

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4–6 września 2007 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Aleksandra Matuszewska, Dorota Witkowska
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Kurs euro/dolar natychmiastowy i terminowy – analiza zależności krótkookresowych dla danych obserwowanych z częstotliwością dzienną i tygodniową

1. Wprowadzenie

Postępujące procesy integracyjne i globalizacyjne w gospodarce światowej powodują, że rynek finansowy ewoluuje. Jednym z przejawów zmian zachodzących w tej części gospodarki, jest coraz silniejsze wzajemne oddziaływanie różnych segmentów tego rynku. Do dwóch największych i najbardziej dynamicznie rozwijających się segmentów rynku finansowego zalicza się rynek walutowy i rynek instrumentów pochodnych. Rynek walutowy, ze względu na specyfikę jego instrumentów, można uznać za tę część rynku finansowego, na którą ma największy wpływ globalizacja. Powoduje ona, że wraz z upływem czasu odnotowuje się coraz większą aktywność uczestników tego rynku. Świadczą o tym chociażby rosnące z okresu na okres obroty (por. np. analizy prowadzone przez Bank Rozliczeń Międzynarodowych, *Triennial...*, 2005).

Coraz bardziej intensywna wymiana walut zwiększa zapotrzebowanie na zabezpieczanie się przed ryzykiem walutowym, co ma również przełożenie na aktywność na rynku instrumentów pochodnych. Z tego względu wśród uczestników rynku finansowego istnieje przekonanie, że istotny wpływ na kursy natychmiastowe mają ich kursy terminowe. Wynika to z przeświadczenia, że na bieżące zmiany cen natychmiastowych oddziałują oczekiwania rynku. Jeżeli taki pogląd jest reprezentowany przez dostatecznie silną grupę uczestników rynku, to będą oni dokonywać operacji związanych z danym instrumentem (walutą), dopóki cena bieżąca nie będzie równa zdyskontowanej oczekiwanej cenie przyszłej waloru. Reasumując, kurs walutowy natychmiastowy będzie w takim

przypadku odbiciem przyszłego oczekiwanego kursu (wyrażonego poprzez kurs kontraktu terminowego) po uwzględnieniu kosztów (por. Bennett, 2000).

Próba wyjaśnienia zależności pomiędzy cenami natychmiastowymi a terminowymi ma odzwierciedlenie w teorii. Jednym z podejść jest implementacja teorii racjonalnych oczekiwań (por. m.in. Osińska, 2000). Dla rynku finansowego racjonalne oczekiwania są próbą budowy prognoz przyszłych wartości instrumentów. Przy czym zakłada się, że konstruktorzy prognoz starają się doskonalić je poprzez eliminację popełnianych wcześniej błędów. Wprawdzie nie gwarantuje to poprawnych przewidywań, jednakże pozwala wykluczyć wszystkie znane obszary, które mogą wpływać na niedokładność prognoz. Zależności pomiędzy kursami natychmiastowymi i terminowymi mogą być również wyjaśnione w oparciu o hipotezę rynku efektywnego (por. Fama, 1970; Fama, 1991). Mówi ona, że wszystkie dostępne informacje na rynku są w pełni odzwierciedlone w cenach walorów. Zatem, jeżeli obecne oczekiwania okażą się prawidłowe to nie nastąpi zmiana aktywów lub cena wzrośnie proporcjonalnie do kosztów i zysku odpowiadającego ryzyku posiadania aktywów (por. Bennett, 2000). Tematyka kształtowania się zależności pomiędzy kursami walutowymi natychmiastowymi i terminowymi została poruszona między innymi w pracach: Mussa (1979), Fama (1984), Krugman, Obstfeld (1997), Bennett (2000), Taylor (2000), Copeland (2005). Analizy przedstawione w wymienionych pracach w dużej mierze dotyczyły kształtowania się kursu walutowego w długim okresie. Z kolei badanie zaprezentowane w niniejszej pracy ma charakter pilotażowy i dotyczy kształtowania się relacji pomiędzy walorami dla zmian następujących z okresu na okres, z tego względu analizowano stopy zwrotu. Celem badania była analiza zależności pomiędzy kursem walutowym natychmiastowym a kursem terminowym na przykładzie kursów euro/dolar amerykański (EUR/USD), obserwowanych z częstotliwością dzienną i tygodniową. Wybór tego kursu wynika z dwóch przyczyn:

1. obie waluty uczestniczą w największej liczbie transakcji zawieranych na rynku walutowym,
2. coraz więcej gospodarek krajowych (regionalnych) staje się bardziej otwartych na międzynarodową wymianę handlową.

