0070	14,332	0,0468
	1	0,08205	6,164	0,0130	6,164	0,0130
EUR/HUF – kredyt do jednego roku	0	0,20910	23,893	0,0066	16,890	0,0520
	1	0,09269	7,003	0,0081	7,003	0,0081
EUR/HUF – kredyt powyżej jednego roku	0	0,26962	27,419	0,0004	22,622	0,0014
	1	0,06445	4,797	0,0285	4,797	0,0285
EUR/HUF – kredyt powyżej 5 lat	0	0,22925	22,978	0,0025	18,748	0,0077
	1	0,05706	4,230	0,0397	4,230	0,0397

Źródło: Obliczenia własne.

<sup>30</sup> S. JOHANSEN, *Modelling of Cointegration in the Vector Autoregressive Model*, „Economic Modelling” 17(2000), nr 3, s. 359-373.

Tabela 2a. Wyniki testu Johansena badającego rząd skointegrowania kursu EUR/HUF i stóp procentowych węgierskiego rynku międzybankowego

Zależność	Rząd macierzy	Wartość własna	$l_{trace}$	$p$	$l_{max}$	$p$
EUR/HUF – O/N	0	0,25841	23,514	0,0020	19,732	0,0050
	1	0,05570	3,783	0,0518	3,783	0,0518
EUR/HUF – 1W	0	0,25307	31,043	0,0001	20,425	0,0037
	1	0,14074	10,618	0,0011	10,618	0,0011
EUR/HUF – 1M	0	0,18350	24,188	0,0015	14,191	0,0494
	1	0,13309	9,997	0,0016	9,997	0,0016
EUR/HUF – 3M	0	0,19791	20,900	0,0059	15,878	0,0255
	1	0,06738	5,022	0,0250	5,022	0,0250
EUR/HUF – 12M	0	0,22155	26,014	0,0007	17,531	0,0129
	1	0,11413	8,483	0,0036	8,483	0,0036

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki testu Johansena zamieszczone w Tabeli 2 oraz w Tabeli 2a wskazują, że w obydwu przypadkach macierz  $\mathbf{P}$  jest macierzą pełnego rzędu, a więc do opisu zależności między badanymi szeregami czasowymi może być zastosowany model VAR dany zależnością (2). Wektor  $\mathbf{x}$  modelu wykorzystanego w badaniach zawiera wartości poziomów nominalnych badanych zmiennych, wektor  $\mathbf{d}$  zawiera wyraz wolny i zmienną czasową, zaś rząd opóźnienia jest równy 4. Rząd opóźnienia został w przypadku modeli dla obydwu okresów wskazany przez kryterium AIC. Pozostałe kryteria, HQC i BIC, wskazywały na mniejszy rząd opóźnienia, jednakże zwiększenie rzędu opóźnienia do wielkości wskazanej przez kryterium AIC tylko bardzo nieznacznie pogarszało ich wartości<sup>31</sup>.

<sup>31</sup> M. OSIŃSKA, *Ekonometria finansowa*, s. 54.

Tabela 3. Podstawowe charakterystyki równań systemu VAR opisujących zależności między kursem EUR/HUF a kredytem

Równanie kredytu	Równania kursu EUR/HUF		Równania kredytu		Współczynnik autokorelacji reszt równań	Test <i>portmanteau</i> ( $df=56$ )	
	$R^2$	Współczynnik autokorelacji reszt	$R^2$	Współczynnik autokorelacji reszt		Statystyka testu	$p$
Ogółem	0,885	0,0067	0,988	-0,0085	0,486	44,767	0,8595
Do jednego roku	0,878	-0,0105	0,825	-0,0300	-0,074	51,531	0,6445
Powyżej jednego roku	0,885	0,0057	0,988	-0,0042	0,489	46,276	0,8197
Powyżej 5 lat	0,884	0,0008	0,996	-0,0082	0,401	48,455	0,7530

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 3a. Podstawowe charakterystyki równań systemu VAR opisujących zależności między kursem EUR/HUF a poziomem BUBOR

