

Aleksandra Matuszewska-Janica, Dorota Witkowska

Katedra Ekonometrii i Statystyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Modelowanie kursu euro/dolar: dynamiczne modele ekonometryczne i sztuczne sieci neuronowe

Wstęp

Spośród wielu typów ryzyka¹, występujących w gospodarce otwartej, ryzyko kursowe jest jednym z ważniejszych. Polega ono na tym, że zmiany kursów walutowych wpływają na opłacalność produkcji, która jest eksportowana lub która konkuruje na rynku krajowym z importem dóbr i usług. Dlatego też badanie kursów walutowych w celu rozpoznania przyczyn wpływających na ich kształtowanie się jest istotne².

Kurs walutowy waha się pod wpływem zmian w popycie i podaży na waluty uwzględnione w analizowanym kursie³. Jednym ze sposobów klasyfikacji czynników, które wpływają na kurs walutowy (poprzez popyt i podaż na waluty uwzględnione w kursie) jest podział na dwie grupy⁴: czynniki ekonomiczne i czynniki pozaekonomiczne. Do czynników pozaekonomicznych zalicza się czynniki psychologiczne (oczekiwania uczestników rynku walutowego co do

¹Informacje na temat ryzyka w gospodarce oraz systematyzację różnych typów ryzyka przedstawiono m.in. w pracy [Penc 1997], s. 388–391. Por. też inne szczegółowe opracowania dotyczące ryzyka i zarządzania ryzykiem: [Holliwel 2001], [Kaczmarek 2005], [Smithson i in. 2000], [Kendall 2000], [Jedynak i in. 2001].

²Ryzyko walutowe oraz sposoby zarządzania nim zostały zaprezentowane m. in. w pracach: [Bennett 2000], [Meniów i in. 2003], [Misztal 2004], [Kalinowski 2007]. Badania empiryczne dotyczące zabezpieczania się przed ryzykiem walutowym w przedsiębiorstwach zostały przedstawione m.in. w pracach [Glaum 2000a], [Glaum 2000b], [Perz, Znamirowski 2003], [Szeląg 2004]. Por. też [Matuszewska, Witkowska 2006].

³Por. np. [Begg i in 1994], s. 291. Aby taka relacja mogła zajść, wymagane jest występowanie systemu płynnych kursów walutowych w krajach (regionach), gdzie oficjalnymi środkami płatniczymi są waluty uwzględnione w kursie. Por. [Meniów i in. 2003].

⁴Por. [Misztal 2004], s. 26.

przyszłych zmian kursów walutowych) i czynniki polityczne⁵. W pracy [Misztal 2004] do grupy czynników pozaekonomicznych zaliczono również czynniki instytucjonalne⁶, ale w dużej mierze zależą one od polityki prowadzonej przez państwo, co rzutuje również na rozwiązania stosowane w systemie gospodarczym. Zatem czynniki instytucjonalne można włączyć do grupy czynników politycznych. Szczegółową klasyfikację czynników określających poziom kursu walutowego przedstawiono w tabeli 1, a schemat ich oddziaływania na rysunku 1.

Tabela 1

Czynniki określające poziom kursów walutowych

Czynniki ekonomiczne	Czynniki pozaekonomiczne
<p>Czynniki ekonomiczne:</p> <ul style="list-style-type: none"> • dynamika PKB, • stopa inflacji, • zmiany stóp procentowych, • stopa bezrobocia, • poziom rozwoju i struktura gospodarki oraz poziom konkurencyjności gospodarki (np. stawki podatkowe), • poziom rozwoju zaplecza technicznego, funkcjonowania rynków oraz intensywność i struktura przemian technicznych. 	<p>Czynniki polityczne (i instytucjonalne):</p> <ul style="list-style-type: none"> • stopień stabilizacji politycznej, a co za tym idzie również i stopień ryzyka politycznego, • szoki polityczne, • stosowane rozwiązania systemowe (np. stopień liberalizacji rynków), • stosowana polityka pieniężna, fiskalna, np. częstotliwość i sposoby interwencji banku centralnego. <p>Czynniki psychologiczne (oczekiwania uczestników rynku)</p>

Źródło: Por. [Bożyk i in. 2002], s. 239, [Budnikowski 2001], s. 289, [Misztal 2004], s. 25–26, [Reuters 2001a], s. 23–25, [Zajac 2001], s. 183–190.

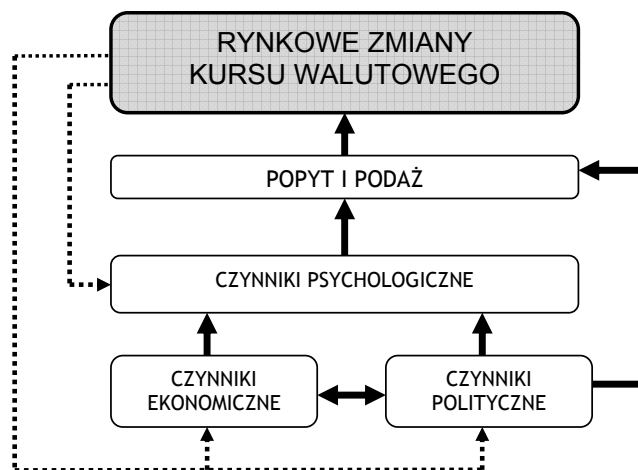
Na podstawie informacji o czynnikach ekonomicznych uczestnicy rynku walutowego formułują ocenę bieżącej sytuacji gospodarczej oraz oczekiwania co do stanu gospodarki w przyszłości⁷. Reakcje kursu walutowego na zmianę danego czynnika zwykle rozpatruje się przy założeniu, że inne czynniki mogące potencjalnie wpływać na kurs walutowy nie ulegają zmianie.

Czynniki psychologiczne można scharakteryzować jako oczekiwania uczestników rynku walutowego co do przyszłych zmian kursów walutowych, które są formułowane na podstawie pojawiających się informacji. Uczestnicy rynku na

⁵Por. [Reuters 2001], s. 22. W pracy [Prast, de Vor 2005] przedstawiono badanie dotyczące analizy wpływu wiadomości ekonomicznych i politycznych na zachowania się inwestorów, z której wynika, iż inwestorzy ze strefy euro są bardziej podatni na wiadomości polityczne niż ekonomiczne. Z kolei inwestorzy amerykańscy reagują odmiennie, w większym stopniu reagują na wiadomości ekonomiczne niż polityczne. Istotny wpływ czynników politycznych na zmiany kursów walutowych zawierają analizy przedstawione w pracy [Bloomberg, Hess 1997].

⁶Por. [Misztal 2004], s. 26.

⁷Por. [Budnikowski 2001], s. 289.



