

Przepływ zleceń a kurs walutowy – badanie mikrostruktury międzybankowego kasowego rynku złotego

Katarzyna Bień*

Nadesłany: 7 kwietnia 2010 r. Zaakceptowany: 21 lipca 2010 r.

Streszczenie

W artykule przedstawiono wyniki empirycznego badania mikrostruktury międzybankowego kasowego rynku złotego na podstawie danych z elektronicznego systemu Reuters Dealing 3000 Spot Matching, automatycznie kojarzącego oferty kupna i sprzedaży. Badanie przeprowadzono w odniesieniu do pary walutowej EUR/PLN w II połowie 2004 r. oraz w 2007 r. Udokumentowano istnienie istotnego wpływu przepływu zleceń (ang. *order flow*), czyli nadwyżki netto wartości transakcji zakupu waluty bazowej nad wartością transakcji sprzedaży, na zmiany kursu złotego. Pokazano również, że reakcja kursu na zakup netto (ang. *net buy*) euro była różna w 2004 i 2007 r., co wynikało przede wszystkim z różnej wielkości rynku złotego w tych okresach. W badaniu wykazano, że oddziaływanie przepływu zleceń na kurs złotego zależy od chwilowej płynności rynku, aproksymowanej porą dnia i wielkością spreadu *bid-ask*. W artykule zaproponowano również wykorzystanie specyfikacji Integer Count Hurdle jako modelu opisującego kształtowanie się samego przepływu zleceń. Wykazano, że specyfikacja ta dobrze nadaje się do opisu dyskretnych wartości oraz dynamicznych własności zmiennej.

Słowa kluczowe: mikrostruktura rynku walutowego, sezonowość wewnątrzdzienne, przepływ zleceń, model Integer Count Hurdle (ICH)

JEL: C25, G12, G16

* Narodowy Bank Polski, Departament Systemu Finansowego; Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Instytut Ekonometrii; e-mail: katarzyna.bien@sgh.waw.pl.

1. Wstęp¹

Badania mikrostruktury rynku definiuje się jako studia nad procesem wymiany dóbr przy uwzględnieniu sformalizowanych reguł obrotu handlowego (por. O'Hara 1995). Obecnie mikrostrukturę rynku traktuje się *de facto* jako gałąź nauki finansów, ponieważ przedmiotem badań w tym zakresie są współzależności pomiędzy wybranymi cechami rynków finansowych – np. ich płynnością, przejrzystością czy zmiennością cen – a mechanizmem (scenariuszem) zawierania transakcji (por. Madhavan 2005).

W teorii mikrostruktury rynków finansowych skonstruowano wiele modeli teoretycznych, które w sformalizowany sposób wyjaśniają zachowanie poszczególnych uczestników procesu transakcyjnego (ang. *transaction process*) na rynkach finansowych. Modele te opisują również napływ prywatnej informacji (ang. *private news*) oraz jej oddziaływanie na wybrane charakterystyki rynku, na przykład liczbę i rodzaj składanych zleceń, ceny transakcyjne oraz kwotowane, spread *bid-ask* czy wartość zawieranych transakcji (por. Admati, Pfleiderer 1988; Diamond, Verrecchia 1987; Easley, O'Hara 1987; 1992). W ostatnich latach weryfikacja hipotez postulowanych w takich modelach stanowiła przedmiot wielu naukowych analiz. Ze względu na stosunkowo łatwy dostęp do baz danych transakcyjnych większość badań empirycznych dotyczyła głównie giełdowych rynków akcji, a przede wszystkim giełdy nowojorskiej². W ciągu kilku ostatnich lat szczególnym zainteresowaniem cieszyły się rynki walutowe. Wiązało się to ze znacznym wzrostem liczby transakcji dokonywanych w systemach automatycznie kojarzących zlecenia zakupu i sprzedaży, takich jak: Electronic Broking Services (EBS) czy Reuters Dealing 3000 Spot Matching (inaczej: Reuters Spot Matching System), oraz z dostępem do zbiorów danych pochodzących z tych systemów transakcyjnych.