Równanie BUBOR	Równania kursu EUR/HUF		Równania BUBOR		Współczynnik autokorelacji reszt równań	Test <i>portmanteau</i> ( $df=56$ )	
	$R^2$	Współczynnik autokorelacji reszt	$R^2$	Współczynnik autokorelacji reszt		Statystyka testu	$p$
O/N	0,883	-0,0397	0,929	-0,0649	-0,191	66,436	0,1604
1W	0,904	-0,0672	0,973	-0,0733	0,199	60,398	0,3199
1M	0,898	-0,0470	0,950	0,0219	0,451	63,713	0,2236
3M	0,908	-0,0448	0,972	0,0322	0,539	66,354	0,1621
12M	0,909	-0,0620	0,956	-0,0808	0,519	63,036	0,2416

Źródło: Obliczenia własne.

Tabele 3 oraz 3a przedstawiają podstawowe charakterystyki modeli VAR, z których wynika, że reszty żadnego z równań nie wykazują autokorelacji. Wskazują to zarówno współczynniki autokorelacji reszt, jak i wartość błędu I rodzaju testu *portmanteau* („portmonetki”). Test *portmanteau* służy do weryfikacji, czy autokorelacja grupy szeregów czasowych jest różna od zera. W pracy wykorzystano wersję Ljung-Boxa tego testu<sup>32</sup>. Tym samym spełniony jest podstawowy warunek

<sup>32</sup> G. LJUNG, G. BOX, *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*, „Biometrika” 65(1978), nr 2, s. 297-303.

estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Wysoką wartość współczynnika determinacji obydwu zmiennych uznaje się za typową dla tego typu modeli. Wyraźnie różne od zera wartości współczynników korelacji wzajemnej dla równań wskazują na możliwość występowania powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami i wyznaczenie funkcji odpowiedzi na impuls (*impulse response function* – IRF).

Zależności przyczynowe pomiędzy zmiennymi są badane na podstawie wyników estymacji modelu (2) za pomocą testu, który pozwala stwierdzić występowanie tzw. przyczynowości w sensie Grangera. Zmienna  $x$  jest przyczyną  $y$  w sensie Grangera, jeśli bieżące wartości  $y$  są lepiej objaśniane przy użyciu opóźnionych i bieżących wartości  $x$  niż bez ich wykorzystania<sup>33</sup>. Idea zaproponowanego przez Grangera testu polega na sprawdzeniu, czy wprowadzenie danej zmiennej do modelu wraz ze wszystkimi opóźnieniami zmniejszy istotnie wariancję resztową. Jak wskazuje Osińska, najczęściej wykorzystywanym<sup>34</sup> wariantem testu Grangera jest wariant Walda, którego statystyką jest wyrażenie:

$$T = \frac{N[S^2(\eta_i) - S^2(\epsilon_i)]}{S^2(\epsilon)} \quad (4)$$

gdzie:  $N$  – liczebność próby;  $S^2(h_i)$  – wariancja resztowa modelu, w którym zmienna, której przyczynowość jest badana, nie występuje,  $S^2(e_i)$  – wariancja resztowa modelu, w którym zmienna, której przyczynowość jest badana, występuje. Statystyka  $T$  jest asymptotycznie zbieżna do rozkładu  $\chi^2_q$ , gdzie  $q$  jest rzędem opóźnienia zmiennej, której przyczynowość jest badana.

Występowanie powiązań pomiędzy składnikami losowymi modelu VAR, czego wyrazem jest niezerowa kowariancja jednoczesna pomiędzy składnikami losowymi poszczególnych równań składających się na model, pozwala na tworzenie modeli strukturalnych<sup>35</sup>. Na podstawie tego modelu możliwe jest skonstruowanie funkcji odpowiedzi na impuls (IRF – *Impulse Response Function*), która określa zachowanie  $j$ -tej zmiennej w odpowiedzi na zaburzenia w resztach  $k$ -tej zmiennej. Najczęstszym sposobem prezentacji IRF jest wykres pokazujący zmianę w czasie reakcji zmiennej objaśnianej na zaburzenia w wysokości jednego odchylenia standardowego reszt zmiennej objaśniającej.

---

<sup>33</sup> C. GRANGER, *Investigation Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, „Econometrica” 37(1969), nr 3, s. 424-438.