Rysunek 1

Mechanizm wpływu poszczególnych grup czynników na kurs walutowy

Źródło: Opracowanie własne na podstawie [Budnikowski 2001], s. 289, [Misztal 2004], s. 26

bazie posiadanych informacji dokonują pewnych działań związanych z zakupem lub sprzedażą walut oraz mogą przyspieszać lub opóźniać transakcje walutowe, co w konsekwencji powinno wpływać na zmiany kursów walutowych⁸. Oprócz informacji dotyczących stanu gospodarki i prowadzonej polityki, ważną rolę pełni informacja o ryzyku⁹ związanym z daną walutą czy kursem walutowym oraz działania spekulacyjne¹⁰. Czynniki psychologiczne działają na krótkoterminowe zmiany kursu walutowego¹¹.

Innym kryterium klasyfikacji może być podział przyczyn wpływających na kształtowanie się kursu walutowego na endogeniczne i egzogeniczne (por. [Mielus 2002]). Z punktu widzenia modelowania ekonometrycznego czynniki endogeniczne są to wewnętrzne składowe procesy, jakim są notowania kursów walutowych, a czynniki egzogeniczne (zewnętrzne) wynikają z otoczenia kursu. Pierwsze z nich są w modelach reprezentowane przez opóźnione zmienne obja-

⁸Wynika stąd, że ważną rolę w handlu walutami odgrywa informacja. Wpływ posiadanych informacji na cenę walorów (w szczególności przypadku cen walut) został ujęty przez E. Fama w postaci hipotez dotyczących informacyjnej efektywności rynku. Por. [Fama 1970 i 1991].

⁹Duże ryzyko zwykle powoduje mniejsze zainteresowanie się daną walutą lub zwiększa zapotrzebowanie na instrumenty zabezpieczające przed negatywnymi zmianami.

¹⁰Spekulacja to dokonywanie operacji związanych z zakupem lub sprzedażą danego waloru (w szczególności walut) w celach osiągnięcia zysków. Działania spekulacyjne mają wpływ na kształtowanie się kursu walutowego, jeżeli operacje takie będą zawierane z dużą częstotliwością oraz będą dotyczyły dużych kwot. Por. [Meniów i in. 2003], s. 68.

¹¹Por. [Reuters 2001], s. 24.

śniane (endogeniczne), a drugie przez bieżące i opóźnione zmienne egzogeniczne.

Przedmiotem badań zaprezentowanych w pracy jest kurs wymiany pomiędzy euro i dolarem amerykańskim. Wybór walut został podyktowany wiodącą pozycją gospodarek USA i krajów należących do strefy euro oraz istotną rolą, jaką euro i dolar USA pełnią na rynku walutowym¹². Celem prowadzonych analiz jest wyłonienie czynników ekonomicznych wpływających na kształtowanie się kursu euro/dolar oraz budowa modeli opisujących te zależności.

Opis danych statystycznych

Badania dotyczą zachowania się szeregu kursów euro/dolar, notowanych z częstotliwością dzienną. Z tego względu do grupy zmiennych odwzorowujących czynniki mające wpływ na zmiany kursu walutowego należy wybrać takie, które są notowane z tą samą częstotliwością. Warto zauważyć, że większość czynników, wpływających – zgodnie z teorią – na kursy walutowe, mierzy się z częstotliwością kwartalną lub miesięczną (np. PKB, poziom inflacji czy stopa bezrobocia). Dlatego w analizach pod uwagę wzięto tylko te zmienne, które są notowane współbieżnie z kursami i jednocześnie odwzorowują czynniki ekonomiczne kształtujące kurs walutowy. Zmienne te podzielono na cztery grupy: (1) waluty, (2) indeksy giełdowe, (3) kontrakty terminowe wystawione na towary i (4) stopy procentowe.

Do grupy pierwszej zaliczono kursy walut (innych niż euro/dolar), indeksy budowane na bazie kursów walutowych oraz notowania kontraktów terminowych wystawionych na kursy walut. Te zmienne mogą obrazować poziom konkurencyjności gospodarki i sytuację w bilansie płatniczym.

W zbiorze drugim znalazły się indeksy giełd światowych oraz notowania kontraktów terminowych wystawionych na te indeksy. Te zmienne służą do opisu poziomu konkurencyjności gospodarki oraz czynników koniunkturalnych, takich jak np. stopa wzrostu PKB¹³.

W grupie kontraktów terminowych wystawionych na towary zostały zawarte notowania kontraktów terminowych dotyczących tzw. surowców strategicznych (metale szlachetne, ropa, gaz, zboża), które mogą wyrażać wpływ czynników technicznych.

¹²Według raportu Banku Rozliczeń Międzynarodowych z 2004 r., dolar bierze udział w prawie 90% transakcji wymiany pomiędzy walutami, a euro w około 37%. Wymiana pomiędzy tymi walutami stanowi prawie 30% obrotów na rynku walutowym.

¹³Rynek akcji może stanowić barometr poziomu aktywności gospodarki, w której funkcjonuje. Rozważania na ten temat przedstawiono między innymi w pracy [Łon 2006].

W ostatniej grupie znalazły się stopy procentowe takie jak LIBOR i EURIBOR dla pożyczek udzielanych w następujących walutach: euro, dolar amerykański, jen japoński, funt brytyjski i frank szwajcarski oraz notowania obligacji amerykańskich.

W analizach – obok kursu euro/dolar – uwzględniono 71 zmiennych reprezentujących czynniki egzogeniczne, które należą do wymienionych czterech grup (tab. 2). Wszystkie zmienne uwzględnione w badaniu przekształcono do postaci szeregów dziennych stóp zwrotu. Zmienną kurs euro/dolar oznaczono jako Y , a pozostałe zmienne jako X .

Tabela 2

Zmienne uwzględnione w analizach kursu euro/dolar

	Zmienne egzogeniczne
Waluty	1.–4. EUR_USD_FUT, GBP_USD_FUT, CHF_USD_FUT, JPY_USD_FUT – notowania kontraktów futures wystawionych na kursy odpowiednio: euro/dolar, funt brytyjski/dolar, frank szwajcarski/dolar, jen/dolar; 5.–6. EUR_CHF, EUR_GBP – kursy walut odpowiednio: euro/frank szwajcarski, euro/funt brytyjski; 7.–10. JPY_INDEX, CHF_INDEX, USD_INDEX, EUR_INDEX – indeksy dla notowań kursów uwzględniających odpowiednio: jena, franka szwajcarskiego, dolara i euro; 11. USDINDEX_FUT – notowania kontraktów futures wystawionych na indeks dla kursów dolara;
Indeksy giełdowe	12.–14. DIJA, DJCA, SP500 – indeksy giełdy nowojorskiej odpowiednio: Dow Jones Average Industrial, Standard&Poor 500; 15.–16. NASDAQ, NASDAQ100 – indeksy amerykańskiego pozagiełdowego regulowanego rynku akcji – National Association of Securities Dealers Automated Quotations; 17.–19. FTSE100, NIKKEI, HANGSENG – indeksy giełd odpowiednio w: Londynie, Tokio i Hongkongu (Hang Seng); 20.–26. DAXFUT, NYSEFUT, SP500FUT, DJ_FUT, NASDAQ100FUT, FTSEFUT, NIKKEIFUT – notowania kontraktów futures wystawionych na odpowiednio: indeks DAX giełdy we Frankfurcie; indeks giełdy nowojorskiej – New York Stock Exchange, indeks giełdy nowojorskiej – Standard&Poor 500, indeks DJIA, indeks NASDAQ100, indeks giełdy londyńskiej FTSE100, indeks NIKKEI;
Kontrakty terminowe na towar	27.–31. CORN, WHEAT, SOYBEAN, COCOA, COTTON – notowania kontraktów futures na odpowiednio: kukurydzę, zboże, soję, kakao, bawełnę; 32.–34. CRUDEOIL, BRENDIOIL, HEATINGOIL – notowania kontraktów futures na odpowiednio: ropę crude i brend, olej opałowy; 35.–38. SILVER GOLD PLATYNA PALLAD – notowania kontraktów futures na srebro, złoto, platynę, pallad;