Przedmiotem artykułu jest prezentacja wyników badania mikrostruktury kasowego rynku złotego. Głównym celem analizy jest prezentacja oddziaływania tzw. przepływu zleceń (ang. *order flow*), czyli nadwyżki netto transakcji zakupu waluty obcej (ang. *net buy*), na zmiany kursu EUR/PLN³. Należy podkreślić, że w literaturze poświęconej mikrostrukturze rynków walutowych koncepcja przepływu zleceń jest obecna już od ponad dziesięciu lat i stanowi przedmiot bardzo wielu empirycznych badań naukowych. Analizy te potwierdziły, że przepływ zleceń bardzo dobrze wyjaśnia, a nawet prognozuje krótkookresowe zmiany kursu walutowego. Przykładowo, istotne statystycznie oddziaływanie przepływu zleceń na kurs marki niemieckiej wykazano m.in. w następujących pracach: (2003), Killen, Lyons, Moore (2006), na kurs euro – Breedon, Vitale (2004), Berger i in. (2008), w odniesieniu do kursu jena japońskiego – Rime, Sarno, Sojli (2010), dla forinta – Kiss, Pinter (2007), dla korony czeskiej – Scalia (2008). Dobre własności predykcyjne modeli udowodniono w następujących badaniach: Danielsson, Luo, Payne (2002), Evans, Lyons (2005; 2006)⁴.

¹ Przedstawione w artykule opinie stanowią prywatne poglądy autorki, które nie muszą odzwierciedlać poglądów Narodowego Banku Polskiego.

² W odniesieniu do akcyjnych rynków giełdowych jedną z najpopularniejszych baz danych jest TAQ (The Trades and Quotes database), w której od początku 1993 r. gromadzone są poszczególne charakterystyki (cena, wolumen, czas zawarcia) transakcji, kwotowań dealerów oraz zleceń kupna i sprzedaży składanych przez inwestorów na giełdzie nowojorskiej (NYSE) oraz innych regionalnych giełdach w Stanach Zjednoczonych.

³ W drugiej połowie 2004 r. oraz w 2007 r. na międzybankowym rynku złotego dominowały transakcje wymiany złotego na euro. W ciągu 2004 r. obserwowano stopniowy spadek aktywności banków w segmencie USD/PLN oraz jednocześnie wzrost aktywności na rynku EUR/PLN, co związane było z przystąpieniem Polski do UE w maju 2004 r. oraz stopniową utratą przez złotego jego koszykowego charakteru (por. NBP 2005, s. 204). W 2007 r. o wartości złotego informował prawie wyłącznie kurs EUR/PLN (por. NBP 2008, s. 215–218).

⁴ Takie prognozy zmian kursu walutowego mogą być na rynku międzybankowym formułowane jedynie na podstawie zaobserwowanych bądź prognozowanych wartości transakcji zakupu i sprzedaży w poszczególnych okresach. Dealezy rynku międzybankowego, zawierając poszczególne transakcje, nie mają dostępu do takich informacji, zatem nie mogą dokonywać predykcji zmian kursu walutowego na podstawie historycznych bądź bieżących wartości przepływu zleceń na rynku międzybankowym, a jedynie na rynku klientowskim.

W artykule wykazano, że przepływ zleceń, czyli nadwyżka netto transakcji zakupu nad transakcjami sprzedaży, ma istotny statystycznie, dodatni wpływ na zmiany kursu złotego. Ze względu na znaczną poprawę płynności rynku złotego między 2004 a 2007 r.⁵ szczególną uwagę poświęcono analizie przeprowadzonej na podstawie danych z 2007 r. W badaniu udowodniono m.in. zróżnicowaną reakcję kursu na zmiany przepływu zleceń w zależności od pory dnia oraz płynności rynku. Analizę uzupełniono również o prezentację konstrukcji i wniosków z modelu objaśniającego kształtowanie się samego przepływu zleceń.

Dalsza część artykułu składa się z pięciu części. Pierwsza z nich stanowi uzasadnienie teoretyczne przedstawionego badania. Przedstawiony wywód zawiera definicję i opisywane w literaturze własności koncepcji przepływu zleceń. W kolejnej części artykułu scharakteryzowano źródło oraz podstawowe cechy zmiennych stanowiących przedmiot analizy. Na podstawie metod statystyki opisowej sformułowano proste wnioski w odniesieniu do wybranych charakterystyk procesu transakcyjnego (kursu złotego, przepływu zleceń oraz wyróżnionych miar płynności). Część czwartą poświęcono badaniu „wrażliwości” kursu złotego na zmiany przepływu zleceń, identyfikując również takie charakterystyki rynku (pora dnia, spread *bid-ask*), które istotnie oddziałują na skalę reakcji kursu. Ostatnia, piąta część artykułu zawiera propozycję modelowania samego przepływu zleceń za pomocą modelu Integer Count Hurdle (por. Nolte, Liesenfeld, Pohlmeier 2006), pozwalającego na uwzględnienie dyskretnych wartości oraz dynamicznych własności modelowanej zmiennej⁶.