<sup>34</sup> M. OSIŃSKA, *Ekonometria finansowa*, s. 212.

<sup>35</sup> E. KUSIDEL, *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR*, s. 35-38.

## 2. WYNIKI BADAŃ

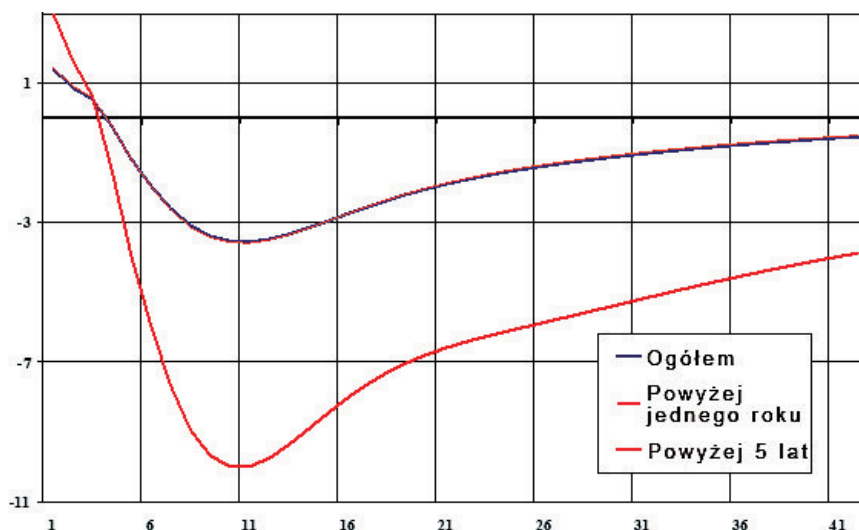
Wyniki testu przyczynowości Grangera uzyskane dla badanych systemów zmiennych przedstawiają Tabele 4 oraz 4a. W teście przyczynowości Grangera hipoteza zerowa mówi, że zmienna będąca przyczyną nie wpływa na zmienną objaśnianą. Hipoteza ta jest odrzucana w przypadku, gdy prawdopodobieństwo błędu I rodzaju ( $p$ ) jest mniejsze od przyjmowanego zazwyczaj jako graniczne 0,05. Przypadki, w których hipoteza o braku wpływu zmiennej objaśnianej na zmienną objaśniającą może być odrzucona, zaznaczone są w Tabelach 4 oraz 4a za pomocą pogrubienia.

Tabela 4. Wyniki testu przyczynowości Grangera dla poszczególnych okresów

Typ kredytu	Przyczyna: zmienna objaśniająca	Zmienna objaśniana			
		Kurs EUR/HUF		Kredyt	
		<i>t</i>	<i>p</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
Ogółem	Kurs EUR/HUF			<b>24,6972</b>	<b>0,0001</b>
	Kredyt	8,5345	0,0738		
Do jednego roku	Kurs EUR/HUF			2,2231	0,6948
	Kredyt	3,8680	0,4242		
Powyżej jednego roku	Kurs EUR/HUF			<b>24,6476</b>	<b>0,0001</b>
	Kredyt	8,6314	0,0710		
Powyżej 5 lat	Kurs EUR/HUF			<b>22,4813</b>	<b>0,0002</b>
	Kredyt	8,0683	0,0891		

Źródło: Obliczenia własne.

Z danych zawartych w Tabeli 4 wynika, że zmiana kursu EUR/HUF jest przyczyną (w sensie Grangera) dla zmian wielkości kredytu zarówno ogółem, jak i o terminie wymagalności powyżej jednego roku (w tym wydzielonej w ramach tej zmiennej wielkości kredytu o terminie wymagalności powyżej 5 lat). Nie jest natomiast przyczyną dla zmian wielkości kredytu krótkoterminowego o terminie wymagalności do jednego roku. Więcej o zróżnicowaniu reakcji badanych zmiennych może powiedzieć funkcja odpowiedzi na impuls (Rysunek 1).



Źródło: Obliczenia własne.

Rysunek 1. Reakcja wielkości kredytu na impuls ze strony kursu EUR/HUF.

