METODY ILOŚCIOWE W BADANIACH EKONOMICZNYCH
Tom XIII/3, 2012, str. 42 – 51

MODEL SEKWENCYJNEGO ZAWIERANIA TRANSAKCJI – ZASTOSOWANIE DO ANALIZY PROCESU TRANSAKCYJNEGO NA KASOWYM RYNKU ZŁOTEGO

Katarzyna Bień-Barkowska[1]
Instytut Ekonometrii, Szkoła Główna Handlowa
e-mail: katarzyna.bien@sgh.waw.pl
Departament Systemu Finansowego, Narodowy Bank Polski

Streszczenie: W artykule dokonano próby aproksymacji stopnia zróżnicowania intencji i oczekiwań dealerów międzybankowego kasowego rynku złotego na podstawie strumienia składanych zleceń zakupu lub sprzedaży euro. Artykuł wpisuje się w obszar badań mikrostruktury rynku walutowego. Zaprezentowano w nim uogólnioną w pracy [Wünsche 2007] specyfikację ekonometrycznego modelu sekwencyjnego zawierania transakcji pierwotnie zaproponowanego w pracy [Easley i in. 1996]. Model ten umożliwia pomiar „zawartości informacyjnej" poszczególnych transakcji poprzez oszacowanie czterech miar: (1) prawdopodobieństwa napływu nowej informacji na rynek, (2) prawdopodobieństwa, że nowa informacja okaże się zła dla waluty bazowej, (3) intensywności transakcji wywołanych napływem nowej informacji (*informed trading*), (4) intensywności transakcji, które nie są umotywowane napływem nowej informacji na rynek, a wynikają na przykład z zarządzania płynnością (*uninformed trading*). W badaniu empirycznym dokonano oszacowania zróżnicowania poziomu zmienności kursu EUR/PLN w okresach charakteryzujących się napływem dobrej informacji, złej informacji lub zakwalifikowanych jako okresy bez napływu nowych sygnałów informacyjnych.

Słowa kluczowe: mikrostruktura rynku, modele sekwencyjnego zawierania transakcji, kurs walutowy

[1] Autorka składa podziękowania firmie Thomson Reuters za udostępnienie danych z systemu Reuters Dealing 3000 Spot Matching oraz Piotrowi Odrzywołkowi, Pawłowi Sobolewskiemu i dr Dobiesławowi Tymoczko za uwagi merytoryczne. Opinie prezentowane w artykule są prywatnymi opiniami Autorki, a nie stanowiskiem Narodowego Banku Polskiego.

WPROWADZENIE

Badania mikrostruktury rynku definiuje się jako studia nad procesem wymiany dóbr przy uwzględnieniu sformalizowanych reguł obrotu handlowego (por. [O'Hara 1995]). W wielu teoretycznych modelach formułowanych w tym obszarze przyjmuje się założenie, że podmioty zawierające transakcje na rynku finansowym zdobywają informację i „uczą się" na podstawie zachowań innych uczestników rynku. W mikrostrukturalnych modelach informacji (ang. *information models*) scenariusz składanych zleceń zakupu i sprzedaży stanowi czytelną przesłankę na temat oczekiwań dotyczących przyszłej wartości instrumentu finansowego (por. Glosten i Milegrom 1985], [Easley i O'Hara 1987]). Zgodnie z wynikami badań prezentowanych w literaturze poświęconej mikrostrukturze rynków walutowych, przepływ zleceń (zakup netto waluty bazowej) wywiera istotny wpływ na kształtowanie się krótkookresowych (wewnątrzdziennych, dziennych) zmian kursu walutowego (por. [Evans i Lyons 2002a, 2002b], [Berger I in. 2007], [Rime i in. 2007], [Scalia 2008] i.in.). W odniesieniu do kasowego rynku złotego istotną statystycznie zależność pomiędzy zakupem netto waluty bazowej a stopami zwrotu dla kursu USD/PLN (w I połowie 2004 r.) oraz EUR/PLN
(w II połowie 2004 oraz w 2007 r.) wykazano w pracy [Bień 2010].