2. Wprowadzenie do koncepcji przepływu zleceń

W teorii finansów często wskazuje się, że kasowy rynek walutowy może stanowić najbardziej przekonujący przykład rynku efektywnego. Prawie nie występuje na nim asymetria odbioru sygnałów informacyjnych pomiędzy stronami transakcji, a cała dostępna w danej chwili wiedza o ekonomicznych uwarunkowaniach gospodarki zostaje bardzo szybko odzwierciedlona w ustalonym kursie transakcyjnym. Argumentację tę potwierdza praca Bessembindera (1994), w której stwierdza się: „o ile kursy na rynkach akcji zależą od informacji dotyczących zarówno uwarunkowań makroekonomicznych, jak i dotyczących indywidualnych przedsiębiorstw [*firm-specific*], o tyle poziom kursu walutowego zależy głównie od informacji o charakterze makroekonomicznym, co może powodować redukcję potencjalnych strat dealerów walutowych w stosunku do inwestorów dysponujących lepszą informacją”. Tezę o efektywności rynku walutowego potwierdzają również słabe własności krótkookresowych predykcji kursu walutowego, konstruowanych na podstawie strukturalnych liniowych makromodeli z lat 80. i 90. XX w. Za dowód posłużyć może znane badanie (por. Meese, Rogoff 1983), w którym udowodniono, że najmniejszym średniokwadratowym błędem predykcji wielu modeli kursu walutowego charakteryzuje się naiwna prognoza oparta na procesie błędzenia losowego. Wyniki te, zgodnie z twierdzeniem Frankla i Rose’a (1995), wywierają negatywny wpływ na badania nad empirycznymi metodami modelowania kursu walutowego.

⁵ Średnia dzienna wartość transakcji kasowych z udziałem złotego wynosiła w kwietniu 2007 r. 4,851 mld USD i była ponadtrzykrotnie wyższa w porównaniu z wartościami zarejestrowanymi w kwietniu 2004 r.; zob. BIS (2007, s. 60) oraz BIS (2004, s. 50).

⁶ Wybrane wnioski zawarte w części trzeciej oraz czwartej artykułu (jednakże bez przedstawionego w niniejszej pracy opisu zaplecza metodologicznego) zostały w sposób syntetyczny przedstawione w opracowaniu NBP (2009).

W ostatnich latach na podstawie porównania modeli konstruowanych w latach 90. XX w. analogiczne wnioski przedstawiono w pracy: Cheung, Chinn, Pascual (2005).

W przeciwieństwie do tradycyjnych strukturalnych modeli opartych na koncepcjach o podłożu makroekonomicznym ich odpowiedniki konstruowane na podstawie teorii mikrostruktury – a więc przy uwzględnieniu wiedzy o mechanizmie, zgodnie z którym dochodzi do zawarcia transakcji – mają zaskakująco dobre własności objaśniające, a nawet predykcyjne. Z technicznego punktu widzenia – w przeciwieństwie do makromodeli, które budowane są na podstawie danych rocznych, kwartalnych czy miesięcznych – modele konstruowane w ujęciu mikro bazują na szeregach czasowych o dziennej lub wyższej częstotliwości. Przede wszystkim jednak w modelach mikrostruktury najistotniejszym elementem jest założenie o występowaniu niejednorodności informacyjnej (ang. *information heterogeneity*) uczestników rynku walutowego. Zakłada się istnienie znacznego zróżnicowania przekonań co do obecnego oraz oczekiwań, co do przyszłego stanu gospodarki (poziomu zmiennych makroekonomicznych) pomiędzy podmiotami rynku (instytucjami finansowymi, przedsiębiorstwami oraz osobami fizycznymi). Przedmiotem badań mikrostruktury rynku jest uzyskanie odpowiedzi na pytania: (1) w jaki sposób istotne przy wycenie obcej waluty sygnały informacyjne oddziałują na zachowanie poszczególnych uczestników procesu transakcyjnego oraz (2) czy i jak silnie zachowanie to wpływa na poszczególne charakterystyki procesu transakcyjnego – głębokość rynku, wielkość obrotów, spread *bid-ask*, a przede wszystkim poziom kursu walutowego. W odróżnieniu od ujęcia makro w ujęciu mikro najważniejszą rolę odgrywa zatem scenariusz procesu zawierania transakcji.