Przebieg zamieszczonych na Rysunku 1 funkcji odpowiedzi na impuls (IRF) wskazuje, iż osłabienie forinta względem euro (wzrost wartości kursu EUR/HUF) skutkuje początkowo wzrostem wolumenu kredytu, a następnie (po około kwartale) jego zmniejszeniem. Kredyt o terminie wymagalności powyżej jednego roku reaguje identycznie jak kredyt ogółem<sup>36</sup>. Reakcja kredytu o terminie wymagalności powyżej 5 lat jest wyraźnie silniejsza i wygasa wolniej.

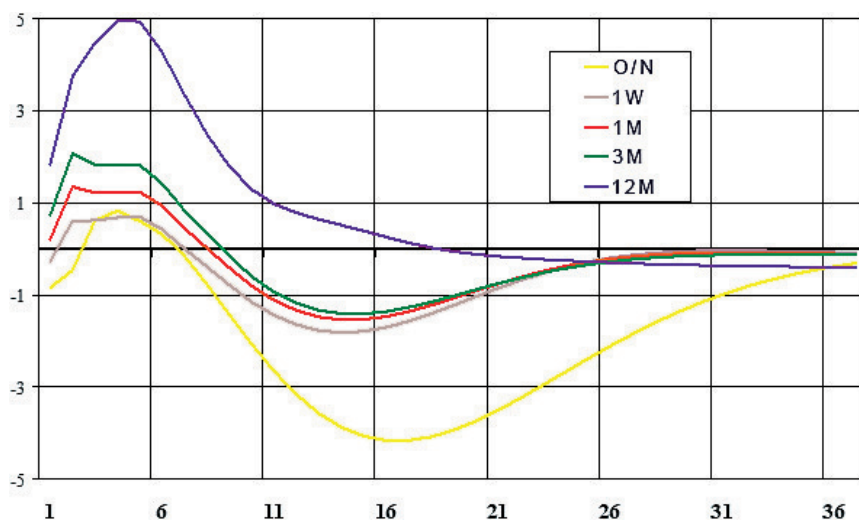
Wyniki testu przyczynowości przedstawione w Tabeli 4a wskazują na to, że współzależności między kursem walutowym a poziomem stóp procentowych na węgierskim rynku międzybankowym zachodzą w obydwu kierunkach. Kurs forinta względem euro oraz poziomy stóp procentowych oddziałują na siebie wzajemnie, co zostało przedstawione na Rysunkach 2 i 3.

<sup>36</sup> Przebieg funkcji odpowiedzi na impuls (IRF) dla zmiennej opisującej wartość kredytu do jednego roku nie został zamieszczony, gdyż kurs EUR/HUF nie był dla niego przyczyną w sensie Grangera.

Tabela 4a. Wyniki testu przyczynowości Grangera dla kursu EUR/HUF i stawek BUBOR

BUBOR	Przyczyna: zmienna objaśniająca	Zmienna objaśniana			
		BUBOR		Kurs EUR/HUF	
		<i>t</i>	<i>p</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
O/N	Kurs EUR/HUF BUBOR	9,8182	0,0436	<b>8,8822</b>	<b>0,0641</b>
1W	Kurs EUR/HUF BUBOR	19,4182	0,0007	<b>8,7295</b>	<b>0,0682</b>
1M	Kurs EUR/HUF BUBOR	22,6416	0,0001	11,9363	0,0178
3M	Kurs EUR/HUF BUBOR	25,2274	0,0000	11,7940	0,0190
12M	Kurs EUR/HUF BUBOR	33,4231	0,0000	49,3528	0,0000