Celem artykułu jest prezentacja modelu sekwencyjnego zawierania transakcji (ang. *sequential trade models*) EKOP, należącego do obszaru mikrostrukturalnych modeli informacji. Model EKOP jest popularnym narzędziem ekonometrycznym umożliwiającym pomiar „zawartości informacyjnej" procesu transakcyjnego, czyli intencji i oczekiwań inwestorów na rynku kierowanym zleceniami. Na takim rynku strony transakcji (dealerzy walutowi w przypadku rynku walutowego) mogą składać dwa podstawowe typy zleceń: zlecenia rynkowe i zlecenia z limitem ceny. Zlecenia rynkowe zakupu (sprzedaży) waluty bazowej są realizowane po najbardziej konkurencyjnych cenach ask (bid) dostępnych na rynku i skutkują natychmiastowym zawarciem transakcji. Z uwagi na pewność realizacji takich zleceń, są one w literaturze tradycyjnie postrzegane jako wynikające z napływu nowej informacji na rynek, gdyż wartość takiej informacji z reguły podlega bardzo szybkiej deprecjacji w czasie (por. [Glosten 1994], [Sepii 1997]). Zlecenia z limitem ceny zakupu (sprzedaży) mogą być natomiast wprowadzane do arkusza zleceń po cenach nie odpowiadających najbardziej konkurencyjnym cenom ask (bid) i mogą oczekiwać na realizację przez zadany przez dealera okres.

Rozróżnienie pomiędzy zleceniami rynkowymi i zleceniami z limitem ceny pozwala na wyróżnienie w badaniach mikrostruktury rynku tzw. transakcji zakupu i transakcji sprzedaży. Transakcja zakupu waluty bazowej następuje w wyniku realizacji rynkowego zlecenia zakupu waluty bazowej względem oczekującego na realizację najbardziej konkurencyjnego zlecenia sprzedaży waluty bazowej z limitem ceny. Dealer kupujący walutę bazową w takiej transakcji jest określany

jako agresor – podmiot, którego działanie doprowadziło bezpośrednio do zawarcia transakcji. Analogicznie, do transakcji sprzedaży waluty bazowej dochodzi w wyniku realizacji rynkowego zlecenia sprzedaży waluty bazowej względem oczekującego na realizację, najbardziej konkurencyjnego, zlecenia zakupu waluty bazowej z limitem ceny. Agresorem w takiej transakcji jest zatem dealer sprzedający walutę bazową.

Zastosowanie modelu EKOP do analizy danych dotyczących poszczególnych typów zleceń zakupu i sprzedaży umożliwia wyodrębnienie dwóch rodzajów transakcji zakupu lub sprzedaży: (1) transakcji wynikających z napływu nowej informacji na rynek (ang. *informed trades*) oraz (2) transakcji nie mających związku z napływem nowych sygnałów informacyjnych, a wynikających np. z zarządzania płynnością (ang. *uninformed trades, liquidity trades, noise trades*). Model umożliwia również oszacowanie tzw. prawdopodobieństwa zawierania transakcji na podstawie napływu nowej informacji (ang. *probability of informed trading*), czyli oszacowanie liczby transakcji zainicjowanych poprzez napływ nowych sygnałów informacyjnych wśród wszystkich zawartych na rynku transakcji. W literaturze poświęconej zastosowaniom modeli informacji, model EKOP był dotychczas wykorzystywany w badaniach migracji nowej informacji w okresach, w których dokonywano podziału akcji (ang. *stock splits*) (por. [Easley, O'Hara i Saar 2001]), publikacji nowej informacji dotyczącej standingu finansowego spółek (por. [Benos i Jochec 2007] i [Reza i Wilson 2007]), wyjaśnienia wahań płynności na rynku (por. [Easley et al. 1996]; [Brockman i Chung 2000]; [Easley et al. 2008]). Model ten stanowił również podstawę oceny wewnątrzdziennej sezonowości zawierania transakcji na podstawie napływu nowych sygnałów informacyjnych a zatem fluktuacji „intencji i oczekiwań" uczestników rynku (por. [Gençay, Gradojevic i Selcuk 2007] i [Gençay i Gradojevic 2008]).