W większości modeli mikrostruktury rynku przyjmuje się założenie, że podmioty procesu transakcyjnego reagują na zaobserwowane działania innych jego uczestników, co zostaje odzwierciedlone w ustalonym poziomie kursu. Modele oparte na założeniu o asymetrycznym dostępie do informacji tworzą grupę tzw. modeli informacji (ang. *information models*). Podstawowe założenie modeli opiera się na wyodrębnieniu dwóch podstawowych grup inwestorów: (1) zawierających transakcje „informacyjne”, których przyczyną jest napływ prywatnej, nieznannej publicznie informacji (ang. *informed traders*) oraz (2) zawierających transakcje „nieinformacyjne”, niepowiązane z napływem sygnałów informacyjnych, dokonywane np. w celu zarządzania pozycją walutową (ang. *liquidity traders*, *noise traders*). Zgodnie z modelami informacji porządek napływu zleceń kupna lub sprzedaży na rynek może odzwierciedlać informację o oczekiwaniach podmiotów składających zlecenia, dotyczących przyszłego poziomu kursu walutowego (por. Glosten, Milgrom 1985; Easley, O'Hara 1987).

Teoretyczne modele, uzasadniające znaczenie prywatnej informacji w funkcjonowaniu rynku walutowego, można odnaleźć w pracach Lyonsa (1995) oraz Perraudina i Vitale'a (1996). Autorzy dowodzą, że dealerzy rynku walutowego, którzy zawierają stosunkowo dużo transakcji z niebankowymi instytucjami finansowymi, przedsiębiorstwami lub osobami prywatnymi, mają przewagę informacyjną w stosunku do pozostałych podmiotów na rynku. Następstwem tej przewagi jest np. zmniejszenie wartości spreadu *bid-ask* – redukcji ulega jego istotny komponent wynikający z ryzyka, że kontrahent transakcji dysponuje lepszą informacją (ang. *adverse selection cost*). Wartości kursu kwotowanego przez dealerów walutowych zmieniają się również w czasie, w reakcji na niespodziewane (sygnalizujące napływ nowej informacji) zmiany aktywności transakcyjnej na rynku.

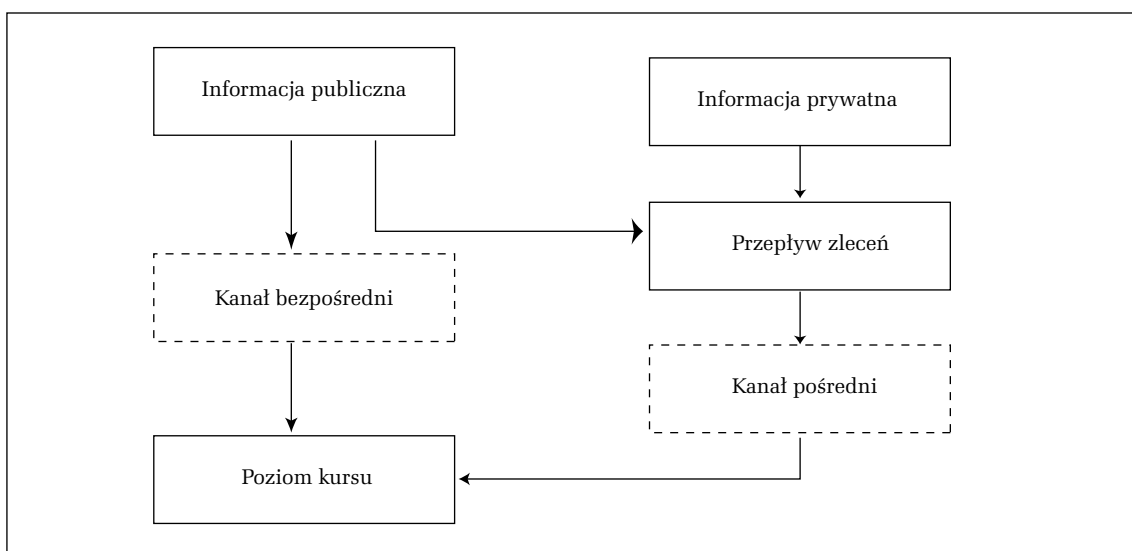
Podstawową miarę niejednorodności informacyjnej na rynku walutowym przedstawili Evans i Lyons (2002a; 2002b). Miara ta, określona jako przepływ zleceń (ang. *order flow*), zdefiniowana

jest jako różnica pomiędzy liczbą lub wartością transakcji, których inicjatorem jest strona popytu (transakcji zakupu), a liczbą lub wartością transakcji, których inicjatorem jest strona podaży (transakcji sprzedaży). Przepływ zleceń może mieć zatem dużą wartość informacyjną w kontekście przyszłych zmian kursu, odzwierciedlając skalę zróżnicowania oczekiwań uczestników rynku. Nadwyżka transakcji zakupu nad transakcjami sprzedaży (ang. *net buying pressure*) w odniesieniu do waluty bazowej może sygnalizować, że podmioty dokonujące wymiany waluty mają oczekiwania co do jej umocnienia. Analogicznie, nadwyżka transakcji sprzedaży nad transakcjami zakupu waluty bazowej (ang. *net selling pressure*) może dowodzić, że aktualny poziom jej kursu jest przewartościowany, a większość podmiotów aktywnych na rynku oczekuje jej deprecjacji.