Cel badania realizowano dwuetapowo. W pierwszym etapie analizowano występowanie zależności przyczynowych (por. Zieliński, 1991) pomiędzy walorami przy wykorzystaniu testu przyczynowości Grangera. W drugim etapie porównano jakość odwzorowania zmian kursu euro/dolar przy wykorzystaniu modeli szeregów czasowych ze zmienną egzogeniczną.

2. Oznaczenia i transformacje zmiennych

Zbiór danych, który poddano analizie został udostępniony przez serwis REUTERSa. Obejmował on notowania dzienne z okresu od 4 stycznia 1999, czyli od momentu pojawienia się waluty euro w rozliczeniach międzybankowych, do 5 grudnia 2003. Za ceny terminowe przyjęto notowania kontraktów

futures wystawionych na kurs euro/dolar. Okres badania został ograniczony ze względu na umożliwienie porównania uzyskanych wyników z rezultatami wcześniej prowadzonych badań. Analizie poddano szeregi dziennych, poniedziałkowych i średnich tygodniowych kursów otwarcia przetransformowanych do szeregów logarytmicznych stów zwrotu.

Dzienne logarytmiczne stopy zwrotu dla kursu otwarcia euro/dolar:

$$y_{dt} = \ln(Y_{dt}) - \ln(Y_{dt-1}), \quad (1)$$

gdzie: Y_{dt} – dzienne notowania kursu otwarcia euro/dolar w okresie t ,
 Y_{dt-1} – dzienne notowania kursu otwarcia euro/dolar w okresie $t-1$.

Logarytmicznych stopy zwrotu dla średnich tygodniowych kursów otwarcia:

$$y_{w\tau} = \ln(Y_{w\tau}) - \ln(Y_{w\tau-1}), \quad (2)$$

gdzie: $Y_{w\tau}$ – średnie tygodniowe notowania kursu otwarcia euro/dolar w okresie τ , $Y_{w\tau-1}$ – średnie tygodniowe notowania kursu otwarcia euro/dolar w okresie $\tau-1$ oraz

$$Y_{w\tau} = \frac{1}{G} \sum_{i=1}^G Y_{(dG)\tau}, \quad (3)$$

$Y_{(dG)\tau}$ – dzienne notowanie kursu euro/dolar w dniu G tygodnia τ ,
 τ – notowanie o numerze τ w szeregu notowań tygodniowych, G – G -ty dzień tygodnia, G = poniedziałek, wtorek, środa, czwartek, piątek.

Logarytmiczne stopy zwrotu dla poniedziałkowych notowań kursu otwarcia:

$$y_{Mo\tau} = \ln(Y_{Mo\tau}) - \ln(Y_{Mo\tau-1}), \quad (4)$$

$Y_{Mo\tau}$ – poniedziałkowe notowania kursu otwarcia euro/dolar w tygodniu τ ,
 $Y_{Mo\tau-1}$ – poniedziałkowe notowania kursu otwarcia euro/dolar w tygodniu $\tau-1$.

W dalszej części badań zmienną obrazującą kurs euro/dolar oznaczono jako Y , a zmienną wyrażającą notowania kontraktów terminowych wystawionych na kurs EUR/USD jako X .

3. Metody zastosowane do analizy

W pierwszym kroku sprawdzono wpływ zmian cen kontraktów terminowych na zmiany cen natychmiastowych (i odwrotnie) za pomocą testu przyczynowości. Hipoteza zerowa zakłada, że „zmienna X nie jest przyczyną zmiennej Y w sensie Grangera”, co można w skrócie oznaczyć jako: $\neg X \rightarrow Y$. Statystyczna weryfikacja hipotezy polega na tym, że sprawdza się, czy bieżące wartości zmiennej Y można prognozować z większą dokładnością przy wykorzystaniu historycznych wartości X , niż z ich pominięciem (por. Charemza, Deadman, 1997). Opis testów weryfikujących hipotezę o braku przyczynowości

przedstawiono m. in. w pracach: Geweke i in. (1983), Charemza, Deadman (1997), Osinska (2006). W przeprowadzonym badaniu wykorzystano test przyczynowości Grangera, ze statystyką testową Walda.