W artykule zaprezentowano przykład zastosowania uogólnionej przez Wünsche (2007) wersji modelu EKOP do danych z systemu Reuters Dealing 3000 Spot Matching obejmujących międzybankowe transakcje wymiany euro (waluta bazowa) za złotego w okresie styczeń-lipiec 2008 r. Wyniki estymacji umożliwiły także pomiar zróżnicowania wewnątrzdziennej zmienności kursu EUR/PLN w okresach charakteryzujących się napływem dobrej lub złej informacji dla złotego.

TEORETYCZNA KONSTRUKCJA MODELU EKOP I JEJ ROZWINIĘCIA

W modelu EKOP zakłada się, że na rynku występują dwie grupy inwestorów: (1) mający dostęp do informacji (*informed*) oraz (2) niemający dostępu do informacji (*uninformed, liquidity*). W danej jednostce czasu prawdopodobieństwo napływu na rynek sygnału informacyjnego jest stałe i wynosi

α. Prawdopodobieństwo tego, że dany sygnał informacyjny powiązany jest z napływem „złej" informacji dla waluty bazowej wynosi δ, natomiast tego, że informacja jest „dobra" wynosi odpowiednio $1-\delta$. Transakcje zakupu i sprzedaży waluty bazowej odbywają się zgodnie z niezależnymi procesami Poissona o wartościach oczekiwanych (intensywnościach) $\lambda_{Z,t}$ oraz $\lambda_{S,t}$, odpowiednio. W każdym z analizowanych okresów, inwestorzy dysponujący informacją mogą wkraczać na rynek dokonując transakcji ze stałą intensywnością μ, a inwestorzy, którzy nie odebrali żadnych sygnałów informacyjnych z intensywnością ε. Na początku każdego z wyróżnionych interwałów czasowych na rynku może pojawić się sygnał informacyjny z prawdopodobieństwem α. Zostaje on wówczas „odebrany" przez część dealerów walutowych, którzy – postępując racjonalnie – postanawiają wykorzystać swoją przewagę informacyjną na rynku. Jeżeli informacja jest „dobra" dla waluty bazowej (świadczy o chwilowym niedowartościowaniu waluty bazowej), inwestorzy ci włączają się do procesu transakcyjnego dokonując transakcji zakupu waluty bazowej z intensywnością (średnią liczbą transakcji w ciągu wyróżnionego okresu) μ. Oprócz podmiotów mających dostęp do sygnałów informacyjnych na rynku obecni są również dealerzy, którzy zawsze z taką samą intensywnością ε zawierają transakcje zakupu i sprzedaży – dokonują ich w celach „nieinformacyjnych", czyli niezależnych od napływu sygnałów informacyjnych. W związku z tym, w następstwie zaobserwowania „dobrej" informacji (dla waluty bazowej, czyli EUR), oczekiwana liczba transakcji zakupu w piętnastominutowym interwale czasowym wynosi: $\lambda_Z = \mu + \varepsilon$, natomiast średnia liczba transakcji sprzedaży: $\lambda_S = \varepsilon$. Analogicznie, jeżeli informacja okazała się „zła" (świadczyła o chwilowym przewartościowaniu kursu), ci dealerzy, którzy „odebrali" sygnał informacyjny dokonują agresywnych transakcji sprzedaży waluty bazowej. W takim przypadku, oczekiwana liczba transakcji zakupu w ciągu piętnastu minut wynosi: $\lambda_Z = \varepsilon$, natomiast oczekiwana liczba transakcji sprzedaży: $\lambda_S = \mu + \varepsilon$. W okresach, w których na rynek nie napłynęły żadne sygnały informacyjne, aktywnymi uczestnikami procesu transakcyjnego są tylko banki, które nie dysponują pełną informacją, a zatem zarówno oczekiwana liczba transakcji zakupu jak i sprzedaży waluty bazowej wynosi: $\lambda_Z = \lambda_S = \varepsilon$.