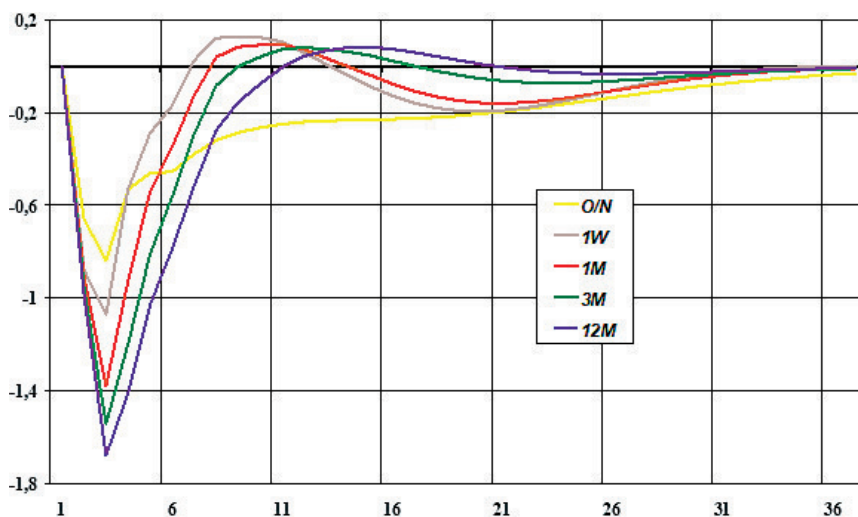
Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 2. Reakcja BUBOR na zmiany w kursie EUR/HUF

Na podstawie wyników przeprowadzonej analizy, ukazanych na Rysunku 2, możemy stwierdzić, że na zmianę kursu forinta względem euro silniej reagują stopy procentowe dla depozytów międzybankowych o dłuższym terminie zapadalności. Zarazem wyrównanie dla depozytów o dłuższych terminach zapadalności przebiega łagodniej niż w przypadku stóp procentowych na krótkim końcu krzywej.





Rysunek 3. Reakcja kursu EUR /HUF na zmiany BUBOR o różnym terminie

Wyniki badania oddziaływania między stopami procentowymi węgierskiego rynku międzybankowego na kurs EUR/HUF potwierdzają wcześniejsze ustalenia. Im dłuższy termin BUBOR-a, tym mocniejsza jest obserwowana reakcja kursu forinta względem euro. Wyrównanie, w rozumieniu powrotu do niższych stóp procentowych, następuje przy lekkim odkształceniu krzywej stóp procentowych. Na uwagę zasługuje wykres dla depozytu O/N, który wskazuje na utrzymujący się przez blisko 10 kwartałów (30 miesięcy) podwyższony, a przez to zmieniający kształt krzywej w jej krótkim końcu, poziom stóp procentowych.

#### PODSUMOWANIE

Uzyskane wyniki pozwalają lepiej wyjaśnić funkcjonowanie mechanizmu transmisji monetarnej w gospodarce węgierskiej w sytuacji zewnętrznego szoku o charakterze monetarnym, jakim był kryzys w strefie euro po roku 2008.

Przedstawiona w niniejszym opracowaniu analiza wykorzystująca koncepcję przyczynowości w sensie Grangera potwierdza, że przepływ przyczynowości w obrębie mechanizmu transmisji monetarnej ma charakter jednokierunkowy: od rynku walutowego do aktywności kredytowej węgierskich gospodarstw domowych, zwłaszcza w okresach umownych powyżej jednego roku oraz powyżej 5 lat. Wyniki przeprowadzonego badania wykazują jednocześnie dwukierunkowy charakter transmisji informacji między rynkiem walutowym forinta (EUR/HUF) a węgierskim

rynkiem międzybankowym. Rezultaty badań potwierdzają również, że zmiana kształtu krzywej stóp procentowych wynika ze wzrostu wartości parametrów opisujących oprocentowanie depozytów rynku międzybankowego, przy czym przez dłuższy czas utrzymuje się podwyższony poziom oprocentowania przy krótkim końcu krzywej.