cd. tabeli 2

	Zmienne egzogeniczne
Stopy procentowe	<p>39.–44. EURIBOR_EURSW, EURIBOR_EUR1M, EURIBOR_EUR2M, EURIBOR_EUR3M, EURIBOR_EUR6M, EURIBOR_EUR1Y – stopy procentowe EURIBOR dla pożyczek w euro tygodniowych (SW), miesięcznych (1M), dwumiesięcznych (2M), trzymiesięcznych (3M), sześciomiesięcznych (6M) oraz rocznych (1Y);</p> <p>45.–50. LIBOR_EURSW, LIBOR_EUR1M, LIBOR_EUR2MY, LIBOR_EUR3M, LIBOR_EUR6M, LIBOR_EUR1Y – stopy procentowe LIIBOR dla pożyczek w euro tygodniowych (SW), miesięcznych (1M), dwumiesięcznych (2M), trzymiesięcznych (3M), sześciomiesięcznych (6M) oraz rocznych (1Y);</p> <p>51.–56. LIBOR_JPYSWM, LIBOR_JPY1M, LIBOR_JPY2M, LIBOR_JPY3M, LIBOR_JPY6M, LIBOR_JPY1Y – stopy procentowe LIBOR dla pożyczek w jenach tygodniowych (SW), miesięcznych (1M), dwumiesięcznych (2M), trzymiesięcznych (3M), sześciomiesięcznych (6M) oraz rocznych (1Y);</p> <p>57.–62. LIBOR_USDSW, LIBOR_USD1M, LIBOR_USD2M, LIBOR_USD3M, LIBOR_USD4M, LIBOR_USD1Y – stopy procentowe LIBOR dla pożyczek w dolarach tygodniowych (SW), miesięcznych (1M), dwumiesięcznych (2M), trzymiesięcznych (3M), sześciomiesięcznych (6M) oraz rocznych (1Y);</p> <p>63.–68. LIBOR_GBPSW, LIBOR_GBP1M, LIBOR_GBP2M, LIBOR_GBP3M, LIBOR_GBP6M, LIBOR_GBP1Y – stopy procentowe LIIBOR dla pożyczek w funtach brytyjskich tygodniowych (SW), miesięcznych (1M), dwumiesięcznych (2M), trzymiesięcznych (3M), sześciomiesięcznych (6M) oraz rocznych (1Y);</p> <p>69.–70. US10Y_BOND, US30Y_BOND – notowania obligacji amerykańskich odpowiednio 10- i 30-letnich;</p> <p>71. US30Y_BOND_FUT – notowania kontraktów futures wystawionych na notowania trzydziestoletnich obligacji amerykańskich.</p>

Źródło: Opracowanie własne.

W analizach uwzględniono obserwacje z okresu od 04.01.1999 r., czyli od momentu wprowadzenia euro do rozliczeń, do 31.07.2007 r. Próbę tę podzielono na dwie części:

- P1 – obejmującą dane w okresie 04.01.1999 r. – 05.12.2003 r. (dla którego prowadzono wcześniejsze badania¹⁴) – 1281 obserwacji,
 P2 – 02.01.2002 r. – 31.07.2007 r. (próba obejmowała dane od momentu, gdy waluta euro oficjalnie pojawiła się w obiegu) – 1449 obserwacji.

Opis metod badawczych

Jednym z narzędzi statystycznych, wspomagających wyszukiwanie zależności występujących między badanymi szeregami, jest testowanie przyczynowości

¹⁴Wyniki wcześniejszych badań przedstawiono m.in. w pracy [Matuszewska, Witkowska 2007].

wości w sensie Grangera [Granger 1969]¹⁵. Zmienna X jest przyczyną zmiennej Y , jeżeli bieżące wartości Y można prognozować z większą dokładnością przy użyciu historycznych wartości X niż bez ich wykorzystania, przy niezminionej pozostałej informacji [Charemza, Deadman 1997, s. 158]. Tak rozumianą przyczynowość określa się mianem przyczynowości w sensie Grangera. Innymi słowy, błąd prognozy wyznaczony dla zmiennej Y będzie mniejszy, jeżeli w modelu zostanie zawarta zmienna X , niż wtedy, gdy zostanie ona pominięta.

Występowanie przyczynowości podlega testowaniu statystycznemu¹⁶. Najczęściej wykorzystywanym testem (służącym ocenie przyczynowości) jest test Grangera. W teście tym w hipotezie zerowej zakłada się, że zmienna X nie jest przyczyną Y , wobec hipotezy alternatywnej, że X jest przyczyną Y . Test Grangera opiera się na porównaniu modelu z pełną informacją oraz modelu z pominiętą informacją (tj. modelu z nałożonymi restrykcjami). Weryfikację można przeprowadzić, wykorzystując sumę kwadratów reszt modeli z restrykcjami i bez restrykcji. Sprawdzenie testu może być sformułowane w postaci statystyki: Walda, LR lub LM ¹⁷.

Przeprowadzona analiza empiryczna¹⁸ pozwoliła na stwierdzenie, że kształtowanie się badanego kursu walutowego lepiej opisuje model $ARMA(p,q)$ niż $AR(p)$. Dlatego do dalszych analiz wykorzystano modele $ARMA$, uzupełnione zmiennymi egzogenicznymi. Ponadto, w modelu należało uwzględnić zmienne objaśniające w postaci opóźnionych wartości zmiennej X . Uwzględnienie opóźnień zmiennych endogenicznej i egzogenicznych wynika z tego, że na kształtowanie się szeregu wartości zmiennej objaśnianej ma wpływ wiele przyczyn psychologicznych, technologicznych oraz instytucjonalnych, również wiele okresów po ich zaistnieniu. 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 modele skonstruowane dla poszczególnych zmiennych egzogenicznych, będących przyczynami zmian kursowych, są modelami $ARMA(p,q)$ - $DL(s)$ i przyjęły postać:

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

¹⁵Szeroka dyskusja na temat przyczynowości została przytoczona w pracy: [Zieliński 1991].