Model EKOP ma cztery parametry α, δ, ε, μ, a jego klasyczna konstrukcja ekonometryczna wykorzystuje mieszankę trzech dwuwymiarowych rozkładów Poissona o różnych wartościach oczekiwanych. Prawdopodobieństwo jednoczesnego zaobserwowania z_t transakcji zakupu oraz s_t transakcji sprzedaży między momentami $t-1$ oraz t ma postać:

$$P(Z_t = z_t, S_t = s_t) = \alpha(1-\delta)P_{POI}(z_t, s_t; \varepsilon + \mu, \varepsilon) + \alpha\delta\, P_{POI}(z_t, s_t; \varepsilon, \varepsilon + \mu) + (1-\alpha)P_{POI}(z_t, s_t; \varepsilon, \varepsilon) \quad (1)$$

gdzie $P_{POI}(z_t, s_t, \lambda_Z, \lambda_S)$ oznacza łączny dwuwymiarowy rozkład Poissona dla transakcji zakupu i sprzedaży waluty bazowej o intensywnościach: $\lambda_B \in \{\varepsilon + \mu, \varepsilon\}$ oraz $\lambda_S \in \{\varepsilon, \varepsilon + \mu\}$.

Z przyjętego założenia, że transakcje zakupu i sprzedaży zawierane są zgodnie z procesem Poissona wynika, że liczby transakcji zakupu i sprzedaży waluty bazowej w poszczególnych trzech rodzajach okresów (charakteryzującym się napływem złej informacji lub dobrej informacji, lub bez napływu sygnałów informacyjnych) są od siebie całkowicie niezależne. Zgodnie z klasyczną specyfikacją modelu, omawiane procesy nie mogą podlegać bowiem ani autokorelacji, ani korelacji krzyżowej. Dodatkowo, na podstawie wzoru (1), kowariancja pomiędzy procesami zakupu i sprzedaży (wynikającymi z mieszanki trzech procesów Poissona) ma postać $Cov(Z_t, S_t) = -\alpha^2\delta(1-\delta)\mu^2$, czyli implikuje ujemną korelację pomiędzy zmiennymi Z_t i S_t. Empiryczne wyniki badań dowodzą jednak, że okresowe fluktuacje liczebności transakcji zakupu i sprzedaży charakteryzują się dodatnią korelacją – choćby ze względu na występowanie wewnątrzdziennej lub wewnątrztygodniowej sezonowości (por. [Venter i de Jongh 2004]). Inną wadą, wynikającą z przyjęcia założenia o rozkładzie Poissona, stanowi zaakceptowanie *implicite* restrykcji o równości pomiędzy wartością oczekiwaną liczby transakcji zakupu lub sprzedaży a wariancją liczby zakupu i sprzedaży. Empiryczne badania wskazują jednak, że dyspersja (wariancja) rozkładu badanych zmiennych jest dużo większa niż wynikałoby to z rozkładu Poissona (por. [Venter i de Jongh 2004]).

Zaproponowane w pracy [Wünsche 2007] rozwiązanie polega na wykorzystaniu innych niż rozkład Poissona rozkładów prawdopodobieństwa dla liczby transakcji zakupu i sprzedaży. [Wünsche 2007] proponuje wykorzystanie dwuwymiarowego rozkładu ujemnego dwumianowego (*Negative Binomial,* NegBin)[2]. Dwuwymiarowy rozkład liczby transakcji zakupu i sprzedaży waluty bazowej ma wówczas postać:

$$P_{NEG}(Z_t = z_t, S_t = s_t) = \frac{\Gamma(z_t + s_t + \kappa)}{\Gamma(z_t + 1)\Gamma(s_t + 1)\Gamma(\kappa)}\left(\frac{\kappa}{\zeta}\right)^{\kappa}\left(\frac{\lambda_z}{\zeta}\right)^{z_t}\left(\frac{\lambda_s}{\zeta}\right)^{s_t} \quad (2)$$

[2] Rozkład ujemny dwumianowy można traktować jako mieszankę rozkładu Poissona z rozkładem gamma. Zarówno intensywność transakcji zakupu jak i sprzedaży zależą jednocześnie od tego samego ukrytego czynnika ω o rozkładzie gamma. Implikuje to dodatnią korelację zmiennych (zob. [Wünsche 2007]).

gdzie $\zeta = \kappa + \lambda_z + \lambda_s$, natomiast λ_z, oraz λ_s oznaczają intensywności odpowiednio transakcji zakupu i sprzedaży waluty bazowej.