Należy zauważyć, że przeprowadzona na przykładzie gospodarki węgierskiej analiza dotyczy lat 2005-2011. Okres ten wydaje się interesujący ze względu na doświadczenie funkcjonowania gospodarek zaskoczonych kryzysem wynikającym z absorpcji szoku zewnętrznego. Dotyczy to zarówno samych Węgier, jak i gospodarek państw strefy euro jako głównego partnera handlowego gospodarek podobnych do gospodarki węgierskiej. Jednoznaczność kierunku oddziaływania funkcji odpowiedzi na impuls – przebiegającej od kursu walutowego do aktywności kredytowej gospodarstw domowych – pozwala na sformułowanie wniosku o większym stopniu uniwersalności. Należy oczekiwać, że w przypadku tego typu gospodarek reakcja na szok prowadzący do osłabienia waluty krajowej będzie wykazywać taki sam kierunek oddziaływania. W przypadku wzmiankowanych w przedkładanym opracowaniu polskiego złotego i czeskiej korony, a także w przypadku innych gospodarek o podobnym charakterze, mogące się pojawić indywidualne różnice dotyczące zakresu obserwowanych reakcji należałoby zweryfikować pod kątem specyficznych cech tych gospodarek. Otwiera to perspektywę dla interesujących badań porównawczych.

## BIBLIOGRAFIA

- BASK M., DE LUNA X., EMU and the Stability and Volatility of Foreign Exchange: Some Empirical Evidence, „Chaos, Solitons and Fractals” 25(2005), s. 737-750.
- BAUM C., CAGLAYAN M., BARKOULAS J., Exchange Rate Uncertainty and Firm Profitability, „Journal of Macroeconomics” 23(2001), nr 4, s. 565-576.
- BEDNARZ J., Analiza kursów walut państw grupy wyszehradzkiej, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2011, nr 174, s. 163-173.
- BEDNARZ J., GĘDEK S., Współzależności kursów euro i funta brytyjskiego, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 8(2007), s. 25-34.
- BELKE A., SETZER R., Cost of Exchange Rate Volatility for Labour Markets: Empirical Evidence from the CEE Economies, „The Social and Economic Review” 34(2003), nr 3, s. 267-292.
- BENITA G., LAUTERBACH B., Policy Factors and Exchange Rate Volatility, Panel Data versus a Specific Country Analysis, „International Research Journal of Finance and Economics” 7(2007), s. 7-22.
- BOLIBOK P., The Macroeconomic Drivers of Household Debt-to-Income Ratio: An Evidence from the OECD Countries, „Copernican Journal of Finance & Accounting” 7(2018), nr 2, s. 29-41.
- BORIO C., The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have we Learnt?, „Journal of Banking & Finance” 45(2014), s. 182-198.

- BOUCHOUICHA R., FTITI Z., Real Estate Markets and the Macroeconomy: A Dynamic Coherence Framework, „Economic Modelling” 29(2012), s. 1820-1829.
- BYRNE J., DAVIS E., The Impact of Short and Long Run Exchange Rate Uncertainty on Investment: A Panel Study of Industrial Countries, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 67(2005), nr 3, s. 307-329.
- CERUTTI E., CLAESSENS S., LAEVEN L., The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence, „Journal of Financial Stability” 25(2017), s. 203-224.
- CASE K., Real Estate and the Macroeconomy, „Brooking Papers on Economic Activity” 2000, nr 2, s. 119-162.
- CHAREMZA W., DEADMAN D., Nowa ekonometria, PWE, Warszawa 1997.
- DEDU V., STOICA T., The Monetary Policy and the Real Estate Market, „Theoretical and Applied Economics” 12(2011), nr 565, s. 5-14.
- DREGER C., STADTMANN G., What Drives Heterogeneity in Foreign Exchange Rate Expectations: Insights from a New Survey, „International Journal of Finance and Economics” 13(2008), s. 360-367.
- ENGLER R., GRANGER C., Co-Integration and Error Correction, „Econometrica” 55(1987), s. 251-276.
- GALÍ J., MONACELLI T., Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small open Economy, „Review of Economic Studies” 72(2005), s. 707-734.
- GIULIODORI M., The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries, „Scottish Journal of Political Economy” 52(2005), nr 4, s. 519-543.
- GRANGER C., Investigation Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, „Econometrica” 37(1969), nr 3, s. 424-438.
- JOHANSEN S., Modelling of Cointegration in the Vector Autoregressive Model, „Economic Modelling” 17(2000), nr 3, s. 359-373.
- JOHANSEN S., Statistical Analysis of Cointegration Vectors, „Journal of Economic Dynamics and Control” 12(1988), s. 231-254.
- JOHANSEN S., JUSELIUS K., Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 52(1990), s. 169-210.
- KARRAS G., LEE J., STOKES H., Sources of Exchange-Rate Volatility. Impulses or Propagation?, „International Review of Economics and Finance” 14(2005), s. 213-226.
- KISS G., VADAS G., The Role of Housing Market in Monetary Transmission – Evidence from Hungary, „European Journal of Housing Policy” 7(2007), nr 3, s. 299-317.
- KUSIDEL E., Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania, Absolwent, Łódź 2000.
- LJUNG G., BOX G., On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, „Biometrika” 65(1978), nr 2, s. 297-303.
- MACDONALD R., Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important?, „The Economic Journal” 109(1999), s. 673-691.
- MADDALA G., Ekonometria, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- MAJSTEREK M., Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej, „Przegląd Statystyczny” 45(1998), s. 113-130.
- MISHKIN F., Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, „Journal of Economic Perspectives” 9(1995), nr 2, s. 3-10.
- MUSSA M., The Euro versus the Dollar: Not a Zero Sum Game, „Journal of Policy Modeling” 24(2002), s. 361-372.
- OSIŃSKA M., Ekonometria finansowa, PWE, Warszawa 2006.
- OZMER-IMER I., OZKAN I., An Empirical Analysis of Currency Volatilities During the Recent Global Financial Crisis, „Economic Modelling” 43(2014), s. 394-406.
- ROULAC S., Real Estate Value Chain Connections: Tangible and Transparent, „Journal of Real Estate Research” 17(1999), s. 387-404.