Przeprowadzona analiza empiryczna pozwoliła na stwierdzenie, że kształtowanie się badanego kursu walutowego lepiej opisuje model ARMA(p,q) niż AR(p). Ponadto w modelu należało też uwzględnić zmienne objaśniające w postaci opóźnionych wartości zmiennej X (zmian notowań kontraktów terminowych). Dynamiczne modele ekonometryczne, w których bieżące wartości zmiennej objaśnianej zależą od bieżących oraz opóźnionych wartości zmiennej egzogenicznej są nazywane modelami z rozkładami opóźnień - DL(s). Zatem model wyjściowy przyjął postać ARMA(p,q)-DL(s):

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{k=0}^s \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}, \quad (5)$$

lub w skrócie:

$$\alpha(B)y_t = \beta(B)x_t + \theta(B)\varepsilon_t, \quad (6)$$

Z uwagi na to, że uczestnicy rynku często nie dysponują informacją bieżącą o wartości bieżącej kontraktu terminowego, to należałoby w modelu (5) pominąć nieopóźnioną wartość zmiennej X . Model, w którym zostały uwzględnione jedynie informacje opóźnione nazywany jest modelem „martwego startu” (por. Charemza, Deadman, 1997):

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{k=1}^s \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}. \quad (7)$$

Rząd autoregresji (AR), rząd średniej ruchomej (MA) oraz maksymalną liczbę opóźnień dla zmiennej X ustalono na podstawie weryfikacji hipotez o istotności parametrów oraz kryterium informacyjnego Schwarz (SIC). Test ARCH-LM Engle’a (por. Engel, 1982) wskazał na występowanie efektu ARCH w resztach modelu dla danych notowanych z częstotliwością dzienną, dlatego też w tym modelu uwzględniono równanie wariancji warunkowej GARCH(P,Q). W modelach opisujących relacje zmiennych tygodniowych efektu ARCH nie stwierdzono. Do modeli dołączono również zmienną czasową (trend liniowy – zmienna T), co było konsekwencją wcześniej dokonanej dekompozycji szeregów.

Aby mieć szerszy pogląd na wpływ zmian cen kontraktów terminowych na zmiany cen natychmiastowych porównano oszacowany model z modelem, gdzie za X przyjęto inną zmienną (niż notowania kontaktów terminowych na kurs euro/dolar). Wyboru tej zmiennej dokonano spośród 88 zmiennych „kandydatek” pochodzących z rynku finansowego i notowanych współbieżnie do badanego kursu walutowego (por. wyniki prezentowane m.in. w pracy Matuszewska, Witkowska, 2007). Dla każdej z takich zmiennych skonstruowano szereg modeli postaci (7) metodą „od ogółu do szczegółu” (por. Charemza,

Deadman, 1997). Do porównania z wcześniej skonstruowanymi modelami wybrano najlepszy z punktu widzenia kryterium informacyjnego Schwarza.

Kryteriami porównawczymi dla wszystkich modeli były:

1. kryterium informacyjne Schwarza (SIC),
2. skorygowany średni absolutny błąd dopasowania \overline{MAPE} ,
3. pierwiastek skorygowanego średniokwadratowego błędu dopasowania $\overline{RMSP\bar{E}}$, oraz
4. miernik zgodności kierunku zmian S :

$$S = \sum_{t=1}^T s_t / T, \quad (8)$$

gdzie:

$$s_t = \begin{cases} 1 & \text{gd}y (y_t \geq 0 \text{ i } \hat{y}_t \geq 0) \text{ lub } (y_t \leq 0 \text{ i } \hat{y}_t \leq 0) \\ 0 & \text{gd}y (y_t > 0 \text{ i } \hat{y}_t < 0) \text{ lub } (y_t < 0 \text{ i } \hat{y}_t > 0) \end{cases}$$

Porównano również między sobą modele niezagnieżdżone przy wykorzystaniu testu obejmowania J (por. Davidson, MacKinnon, 1981).