Podobnie jak w klasycznym modelu EKOP, bazującym na rozkładzie Poissona, oczekiwane liczby transakcji zakupu i sprzedaży są równe odpowiednio $E(Z) = \lambda_z$ i $E(S) = \lambda_s$, natomiast wariancje procesów brzegowych mają postać: $V(Z) = \lambda_z + \kappa^{-1}\lambda_z^2$ oraz $V(S) = \lambda_s + \kappa^{-1}\lambda_s^2$. Parametr $E(Z) = \kappa$ odpowiada zatem za miarę dyspersji rozkładu (wariancja może być większa od wartości oczekiwanej). Model umożliwia większą dyspersję w porównaniu z rozkładem Poissona. Dwuwymiarowy rozkład NegBin zbiega do dwuwymiarowego rozkładu Poissona jeśli $\kappa \to \infty$. Przy wykorzystaniu mieszanki rozkładów ujemnych dwumianowych do opisu łącznego rozkładu liczby transakcji zakupu i sprzedaży waluty bazowej, odpowiednikiem rozkładu prawdopodobieństwa zadanego wzorem (1) jest rozkład:

$$\begin{aligned} P(Z_t = z_t, S_t = s_t) &= \alpha\delta P_{NEG}(z_t, s_t; \varepsilon, \varepsilon + \mu) \\ &+ \alpha(1-\delta) P_{NEG}(z_t, s_t; \varepsilon + \mu, \varepsilon) \\ &+ (1-\alpha) P_{NEG}(z_t, s_t; \varepsilon, \varepsilon) \end{aligned} \tag{3}$$

na podstawie którego możemy otrzymać funkcję wiarygodności:

$$\begin{aligned} L_{EKOP}(\Theta) = \prod_{t=1}^{T} & \frac{\Gamma(z_t + s_t + \kappa)}{\Gamma(z_t + 1)\Gamma(s_t + 1)\Gamma(\kappa)} \varepsilon^{z_t + s_t} \kappa^{-\kappa} (2\varepsilon + \kappa)^{z_t + s_t + \kappa} \\ \cdot & \left[(1-\alpha) + \left[\alpha\delta(1+a)^{s_t} + \alpha(1-\delta)(1+a)^{z_t} \right] \left(\frac{1}{1+b} \right)^{z_t + s_t + \kappa} \right] \end{aligned} \tag{4}$$

gdzie $a = \dfrac{\mu}{\varepsilon}$, $b = \dfrac{\mu}{2\varepsilon + \kappa}$.

Na podstawie ocen parametrów modelu można dokonać jednoznacznego podziału rozważanych okresów, w których dokonuje się obrotu na: (1) okresy, w których zaobserwowano napływ dobrej informacji, (2) okresy, w których zarejestrowano napływ złej informacji oraz (3) okresy, w których nie było napływu jakichkolwiek sygnałów informacyjnych. Identyfikacji takiej można dokonać na podstawie prawdopodobieństw *a posteriori* wyznaczonych na podstawie twierdzenia Bayesa:

$$P(NI_t \mid z_t, s_t) = (1-\alpha) P_{Neg}(Z_t, S_t; \varepsilon, \varepsilon) / L_{EKOP} \tag{5}$$

$$P(ZI_t \mid z_t, s_t) = \alpha\delta P_{Neg}(Z_t, S_t; \varepsilon, \varepsilon + \mu) / L_{EKOP} \tag{6}$$

$$P(DI_t \mid z_t, s_t) = \alpha(1-\delta) P_{Neg}(Z_t, S_t; \varepsilon + \mu, \varepsilon) / L_{EKOP} \tag{7}$$

gdzie $P(NI_t \mid z_t, s_t)$ oznacza prawdopodobieństwo braku napływu sygnałów informacyjnych, $P(ZI_t \mid z_t, s_t)$ – prawdopodobieństwo napływu złej informacji dla waluty bazowej, a $P(GI_t \mid z_t, s_t)$ – prawdopodobieństwo napływu dobrej informacji (prawdopodobieństwa pod warunkiem zaistnienia z_t transakcji zakupu oraz s_t transakcji sprzedaży w okresie t). Końcowej identyfikacji okresów dokonuje się na podstawie tego, które z oszacowanych prawdopodobieństw jest dla danego momentu t największe.