¹⁶Procedurami, które można wykorzystać w tej analizie są m.in.: test Grangera, test Simsa-GMD, test Pierce'a-Haughta. Przegląd testów przyczynowości zawarto m.in. w pracach: [Geweke, Meese, Dent 1983], [Osipińska 2006]. Przytoczone testy mają zastosowanie do analizy przyczynowości dla szeregów stacjonarnych.

¹⁷Testy te opisano między innymi w pracy [Osipińska 2006], s. 212–213.

¹⁸Por. pracę [Matuszewska, Witkowska 2007].

gdzie dla każdego t : y_t – bieżące obserwacje zmiennej objaśnianej (endogenicznej); y_{t-i} – opóźnione o i okresów obserwacje zmiennej objaśnianej ($i = 1, 2, \dots, p$, p – maksymalne opóźnienie); x_t – bieżące obserwacje zmiennej egzogenicznej; x_{t-k} – opóźnione o k okresów obserwacje zmiennej egzogenicznej ($k = 1, 2, \dots, s$, s – maksymalne opóźnienie); ε_{t-j} – składniki losowe (bieżące i opóźnione) ($j = 1, 2, \dots, p, q$ – maksymalne opóźnienie); $\alpha_i, \beta_k, \theta_j$ – parametry modelu.

Z uwagi na to, że uczestnicy rynku często nie dysponują informacją bieżącą o wartości zmiennej egzogenicznej, to w modelu (1) pominięto nieopóźnioną wartość zmiennej X . Model, w którym zostały uwzględnione jedynie informacje opóźnione odnośnie do zmiennych endogenicznych nazywany jest modelem „martwego startu” (por. [Charemza, Deadman 1997]) i jest on postaci¹⁹:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{k=1}^s \beta_k x_{t-k} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (2)$$

W analizie danych finansowych o notowaniach dziennych lub częstszych, często stosuje się modele ARMA w połączeniu z modelami opisującymi zmiany w wariancji (GARCH), ponieważ charakterystyczną cechą szeregów finansowych jest zmieniająca się wariancja. Funkcja wariancji warunkowej w modelu GARCH jest wyrażona następującym wzorem²⁰:

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^s \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \phi_j h_{t-j} \quad (3)$$

gdzie: h_{t-j} – wartość funkcji wariancji warunkowej w okresie $t-j$; γ_0, γ_i, ϕ – parametry modelu; przy czym zakłada się, że $s > 0$ i $q \geq 0$ oraz $\gamma_0 > 0, \gamma_i \geq 0$ dla $i = 1, 2, \dots, s, \phi_j \geq 0$ dla $j = 1, 2, \dots, q$ (aby warunkowa wariancja była dodatnia).

Innym narzędziem stosowanym do analizy danych finansowych są sztuczne sieci neuronowe, będące modelami nieliniowymi. Cechami, które odróżniają sieci neuronowe od typowych statystycznych narzędzi są (por. [Witkowska 2002], s. 2, [Lula 1999], s. 13):

- zdolność do uczenia się, przez co sieć potrafi nauczyć się prawidłowych reakcji na określony zespół bodźców (tj. może aproksymować dowolny typ zależności);
- umiejętność generalizacji zdobytej w fazie uczenia wiedzy;

¹⁹W modelach (1)–(3) można dodatkowo uwzględnić tak zwane zmienne deterministyczne, czyli: stałą, zmienną czasową lub zmienne binarne.

²⁰Por. [Bollerslev 1986].

- odporność na uszkodzenia (sieć działa poprawnie nawet wtedy, gdy jest uszkodzona).

Sztuczne sieci neuronowe mają budowę warstwową. Każda warstwa zawiera skończoną liczbę elementów przetwarzających informacje, zwanych neuronami. Kierunek przepływu informacji zależy od rodzaju sieci. W zagadnieniach modelowania i prognozowania najczęściej wykorzystywane są sieci jednokierunkowe (por. [Lula 1999], s. 9), w których informacje są przetwarzane jednokierunkowo, tj. od warstwy wejściowej do wyjściowej. Najbardziej popularną siecią jest perceptron wielowarstwowy (MLP), który zazwyczaj składa się z trzech lub więcej warstw neuronów²¹.

Mierniki oceny jakości modeli

Metody zastosowane do analizy zależności, powinny podlegać ocenie pod kątem ich efektywności. Do najczęściej stosowanych do tego celu narzędzi zalicza się kryteria informacyjne Akaike'a i Schwarz'a (por. np. [Osińska 2006], s. 54). W badaniu przedstawionym w pracy wykorzystano kryterium Schwarz'a, ze względu na to, że preferuje ono, w przeciwieństwie do kryterium Akaike'a, modele z mniejszą liczbą zmiennych objaśniających. Kryterium Schwarz'a wywodzi się z podejścia bayesowskiego, w którym poszukuje się najbardziej prawdopodobnej wersji modelu na gruncie informacji zawartej w próbie²²:

$$SIC = \ln S_e^2 + (k + 1) \frac{\ln T}{T} \quad (4)$$

gdzie: S_e^2 – wariancja resztowa; T – liczba obserwacji; k – liczba zmiennych objaśniających.

Obok kryterium informacyjnego, do oceny jakości modeli często wykorzystuje się średnie (bezwzględne i względne) błędy prognoz *ex post*, np. średni błąd absolutny *MAPE* lub pierwiastek błędu średniokwadratowego *RMSPE*. W przypadku, gdy wartości w badanych szeregach są bliskie zeru, średnie błędy względne zastępuje się ich wersjami skorygowanymi²³, które oznaczone przez *MAPE** oraz *RMSPE** wyznacza się jako:

²¹Proces przetwarzania danych przez SSN oraz ich zastosowanie w analizach szeregów czasowych został opisany m.in. w pracach: [Azoff 1994], [Gately 1999], [Lula 1999], [Duch (red.) 2000], [Witkowska 2002].

²²[Gajda 2004], s. 56.

²³Szczegółowy opis tych miar zawarto w pracy [Welfe 2003], s. 231–237.

$$MAPE^* = \frac{\sum_{m=1}^{T^*} |\hat{y}_m^* - y_m^*|}{\sum_{m=1}^{T^*} |y_m^*|} \quad (5)$$

$$RMSPE^* = \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{T^*} (\hat{y}_m^* - y_m^*)^2}{\sum_{m=1}^{T^*} (y_m^*)^2}} \quad (6)$$

gdzie dla każdego m : y_m^* – wartość rzeczywista zmiennej prognozowanej (endogenicznej), \hat{y}_m^* – wyznaczona prognoza, T^* – horyzont prognozy.