4. Wyniki analiz empirycznych

Wyniki testu przyczynowości zaprezentowano w tabeli 1. Zmiany w cenach kontraktów terminowych okazały się być przyczyną zmian kursów euro/dolar dla wszystkich transformacji zmiennych, niezależnie od przyjętego opóźnienia (hipotezę zerową weryfikowano przy opóźnieniach $i = 1, \dots, 10$). Z kolei odwrotny wpływ stwierdzono tylko w przypadku stóp zwrotu wyznaczonych dla średnich cen tygodniowych. Taki wyniki testu w tym przypadku może to być wynikiem agregacji zmiennych.

Tabela 1. Wyniki testu Grangera

Typ zmiennej	Hipoteza zerowa	Opóźnienie									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$y_{w\tau}$	$\neg X \rightarrow Y$	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
	$\neg Y \rightarrow X$		**	*	**	*	*			*	
y_{dt}	$\neg X \rightarrow Y$	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
	$\neg Y \rightarrow X$										
$y_{Mo\tau}$	$\neg X \rightarrow Y$	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
	$\neg Y \rightarrow X$										

** odrzucenie H_0 na poziomie istotności 0,01, * odrzucenie H_0 na poziomie istotności 0,05.

Źródło: Opracowanie własne.

W kolejnym etapie analizy zbudowano szereg modeli dla dziennych i tygodniowych logarytmicznych stóp zwrotu. Dla dziennych logarytmicznych stóp

zwrotu skonstruowano modele: ARMA, ARMA-GARCH, ARMA-DL, ARMA-DL-GARCH z uwzględnieniem lub pominięciem zmiennej czasowej. Dla zmiennych obserwowanych z częstotliwością tygodniową analizowano modele typu ARMA i ARMA-DL również z uwzględnieniem lub pominięciem zmiennej czasowej. W szeregach tych nie stwierdzono występowania efektu ARCH.

Tabela 2. Wybrane charakterystyki estymowanych modeli

Szereg	Model	SIC	\overline{MAPE}	\overline{RMSPE}	S
y_{dt}	ARMA(2,1)	-7.1443	0.9917	0.9948	54%
	ARMA(2,1)-GARCH(2,2)	-7.1399	0.9916	0.9948	53%
	ARMA(2,1)-T-EUR_USDF(1)	-7.57458	0.7859	0.7977	72%
	ARMA(2,1)-T-EUR_USDF(1)-GARCH(1,1)	-7.5812	0.7871	0.7980	71%
	ARMA(2,1)-T-CHF_USDF(1)-GARCH(1,1)	-7.3871	0.8702	0.8808	67%
y_{wr}	ARMA(1,1)-T	-6.0758	0.9153	0.9318	61%
	ARMA(1,1)-T-EUR_USDF(1)	-6.2064	0.8641	0.8634	65%
	ARMA(1,1)-T-LIBORUSD1Y(1)	-6.1422	0.8619	0.8810	66%
y_{Mor}	ARMA(0,1)-T	-5.5778	0.9770	0.9364	63%
	ARMA(0,1)-T-EUR_USDF(1)	-5.7174	0.8888	0.9087	67%
	ARMA(0,1)-T-CHF_USDF(1)	-5.5947	0.9512	0.9860	58%

Liczby w nawiasach oznaczają maksymalne opóźnienia przy poszczególnych zmiennych.

Źródło: Opracowanie własne.

W tabeli 2 przedstawiono wybrane charakterystyki dla najlepszych modeli. Dla wszystkich transformacji zmiennych modele uwzględniające dodatkową zmienną egzogeniczną miały lepsze wartości kryterium Schwarza, mniejsze błędy \overline{MAPE} i \overline{RMSPE} oraz większą wartość współczynnika S . Dla szeregów logarymicznych stóp zwrotu dla dziennych kursów oraz poniedziałkowych najlepszymi modelami okazały się te, w których za zmienną egzogeniczną przyjęto zmiany cen terminowych kursu euro dolar (EUR_USDF) lub zmiany cen terminowych kursu frank szwajcarski dolar (CHF_USDF). Przy czym test obejmowania J wskazał jednoznacznie, że modele ze zmienną EUR_USDF dominowały nad modelem ze zmienną CHF_USDF). W przypadku modelu dla logarymicznych przyrostów średnich tygodniowych kursów modele o najlepszych statystykach uwzględniały zmienną EUR_USDF lub zmiany stóp procentowych LIBOR dla rocznych depozytów dolarowych (LIBORUSD1Y). W tym przypadku błąd \overline{MAPE} i miernik wskazały na model ze zmienną statystyki LIBORUSD1Y, a SIC i \overline{RMSPE} na model ze zmienną EUR_USDF. Rozstrzygający okazał się test J , który wskazał na model uwzględniający stopy procentowe.