BADANIE PROCESU TRANSAKCYJNEGO NA RYNKU EUR/PLN

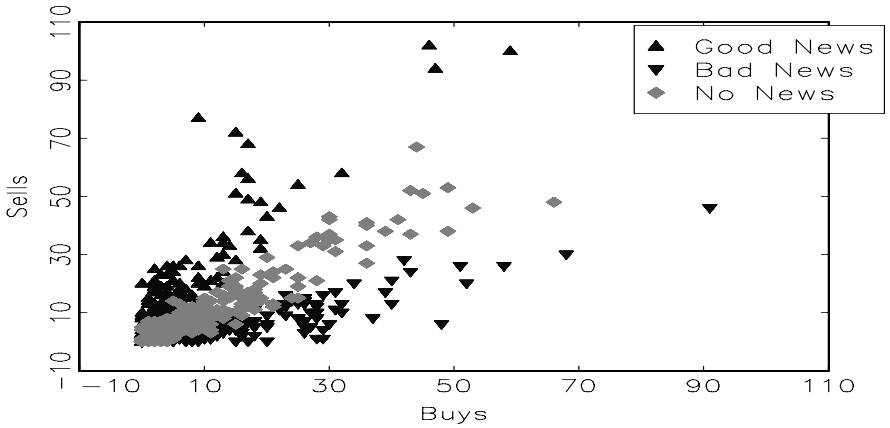
W przykładzie empirycznym wykorzystano zbiory danych dotyczące transakcji na międzybankowym kasowym rynku złotego, zarejestrowanych w systemie Reuters 3000 Spot Matching System, w okresie styczeń-lipiec 2008 r.[3] Z uwagi na małą aktywność rynku w nocy i dni świąteczne, okresem badania objęto dni robocze w godz. 9.00-17.00 CET. Szeregi danych tikowych poddano agregacji do piętnastominutowej częstotliwości, wyodrębniając zmienne: (1) logarytmiczną stopę zwrotu ze średniego kursu (kurs mid) EUR/PLN (wyrażoną w punktach bazowych), (2) liczbę transakcji sprzedaży i (3) liczbę transakcji zakupu.

Model EKOP zakłada, że parametry są niezmienne w czasie. Tymczasem sygnały informacyjne napływają na rynek finansowy „seriami", ponieważ źródła takich informacji są ze sobą często powiązane. W celu wychwycenia potencjalnych trendów oraz sezonowości w kształtowaniu się poszczególnych współczynników modelu, zastosowano procedurę zaproponowaną w pracach [Gencay, Gradojevic i Selcuk 2007] oraz [Gencay i Gradojevic 2008]. Model EKOP oszacowano[4] dla każdego z 145 dni wchodzących w zakres próby oddzielnie, każdorazowo na podstawie czterdziestu wewnątrzdziennych obserwacji odpowiadających piętnastominutowym interwałom czasowym. Na podstawie oszacowań parametrów modelu każdy z piętnastominutowych interwałów zakwalifikowano do jednego z trzech reżimów informacyjnych (por. wzory 5-7). Wyodrębnienie różnych okresów przedstawiono na rysunku 1. Można zauważyć, że istotna nadwyżka transakcji zakupu euro nad transakcjami sprzedaży pozwala wyodrębnić okres o napływie dobrej informacji dla waluty bazowej (euro). Analogicznie, istotna nadwyżka transakcji sprzedaży nad transakcjami zakupu umożliwia wyodrębnienie okresu o napływie złej informacji dla euro, a zatem dobrej dla złotego.

[3] Więcej informacji na temat samej platformy transakcyjnej, jej funkcjonowania oraz struktury danych znaleźć można w [Bień 2010].