Oprócz tego w ocenie własności progностycznych modeli często używa się tzw. współczynnika rozbieżności Theila:

$$(RMSPE^*)^2 = I^2 = \frac{\sum_{m=1}^{T^*} (\hat{y}_m^* - y_m^*)^2}{\sum_{m=1}^{T^*} (y_m^*)^2} \quad (7)$$

oraz jego dekompozycji na trzy składowe: $I^2 = I_1^2 + I_2^2 + I_3^2$, które pozwalają bliżej sprecyzować rząd i charakter błędów aproksymacji:

$$I_1^2 = (\bar{y}^* - \bar{y}^*)^2 \Big/ \frac{1}{T^*} \sum_{m=1}^{T^*} (y_m^*)^2 \quad (8)$$

$$I_2^2 = (\hat{S}_y^* - S_y^*)^2 \Big/ \frac{1}{T^*} \sum_{m=1}^{T^*} (y_m^*)^2 \quad (9)$$

$$I_3^2 = 2 \hat{S}_y^* \cdot S_y^* (1 - r_{\hat{y}^* y^*}) \Big/ \frac{1}{T^*} \sum_{m=1}^{T^*} (y_m^*)^2 \quad (10)$$

gdzie: \bar{y}^* – średnia arytmetyczna realizacji zmiennej prognozowanej, czyli:

$$\bar{y}^* = \frac{1}{T^*} \sum_{m=1}^{T^*} y_m^* \quad (11)$$

\hat{y}^* – średnia arytmetyczna prognoz, czyli:

$$\hat{y}^* = \frac{1}{T^*} \sum_{m=1}^{T^*} \hat{y}_m^* \quad (12)$$

S_y^* – odchylenie standardowe zmiennej prognozowanej, czyli:

$$S_y^* = \sqrt{\frac{1}{T^*} \sum_{m=1}^{T^*} (y_m^* - \bar{y}^*)^2} \quad (13)$$

\hat{S}_y^* – odchylenie standardowe prognoz, czyli:

$$\hat{S}_y^* = \sqrt{\frac{1}{T^*} \sum_{m=1}^{T^*} (\hat{y}_m^* - \hat{y}^*)^2} \quad (14)$$

$r_{\hat{y}^* y^*}$ – współczynnik korelacji liniowej pomiędzy wielkościami \hat{y}_m^* i y_m^* , czyli:

$$r_{\hat{y}^* y^*} = \frac{1}{T^*} \sum_{m=1}^{T^*} (\hat{y}_m^* - \hat{y}^*) \cdot (y_m^* - \bar{y}^*) / \hat{S}_y^* \cdot S_y^* \quad (15)$$

Składnik I_1^2 jest miarą błędu systematycznego, który wynika z obciążenia metody estymacji modelu. Parametr I_2^2 mierzy stopień odwzorowania przez model wariancji zmiennej objaśnianej i określa rozmiary błędu związanego z niedostateczną elastycznością predykcji. Innymi słowy, odzwierciedla błędy spowodowane faktem, że zróżnicowanie prognoz nie jest zgodne z faktycznymi wahaniami zmiennej prognozowanej. Ostatni składnik I_3^2 charakteryzuje błąd wynikający z braku pełnej zgodności kierunku zmian wartości teoretycznych ze zmianami wartości empirycznych, a więc z nie dość dobrej predykcji punktów zwrotnych²⁴. W celu określenia udziału poszczególnych przyczyn w całkowitym błędzie prognozy poszczególne składowe współczynnika Theila można wyrazić procentowo:

$$Ip_i^2 = (I_i^2 / I^2) \cdot 100 \quad \text{dla } i = 1, 2, 3. \quad (16)$$

W modelach bazujących na obserwacjach notowanych z dużą częstotliwością często ważne jest określenie nie tyle samej wartości prognozowanej (teore-

²⁴Por. [Welfe 1995], s. 192.

tycznej), co odwzorowanie kierunku zmiany. Do oceny poprawności kierunku zmian można zastosować np. miernik zgodności zmian S :

$$S = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t \right) \cdot 100 \quad (17)$$

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

Wyniki eksperymentów

W pierwszym etapie, spośród zmiennych przedstawionych w tabeli 2, wyodrębniono te, które wpływają na zmiany kursu euro/dolar. Do tego celu zastosowano test przyczynowości Grangera, w którym wykorzystano sprawdzian testu w postaci statystyki Walda²⁵. Wyodrębnione zmienne reprezentujące przyczyny zmian kursu euro/dolar przedstawiono w tabeli 3.

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że na zmiany kursu euro/dolar w krótkim okresie wpływają przede wszystkim zmiany walorów rynku walutowego oraz stopy procentowe i notowania obligacji amerykańskich. Przy czym o ile w okresie 04.01.1999 r. – 05.12.2003 r. znaczny wpływ na badany kurs miała sytuacja na rynku amerykańskim (tj. stopy procentowe pożyczek w dolarach USA i indeksy giełdowe), to w okresie 02.01.2002 r. – 31.07.2007 r. nasilił się wpływ gospodarek europejskich (dotyczy to stóp procentowych pożyczek w walutach europejskich, przede wszystkim w euro, i indeksów giełdowych we Frankfurcie oraz w Nowym Jorku). Stwierdzono również istotny wpływ notowań kontraktów terminowych na olej opałowy i platynę. Analizując cały okres, tj. od 04.01.1999 r. do 31.07.2007 r., zauważa się silny wpływ gospodarki amerykańskiej na kształtowanie się analizowanego kursu, co wyraża się znaczną reprezentacją indeksów giełdowych oraz notowań 10- i 30-letnich obligacji. Liczną jest również grupa zmiennych związanych z walutami. Może to być wynikiem procesów technologicznych i globalizacyjnych umożliwiających zmianę rodzaju lokaty walutowej w zależności od decyzji uczestnika rynku.

Warto dodać, że oprócz wspomnianych czynników istotną rolę w kształtowaniu się kursu euro/dolar odgrywa sytuacja na rynkach dalekowschodnich (świadczą o tym zmienne wyrażające instrumenty finansowe powiązane z jenem

²⁵Test przyczynowości z taką statystyką jest uważany za najmocniejszy (w porównaniu z testem ze statystykami LR czy LM , por. [Osińska 2000], s. 78).

Tabela 3

Zestawienie zmiennych, które wpływają na zmiany kursu euro/dolar

	Zakres czasowy próby		
	P1 04.01.1999–5.12.2003	P2 02.01.2002–31.07.2007	4.01.1999–31.07.2007
Waluty	EUR_CHF GBP_INDEX JPY_INDEX		EUR_USD_FUT CHF_USD_FUT EUR_INDEX EUR_GBP GBP_USD_FUT JPY_USD_FUT USD_INDEX USD_INDEX_FUT
Indeksy giełdowe	NASDAQ NASDAQ100	DAX_FUT SP500_FUT	HANGSENG, SP500 NASDAQ100_FUT DJIA, DJCA DJIA_FUT
Kontrakty terminowe na towar		PLATYNA HEATINGOIL	CORN GOLD
Stopy procentowe	LIBOR_EURSW LIBOR_JPY2M LIBOR_JPYSW LIBOR_USD1M LIBOR_USD2M LIBOR_USDSW EURIBOR_EURSW	EURIBOR_EUR1Y EURIBOR_EUR3M EURIBOR_EUR6M LIBOR_CHF1M LIBOR_EUR2M LIBOR_EUR3M LIBOR_EUR6M LIBOR_GBPSW	LIBOR_EUR1Y LIBOR_USD1Y LIBOR_USD3M LIBOR_USD6M US10Y_BOND US30Y_BOND

Źródło: Opracowanie własne.

japońskim oraz indeks giełdy w Hongkongu) oraz notowania kontraktów terminowych na kukurydzę i złoto.