5. Podsumowanie

Celem badania było sprawdzenie w jakim stopniu na zmiany natychmiastowego kursu euro/dolar wpływają zmiany kursów terminowych. Wynik testu przyczynowości wskazał na to, że dla kursu EUR/USD zmiany zachodzące w cenach terminowych powodują w większym stopniu zmiany cen natychmiastowych, niż w relacji odwrotnej. Wybrane charakterystyki estymowanych modeli potwierdziły te rezultaty. Najlepiej stopy zwrotu kursu euro/dolar były objaśniane przez model, w którym uwzględniono historyczne wahania kursu terminowego jako zmiennej objaśniającej. Niejednoznaczny wynik otrzymano dla modelowanego szeregu zmian logarytmicznych przyrostów średnich kursów tygodniowych. Wynik taki może być rezultatem agregacji danych. W tym przypadku, oprócz kontaktów *futures* znaczenie dla modelowania kursu euro/dolar miały wahania stóp procentowych rocznych depozytów dolarowych. W teorii sytuacja taka jest tłumaczona parytetem stóp procentowych (por. np. Krugman, Obstfeld, 1997, Copeland, 2005 oraz badania empiryczne potwierdzające tę hipotezę: Johansen, Juselius, 1992, So, 2001 Juselius, MacDonald, 2004 lub Sax, 2006).

Literatura

- Baillie, R.T., Lippens, R.E., McMahon, P.C. (1983), Testing Rational Expectation and Efficiency in the Foreign Exchange Market, *Econometrica*, 51, 553–563.
- Bennett, D. (2000), *Ryzyko walutowe*, Dom Wydawniczy ABC, Kraków.
- Haremza, W., Deadman, D.F. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Copeland, L.S. (2005), *Exchange Rates and International Finance*, Pearson Education Limited, Harlow.
- Davidson, R., MacKinnon, J.G. (1981), Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses, *Econometrica*, 49, 781–793.
- Engle, R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimate of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50, 4, July, 987–1007.
- Fama, E.F. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *The Journal of Finance*, 25, 383–417.
- Fama, E.F. (1984), Forward and Spot Exchange Rates, *Journal of Monetary Economics*, 14, 320–328.
- Fama, E.F. (1991), Efficient Capital Markets II, *The Journal of Finance*, 46, 5, 1575–1617.
- Geweke, J., Meese, R., Dent, W. (1983), Comparing Alternative Test of Causality in Temporal System, *Journal of Econometrics*, 21, 161–194.
- Johansen, S., Juselius, K. (1992), Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration, Analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics*, 53, 211–244.
- Juselius, K., MacDonald, R. (2004), International Parity Relationships Between the USA and Japan, *Japan and the World Economy*, 16, 17–34.
- Krugman, P.R., Obstfeld, M. (1997), *International Economics. Theory and Policy*, Addison-Wesley, Reading, New York.

- Matuszewska, A., Witkowska, D. (2007), Wybrane aspekty analizy kursu euro/dolar: modele autoregresyjne z rozkładami opóźnień i sztuczne sieci neuronowe, *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, Nr VIII, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, 203–212.
- Mussa, M.L. (1979), *Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, II.
- Osińska, M. (2000), *Ekonometryczne modelowanie oczekiwań gospodarczych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Osińska, M. (2006), *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.
- Sax, C. (2006), Interest Rates and Exchange Rate Movements: Analyzing Short-Term Investments in Long-Term Bonds, *Financial Markets & Portfolio Management*, 20, 205–220.
- So, R.W. (2001), Price and Volatility Spillover Between Interest Rate and Exchange Rate of US Dollar, *Global Finance Journal*, 12, 95–107.
- Taylor, F. (2000), *Rynki opcje walutowe*, Oficyna Ekonomiczna - Dom Wydawniczy ABC, Kraków.
- Triennial Central Bank Survey, Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2004*, (2005), Bank Rozliczeń Międzynarodowych.
- Zieliński, Z. (1991), *Liniowe modele ekonometryczne jako narzędzie opisu i analizy przyczynowych zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.