[4] Model oszacowano na podstawie samodzielnie przygotowanych kodów do estymacji w programie ekonometrycznym Gauss (wersja 8.0). W procedurze maksymalizacji funkcji wiarygodności wykorzystano bibliotekę Maxlik.

Rysunek 1. Podział okresów transakcyjnych na podstawie dysproporcji transakcji zakupu i sprzedaży otrzymanej za pomocą modelu EKOP.



Źródło: obliczenia własne

Wyodrębnienie trzech typów okresów dla procesu zawierania transakcji pozwala odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu aktywność dealerów polegająca na składniu agresywnych zleceń zakupu lub sprzedaży (z różną intensywnością) wpływa na wewnątrzdzienną fluktuację kursu walutowego. W celu zbadania takiego efektu oszacowano regresje:

$$r_t = \omega_{NI}\hat{P}(NI_t \mid z_t, s_t) + \omega_{ZI}\hat{P}(ZI_t \mid z_t, s_t) + \omega_{GI}\hat{P}(GI_t \mid z_t, s_t) + \nu_{t,r} \tag{8}$$

$$r_t^2 = \alpha_{NI}\hat{P}(NI_t \mid z_t, s_t) + \alpha_{ZI}\hat{P}(ZI_t \mid z_t, s_t) + \alpha_{GI}\hat{P}(GI_t \mid z_t, s_t) + \nu_{t,r^2} \tag{9}$$

Wyniki oszacowań przedstawiono w tabeli 1. Można zauważyć, że poszczególne reżimy informacyjne generują całkowicie inne zachowanie stóp zwrotu. W przypadku napływu dobrej informacji dla euro (lub złej dla złotego) kurs EUR/PLN rośnie średnio o około 4,35 punktu bazowego (deprecjacja złotego), a w przypadku napływu złej informacji dla euro (lub dobrej dla złotego) kurs EUR/PLN maleje średnio o około 4,4 punktu bazowego (aprecjacja złotego). Wynik taki jest zgodny z oczekiwaniami. Należy zwrócić uwagę, że podział na poszczególne stany informacyjne przeprowadzo na podstawie wiedzy o liczbie transakcji zakupu i sprzedaży w poszczególnych okresach. Procedura taka wykorzystuje zatem informację o wartości przepływu zleceń i potwierdza rezultaty otrzymane w pracy [Bień 2010]. Ciekawe wyniki otrzymano w przypadku regresji dla kwadratów stóp zwrotu. Można zauważyć, że zmienność kursu EUR/PLN jest większa w przypadku napływu złej informacji dla złotego (lub dobrej dla euro), niż w okresach charakteryzujących się napływem dobrej informacji dla złotego (lub dobrej dla euro). Wniosek ten potwierdza, że kurs EUR/PLN w nieco większym stopniu zależy od informacji (ogłoszeń, oczekiwań, wyników badań itp.) dotyczących wartości walut krajów *emerging markets* (w tym złotego) niż tych

dotyczących wartości głównych walut. Dyspersja kursu wzrasta bardziej w następstwie negatywnych informacji dla złotego. Tym samym otrzymane wyniki wskazują na występowanie dźwigni finansowej jako jednej ze stylizowanych cech finansowych szeregów czasowych o bardzo wysokiej częstotliwości.

Tabela 1. Wpływ reżimów informacyjnych na stopę zwrotu i kwadrat stopy zwrotu z kursu EUR/PLN. Wartości p odpowiadają statystykom t-studenta obliczonym na podstawie średnich błędów szacunku odpornych na autokorelację i heteroskedastyczność składnika losowego (*autocorrelation and heteroskedasticity robust standard errors*).

parametry	oszacowanie	wart. p	parametry	oszacowanie	wart. p
	równanie dla r:			równanie dla r^2:	
ω_{NI}	-0,216	0,017	α_{NI}	23,513	0,000
ω_{GI}	4,357	0,000	α_{GI}	51,547	0,000
ω_{ZI}	-4,403	0,000	α_{ZI}	48,651	0,000

Źródło: obliczenia własne

BIBLIOGRAFIA

Benos, E., Jochec M. (2007) Testing the PIN Variable Working Paper, University of Illinois.