W drugim etapie dla każdej pary zmiennych (kurs euro/dolar i notowania dla innego wybranego waloru) zbudowano modele $ARMA(p,q)$ -DL(s). Istotną cechą finansowych szeregów czasowych notowanych z częstotliwością dzienną jest zjawisko tzw. skupiania się wariancji. Wyniki testu Engle'a ARCH-LM wykazały, że w resztach analizowanych modeli występuje efekt ARCH, z tego względu oszacowano również modele $ARMA(p,q)$ -DL(s) z dodatkowym równaniem GARCH(P,Q).

Dla każdej pary zmiennych skonstruowano szereg modeli ARMA-DL, w których przyjęto opóźnienia o różnej długości dla zmiennych: endo- i egzogenicznej. Przeprowadzono ocenę formalną poszczególnych modeli. Przy wybo-

rze najlepszych modeli kierowano się kryterium Schwarzera (*SIC*). Oprócz tego przyjęto, że najdłuższe opóźnienia dla zmiennych endogenicznej i egzogenicznej oraz wyrażającej czynnik średniej ruchomej wyznaczone są przez parametry istotnie różne od zera (stojące przy tych zmiennych).

Dla każdego zestawu zmiennych objaśniających modelu ARMA-DL skonstruowano trójwarstwowe sieci MLP z jednym neuronem w warstwie wyjściowej. W warstwie wejściowej znajdowały się neurony reprezentujące zmienne objaśniające w modelu ARDL. Liczbę neuronów w warstwie ukrytej ustalono na poziomie $2N + 1$, gdzie N jest liczbą neuronów w warstwie wejściowej (por. [Azoff 1994], s. 50). Wykorzystano logistyczną postać funkcji aktywacji, a do uczenia sieci zastosowano algorytm Levenberga-Marquardta²⁶.

Parametry modeli estymowano na podstawie 1261 obserwacji – dla próby P1 oraz 1429 obserwacji – dla próby P2. Prognozy wyznaczono dla następnych 20 okresów. Są to prognozy wygasłe, wyznaczone dla oszacowanego modelu na jeden okres do przodu.

Ocenę jakości modeli ARMA-DL i sieci MLP przeprowadzono na podstawie skorygowanych błędów średnich *MAPE** i *RASE** oraz *S*, które policzono dla prób estymacyjnej (uczącej) i prognostycznej (testowej). Dla próby prognostycznej wyznaczono również wartości współczynnika Theila oraz jego składowych. Wyniki analiz przedstawiono w tabelach 3–5, w których każdy z modeli zbudowanych dla każdego z dwu okresów został opisany za pomocą:

- zmiennej egzogenicznej modelu,
- długości opóźnień zmiennych (p, q, s) w modelach ARMA-DL oraz parametrów modeli GARCH (P, Q),
- liczby neuronów w warstwie wejściowej (we), ukrytej (h) i wyjściowej (w) sieci MLP-LM,
- wartości kryterium informacyjnego *SIC*,
- wartości miernika zgodności zmian *S*,
- wartości średniego skorygowanego błędu absolutnego *MAPE**,
- wartości pierwiastka skorygowanego błędu średniokwadratowego *RMSPE**,
- wartości współczynnika Theila I^2 i jego składowych.

Najlepsze, w świetle przyjętych kryteriów ocen, modele zbudowane dla obu okresów (tab. 4) zawierają kontrakty futures wystawione na kurs euro/dolar oraz na kurs frank szwajcarski/dolar. W trzecim z modeli oszacowanych dla okresu P1 zmienną objaśniającą jest indeks notowań kursów uwzględniających euro, natomiast ostatni z modeli oszacowany dla P2 zawiera kontrakty futures wystawione na kurs funt brytyjski/dolar.

²⁶Do trenowania sieci zastosowano również algorytm Quasi-Newtona, ale dawał on podobne rezultaty.

Tabela 4

Wybrane wyniki z prób estymacyjnych uzyskane dla najlepszych modeli typu ARMA-DL oraz ARMA-DL-GARCH oraz modeli sztucznych sieci neuronowych

	P1			P2		
	EUR_USD_FUT	CHF_USD_FUT	EUR_INDEX	EUR_USD_FUT	CHF_USD_FUT	GBP_USD_FUT
ARMA-DL (p,q,s) GARCH(P,Q)	(2,1,1)-(1,1)	(2,1,1)-(1,1)	(2,1,1)-(1,1)	(1,1,1)-(1,1)	(0,1,1)-(1,1)	(0,1,1)-(1,1)
	-7,5821	-7,3913	-7,3471	-7,8977	-7,7421	-7,6046
	72,3%	67,4%	61,5%	70,0%	65,3%	59,4%
	0,7894	0,8699	0,9103	0,8050	0,8833	0,9510
	0,8010	0,8808	0,9082	0,8192	0,8853	0,9493
ARMA-DL (p,q,s)	(2,1,1)	(2,1,1)	(2,1,1)	(2,1,1)	(0,1,1)	(0,1,1)
	-7,5766	-7,3867	-7,3285	-7,8285	-7,6779	-7,5372
	71,9%	67,0%	61,8%	71,0%	65,5%	59,4%
	0,7881	0,8702	0,9088	0,7966	0,8824	0,9502
	0,8009	0,8806	0,9066	0,8164	0,8850	0,9492
MLP-LM (w_e,h,w)	(3,7,1)	(3,7,1)	(3,7,1)	(3,7,1)	(2,7,1)	(2,7,1)
	-7,3869	-7,3014	-7,3073	-7,6590	-7,6055	-7,5083
	68,2%	65,4%	62,0%	65,5%	63,7%	59,4%
	0,8604	0,9046	0,9053	0,8727	0,9021	0,9497
	0,8681	0,9060	0,9033	0,8773	0,9011	0,9460

Źródło: Opracowanie własne.

Oceniając jakość odwzorowania zmian kursu walutowego przez analizowane modele stwierdzono, że w obu próbach – bez względu na rodzaj modelu – najlepsze wyniki estymacji uzyskano dla modeli ze zmienną egzogeniczną EUR_USD_FUT (kontrakty futures wystawione na kurs euro/dolar). Ponadto, lepsze rezultaty otrzymano dla modeli ARMA-DL-GARCH (kryterium S i SIC) oraz ARMA-DL (błędy $MAPE^*$ i $RMSPE^*$) niż dla MLP-LM.