- TARASHEV N., Speculative Attacks and the Information Role of Interest Rate, „Journal of the European Economic Association” 5(2007), s. 1-36.
- TATARCZAK E., Badanie stacjonarności oraz analiza kointegracji kursów walutowych, „Roczniki Nauk Rolniczych” 94(2007), s. 149-156.
- WELFE A., Ekonometria. Metody i ich zastosowanie, PWE, Warszawa 2009.
- WITKOWSKA D., Kointegracja kursów walutowych Polski, Węgier i Czech, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 13(2011), s. 399-408.

ODDZIAŁYWANIE RYNKU WALUTOWEGO  
NA POZIOM STÓP PROCENTOWYCH RYNKU MIĘDZYBANKOWEGO  
ORAZ AKTYWNOŚĆ KREDYTOWĄ WĘGIERSKICH GOSPODARSTW DOMOWYCH

Streszczenie

W artykule podjęto próbę oszacowania wpływu zjawisk zachodzących na rynku forinta na poziom stóp procentowych węgierskiego rynku międzybankowego i obserwowaną aktywność kredytową sektora gospodarstw domowych. Przeprowadzona analiza jednoznacznie wykazała przepływ przyczynowości w sensie Grangera w obrębie mechanizmu transmisji monetarnej od rynku walutowego do aktywności kredytowej węgierskich gospodarstw domowych, zwłaszcza w okresach umownych powyżej jednego roku oraz powyżej pięciu lat. Jednocześnie transmisja informacji między rynkiem walutowym forinta (EUR/HUF) a węgierskim rynkiem międzybankowym wykazywała dwukierunkowość oddziaływania impulsów.

**Słowa kluczowe:** rynek walutowy; rynek międzybankowy; mechanizm transmisji monetarnej; polityka pieniężna; kredyty gospodarstw domowych.

THE IMPACT OF THE FOREIGN EXCHANGE MARKET  
ON THE INTERBANK INTEREST RATES  
AND THE CREDIT ACTIVITY OF HUNGARIAN HOUSEHOLDS

Summary

The study attempts to assess the impact of developments in the forint exchange rate against euro on the level of interest rates on the Hungarian interbank market and the observed credit activity of the household sector. The analysis showed the flow of Granger causality sense within the mechanism of monetary transmission from the currency market to the credit activity of Hungarian households, especially in contract periods of more than one year and five years. At the same time, the transmission of information between the forint exchange rate (EUR/HUF) and the Hungarian interbank market showed the bidirectional impact of impulses.

**Key words:** foreign exchange; interbank market; monetary transmission mechanism; monetary policy; household credit.