Berger D., Chaboud A., Chernenko S., Howorka E., Wright J. (2008) Order Flow and Exchange Rate Dynamics in Electronic Brokerage System Data, Journal of International Economics, No. 75, s. 31–62.

Bień K. (2010) Przepływ zleceń a kurs walutowy. Badanie mikrostruktury międzybankowego kasowego rynku złotego, Bank i Kredyt, 5, 5-39.

Brockman P., Chung D. Y. (2000) Informed and Uniformed Trading in an Electronic Market-Driven Environment, The Financial Review, 35, 125 –146.

Danielsson, J., Luo J., Payne R. (2002) Exchange Rate Determination and Inter-Market Flow Effects, Mimeo, London School of Economics.

Easley D., O'Hara M. (1987) Price, Trade Size, and Information in Securities Markets, Journal of Financial Economics, No. 19, s. 69–90.

Easley D., O'Hara, M., Saar G. (2001) How Stock Splits Affect Trading: A Microstructure Approach, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 36, 25–51.

Easley D., Kiefer N., O'Hara M., Paperman J. (1996) Liquidity, Information and Infrequently Traded Stocks, Journal of Finance, 51, 1405–1436.

Evans M. D., Lyons R. K. (2002a) Informational Integration and FX Trading, Journal of International Money and Finance, 21, 807–831.

Evans M. D., Lyons R. K. (2002b) Order Flow and Exchange Rate Dynamics, Journal of Political Economy, 110, 170–180.

Gençay, R., Gradojevic, N. (2008) Informed Trading in Electronic Foreign Market, Working paper, Department of Economics, Simon Fraser University, Canada.

Gençay, R., Gradojevic, N, Selçuk, F. (2007) When Do Informed Traders Arrive in Foreign Exchange Markets, Working paper, Department of Economics, Simon Fraser University, Canada.

Glosten, L. R. (1994) Is the Electronic Open Limit Order Book Inevitable?, The Journal of Finance, 49, 1127–1161.

Glosten L. R., Milgrom P. R. (1985) Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders, Journal of Financial Economics, 14, 71–100.

O'Hara M. (1995), Market Microstructure, Basil Blackwell, Oxford.

Reza, S., Wilson C. (2007) Does Corporate Ownership Impact the Probability of Informed Trading?, International Journal of Business Research, 7, 188–210.

Rime D., Sarno L., Sojli E. (2010), Exchange Rate Forecasting, Order Flow and Macroeconomic Information, Journal of International Economics, No. 80, s. 72-88.

Scalia A. (2008) Is Foreign Exchange Intervention Effective? Some Microanalytical Evidence from the Czech Republic, Journal International Money and Finance, 27, 529–546.

Seppi, D. J. (1997) Liquidity Provision with Limit Orders and a Strategic Specialist, Review of Financial Studies, 10, 103–150.

Wünsche O. (2007) Using Mixed Poisson Distributions in Sequential Trade Models, Working Paper, Group Quantitative Risk Methodology.

Venter J., de Jongh D. (2004) Extending the EKOP Model to Estimate the Probability of Informed Trading", Studies in Economics and Econometrics 30(2), 25-39.

THE SEQUENTIAL TRADE MODEL – APPLICATION TO THE ANALYSIS OF THE TRADING PROCESS IN THE POLISH ZLOTY MARKET

Abstract: In the paper we estimate the degree of expectation heterogeneity among currency dealers on the interbank spot market of the EUR/PLN currency pair. We use the flow of buy and sell orders submitted to the market (orders to buy or to sell euro). In a market microstructure study we present the generalized version (see [Wünsche 2007]) of the sequential trade model proposed in [Easley et al. 1996]. The aim of the model is to estimate the informational content of trades upon four distinct measures: (1) probability of the news arrival, (2) probability that the news is bad, (3) arrival rate of informed trades and (4) arrival rate of uninformed trades (i.e. liquidity trades). In the empirical part of the paper we estimate the impact of the news regime (periods classified as good, bad and neutral for the base currency) on the volatility of the EUR/PLN exchange rate.

Keywords: market microstructure, sequential trade models, exchange rate