Dalsza weryfikacja skonstruowanych modeli polegała na zbadaniu ich własności prognostycznych. W próbie prognostycznej (tab. 5), podobnie jak w próbie estymacyjnej, najlepsze wyniki uzyskano dla modelu ze zmienną EUR_USD_FUT. W tej części badania wyniki uzyskane przy wykorzystaniu modeli regresji były lepsze niż przy wykorzystaniu sieci neuronowych. W próbie P1 najniższe wartości błędów $MAPE^*$ i $RMSPE^*$ oraz najwyższe wskazania miernika S otrzymano dla modelu ARMA-DL_ARCH, natomiast dla próby P2 najlepsze wyniki dawał model ARMA-DL. Warto też zauważyć, że własności prognostyczne modelu zawierającego indeksy notowań euro (dla okresu P1) nie są zadowalające, ponieważ zgodność odwzorowanych kierunków zmian wynosi zaledwie 35%.

Najmniejsze wartości współczynnika Theila (tab. 6) odnotowano dla modeli ekonometrycznych: w próbie P1 – dla modelu ARMA-DL-GARCH oraz w próbie P2 – dla modelu ARMA-DL. Modele wyrażające liniowe związki między zmiennymi objaśnianą i objaśniającymi, podobnie jak sieci neuronowe skonstruowane dla okresu P2 dokładnie odzwierciedlają średni poziom kursu, gdyż udział błędów z tym związanych w ogólnym błędzie prognozy mierzonym przez I^2 nie przekracza 2,6%, podczas gdy sztuczne sieci neuronowe skonstruowane dla okresu P1 generują odchylenia od 8,2 do 16,9%. Można również zauważyć, że w modelach zawierających kontrakty terminowe na badany kurs największy udział w błędzie ma brak dostatecznie dobrej prognozy wariancji, chociaż problemy z poprawnym odwzorowaniem punktów zwrotnych mają podobny udział w wartości I^2 . Z kolei w przypadku modeli zawierających kontrakty terminowe na kurs walut frank szwajcarski/dolar największy udział we współczynniku I^2 mają błędy związane z odwzorowaniem kierunków zmian kursu.

Podsumowanie

W pracy przedstawiono wyniki badań dotyczących zastosowania liniowych modeli ARMA-DL, ARMA-DL-GARCH i trójwarstwowych MLP (będących modelami nieliniowymi) do analizy zależności pomiędzy kursem euro i dolara amerykańskiego a innymi czynnikami znajdującymi się w otoczeniu kursu tej pary walut. Wyniki wskazują, że najsilniejszy wpływ na zmiany kursu EUR/USD w krótkim okresie mają zmiany jego cen terminowych wyrażone notowa-

Tabela 5

Wybrane wyniki prognoz uzyskane dla najlepszych modeli typu ARMA-DL oraz ARMA-DL-GARCH oraz modeli sztucznych sieci neuronowych

	P1			P2		
	EUR_USD_FUT	CHF_USD_FUT	EUR_INDEX	EUR_USD_FUT	CHF_USD_FUT	GBP_USD_FUT
ARMA-DL (p,q,s) GARCH(p,q)	(2,1,1)-(1,1)	(2,1,1)-(1,1)	(2,1,1)-(1,1)	(1,1,1)-(1,1)	(0,1,1)-(1,1)	(0,1,1)-(1,1)
	90%	60%	35%	70%	60%	70%
	0,6455	0,8823	1,1860	0,5987	0,8313	0,8988
	0,7048	0,8783	1,1204	0,5875	0,8313	0,8637
ARMA-DL (p,q,s)	(2,1,1)	(2,1,1)	(2,1,1)	(2,1,1)	(0,1,1)	(0,1,1)
	90%	60%	40%	75%	60%	70%
	0,6489	0,8865	1,1524	0,5585	0,8629	0,8886
	0,7220	0,8795	1,0863	0,5540	0,8397	0,8618
MLP-LM (we,h,w)	(3,7,1)	(3,7,1)	(3,7,1)	(3,7,1)	(2,7,1)	(2,7,1)
	80%	70%	30%	70%	65%	75%
	0,7988	0,8537	1,1876	0,7564	0,8209	0,8831
	0,8971	0,9327	1,0939	0,7077	0,7931	0,8524

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 6
Współczynnik Theila i jego dekompozycja

	P1			P2		
	EUR_USD_FUT	CHF_USD_FUT	EUR_INDEX	EUR_USD_FUT	CHF_USD_FUT	GBP_USD_FUT
ARMA-DL (p,q,s) GARCH(P,Q)	(p,q,s)- -(P,Q)	(2,1,1)-(1,1)	(2,1,1)-(1,1)	(1,1,1)-(1,1)	(0,1,1)-(1,1)	(0,1,1)-(1,1)
	I^2	0,497	1,255	0,345	0,691	0,746
	I_1^2	6,3%	4,5%	2,0%	2,6%	0,1%
	I_2^2	49,8%	31,5%	21,1%	60,9%	70,4%
	I_3^2	43,9%	64,0%	36,5%	77%	29,6%
ARMA-DL (p,q,s)	(p,q,s)	(2,1,1)	(2,1,1)	(2,1,1)	(0,1,1)	(0,1,1)
	I^2	0,521	1,180	0,307	0,705	0,743
	I_1^2	9,1%	3,9%	2,6%	1,3%	0,1%
	I_2^2	48,7%	31,9%	28,0%	57,1%	71,9%
	I_3^2	42,2%	64,2%	41,6%	82,9%	28,0%
MLP-LM (we,h,w)	(we,h,w)	(3,7,1)	(3,7,1)	(3,7,1)	(2,7,1)	(2,7,1)
	I^2	0,805	1,197	0,501	0,629	0,727
	I_1^2	16,9%	12,0%	8,2%	0,0%	0,0%
	I_2^2	47,9%	38,5%	32,8%	63,5%	73,7%
	I_3^2	35,2%	49,6%	36,5%	60,0%	26,3%

Źródło: Opracowanie własne.

niami kontraktów terminowych, wystawionych na analizowany kurs walutowy. Ponadto, na kurs walutowy najsilniej wpływają zmienne z jego najbliższego otoczenia, tj. z rynku walutowego, czego dowodem jest stwierdzony istotny statystycznie wpływ tej grupy zmiennych, gdyż w modelach najlepiej dopasowanych do danych empirycznych zmiennymi egzogenicznymi były zmienne wywodzące się z rynku walutowego.

Należy też zauważyć, że w omawianych analizach modele ARMA-DL lepiej – z punktu widzenia ustalonych kryteriów oceny – odwzorowywały zmiany kursowe niż modele nieliniowe reprezentowane przez sztuczne sieci neuronowe typu MLP. Warto przy tym dodać, że w badaniach [Matuszewska, Witkowska 2007] uwzględniających jedynie model AR (tj. pomijających człon średniej ruchomej MA) sieci neuronowe generowały mniejsze błędy niż modele liniowe AR-DL.

Literatura

- AZOFF E.M., 1994: *Neural Network Time Series Forecasting of Financial Markets*, Wiley, Chichester.
- BEGG D, FISCHER S, DORNBUSCH R., 1994: *Ekonomia*, PWE, Warszawa.
- BENNETT D., 2000: *Ryzyko walutowe*, Dom Wydawniczy ABC, Kraków.
- BLOMBERG S.B., HESS G.D., 1997: Politics and Exchange Rate Forecast, *Journal of International Economics*, Vol. 43, s. 189–205.
- BOŻYK P., MISALA J., PUŁAWSKI M., 2002: *Międzynarodowe stosunki ekonomiczne*, PWE, Warszawa.
- BUDNIKOWSKI A., 2001: *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, PWE, Warszawa.
- CHAREMZA W., DEADMAN D.F., 1997: *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- DUCH W., KORBICZ J., RUTKOWSKI L., TADEUSIEWICZ R., 2000: *Biocybernetyka i inżynieria biomedyczna*, Tom 6: *Sieci neuronowe*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa.
- FAMA E.F., 1970: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *The Journal of Finance*, Vol. 25, s. 383–417.
- FAMA E.F., 1991: Efficient Capital Markets II, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 5, s. 1575–1617.
- GAJDA J.B., 2004: *Ekonometria*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2004.
- GATELY E., 1999: *Sieci neuronowe. Prognozowanie finansowe i projektowanie systemów transakcyjnych*, WIG PRESS, Warszawa.
- GEWEKE J., MEESE R., DENT W., 1983: Comparing Alternative Test of Causality in Temporal System, *Journal of Econometrics*, 21, s. 161–194.
- GLAUM M., 2000b: Foreign Exchange Risk Management in German Non-Financial Corporations: An Empirical Analysis, maszynopis, Giessen University.
- GLAUM M., 2000a: Risikomanagement in deutschen Industrie- und Handelsunternehmen, maszynopis, Giessen University.

- GRANGER C.W.J., 1969: Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, Vol. 37, s. 24–36.
- HOLLIWELL J., 2001: *Ryzyko finansowe. Metody identyfikacji i zarządzania ryzykiem finansowym*, K.E. Liber, Warszawa.
- JEDYNAK P., TECZKE J., WYCIŚLAK S., 2001: *Zarządzanie w przedsiębiorstwie zorientowanym międzynarodowo*, Księgarnia Akademicka, Kraków.
- KACZMAREK T.T., 2005: *Ryzyko i zarządzanie ryzykiem. Ujęcie interdyscyplinarne*, Difin, Warszawa.
- KALINOWSKI M., 2007: *Zarządzanie ryzykiem walutowym w przedsiębiorstwie*, CeDeWu, Warszawa.
- KENDALL R., 2000: *Zarządzanie ryzykiem dla menedżerów*, K.E. Liber, Warszawa.
- LON E., 2006: Makroekonomiczne uwarunkowania koniunktury na rynku akcji w strefie euro, cz. 2, *Nasz Rynek Terminowy* nr 2(182), s. 91–95.
- LULA P., 1999: *Jednokierunkowe sieci neuronowe w modelowaniu zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- MATUSZEWSKA A., WITKOWSKA D., 2006: Zagrożenie przedsiębiorstw ryzykiem walutowym: analiza wyników badań ankietowych, [w:] I. Staniec (red.) *Sposób na pieniądze*, Wojskowa Drukarnia w Łodzi, Łódź, s. 160–168.
- MATUSZEWSKA A., WITKOWSKA D., 2007: Wybrane aspekty analizy kursu euro/dolar: modele autoregresyjne z rozkładami opóźnień i sztuczne sieci neuronowe, B. Borkowski (red.) *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych* Nr VIII, Warszawa, s. 203–212.
- MENIÓW D., OCHĘDZAN G., WILIMOWSKA Z., 2003: *Instrumenty zabezpieczające w transakcjach walutowych*, AJG, Bydgoszcz.
- MIELUS P., 2002: *Rynek opcji walutowych w Polsce*, K.E. Liber, Warszawa.
- MISZTAŁ P., 2004: *Zabezpieczenie przed ryzykiem zmian kursu walutowego*, Difin, Warszawa
- OSIŃSKA M., 2000: *Ekonometryczne modelowanie oczekiwań gospodarczych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- OSIŃSKA M., 2006: *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.
- PENC J., 1997: *Leksykon biznesu*, Placet, Warszawa.
- PERZ P., ZNAMIROWSKI P., 2003: Zarządzanie ryzykiem walutowym w przedsiębiorstwach, *Rynek Terminowy*, nr 4/03, s. 35–43.
- PRAST H.M., de Vor M.P.H., 2005: Investor Reactions to News: a Cognitive Dissonance Analysis of the Euro-Dollar Exchange Rate, *European Journal of Political Economy*, Vol. 21, s. 115–141.
- REUTERS 2001: *Rynek walutowy i pieniężny – wprowadzenie*, Dom Wydawniczy ABC – Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- SMITHSON C.W., SMITH C.W., WILFORD Jr. D.S., 2000: *Zarządzanie ryzykiem finansowym*, Dom Wydawniczy ABC – Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- SZELAĞ T., 2004: Wykorzystanie instrumentów pochodnych przez światowych producentów miedzi i srebra, *Rynek Terminowy*, nr 1/04, s. 46–51.
- Triennial Central Bank Survey 2005: Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2004, Bank Rozliczeń Międzynarodowych.
- WELFE A., 2003: *Ekonometria*, PWE, Warszawa.

- WITKOWSKA D., 2002: *Sztuczne sieci neuronowe i metody statystyczne*, C.H. Beck, Warszawa
- ZAJĄC J., 2001: *Polski rynek walutowy w praktyce*, K.E. Liber, Warszawa.
- ZIELIŃSKI Z., 1991: *Liniowe modele ekonometryczne jako narzędzie opisu i analizy przy czynowych zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.

Euro/dollar exchange rate modelling: dynamic econometric model and artificial neural networks

Abstract

In the paper we present the results of the research regarding relationship among euro/dollar exchange rate and other variables from financial and good markets. The analyzed time series are observed daily. In the first stage we investigate selected variables from financial and good markets that influence the euro/dollar exchange rate applying the Granger causality test. Our investigation shows that futures contract influences the euro/dollar exchange rate the most. In the second stage we construct the econometric models (ARMA-DL and ARMA-DL with GARCH) and artificial neural networks (Multilayer Perceptron) that are used to modelling and forecasting of the euro/dollar exchange rate. In the last stage we compare different models using goodness-of-fit measures, Theil inequality statistic and its decomposition.