Evans (2007) wyodrębnia dwa podstawowe kanały transmisji, za pomocą których rozproszone na rynku sygnały informacyjne mogą zostać odzwierciedlone w ustalonym poziomie kursu: kanał bezpośredni (informacje dotyczące uwarunkowań makroekonomicznych – np. stopa bezrobocia, PKB, saldo obrotów bieżących z zagranicą – ogłaszane są publicznie, są zatem jednocześnie „odbierane” przez wszystkich uczestników rynku i znajdują natychmiastowe odzwierciedlenie w poziomie kursu) oraz kanał pośredni (rozproszone sygnały informacyjne, które zostają odzwierciedlone w scenariuszu składanych zleceń). Evans (2007) dowodzi, że taka rozproszona informacja może dotyczyć bardzo wielu czynników ekonomicznych, np. wartości zamówień i sprzedaży produktów wybranych przedsiębiorstw lub wyników prywatnych badań nad gospodarką. Zgodnie z opinią Rime’a, Sarny i Sojli (2010) „przepływ zleceń to mechanizm transmisji, który umożliwia agregację rozproszonej informacji, wynikającej z heterogenicznego traktowania sygnałów informacyjnych, zmian oczekiwań oraz szoków związanych z zapotrzebowaniem na płynność i instrumenty zabezpieczające”.

Schemat 1

Kanały transmisji sygnałów informacyjnych



Źródło: opracowanie na podstawie Evans (2007).

Teoretyczny model opisujący współzależność pomiędzy przepływem zleceń a kursem walutowym zaproponowano w pracach Evans i Lyons (2002a; 2002b) na podstawie modelu alokacji portfelowej. W ujęciu modelowym banki dokonujące operacji wymiany walutowej na rynku klientowskim niejako dowiadują się o panujących nastrojach, agregując informacje o oczekiwaniach kontrahentów transakcji na podstawie zaobserwowanych wartości przepływu zleceń na rynku klientowskim⁷. Zdobyta wiedza oddziałuje na poziom kwotowanych kursów, jak również na wartości przepływu zleceń na rynku międzybankowym. Wykorzystując miarę nadwyżki transakcji zakupu nad transakcjami sprzedaży, Evans i Lyons (2002b) wytyczyli całkowicie nowy kierunek w modelowaniu kursu walutowego i pokazali, że tak zdefiniowana zmienna stanowi bardzo istotną determinantę zmian kursu walutowego. Wykazali przy tym, że prosty model regresji liniowej – wzbogacony o zdefiniowaną w ten sposób zmienną objaśniającą – objaśnia około 50% zmienności wartości dziennych zmian kursów DEM/USD oraz JPY/USD (w okresie maj – sierpień 1996 r.). W porównaniu z jakością dopasowania wielu uznanych wówczas w literaturze strukturalnych modeli kursu walutowego rezultat ten należy uznać za zaskakująco dobry.

Dokonując interpretacji otrzymanych wyników, należy mieć jednak świadomość, że idea przepływu zleceń nie stoi w sprzeczności z tradycyjnie przyjmowanymi założeniami, iż makroekonomiczne uwarunkowania gospodarcze są podstawowymi determinantami poziomu kursu walutowego (por. Sarno, Taylor 2002). Należy mieć na uwadze, że pomiar zmiennych makroekonomicznych odzwierciedlających fundamenty gospodarki może być na tyle nieprecyzyjny, że to właśnie przepływ zleceń – agregujący oczekiwania wszystkich uczestników rynku – stanowi dużo lepsze oszacowanie ich rzeczywistych wartości (por. Evans, Lyons 2002b). Jak podają Evans i Lyons (2002b), interpretacja ta jest szczególnie uzasadniona w odniesieniu do zmiennych określających oczekiwania i konstruowanych na podstawie badań ankietowych. Pomiar oraz ewaluacja oczekiwań, np. w odniesieniu do poziomu inflacji, stopy procentowej czy „klimatu gospodarczego”, są zawsze obarczone pewnymi błędami statystycznymi. Złożenie zlecenia na rynku walutowym może być natomiast traktowane jako jednoznaczne uwiarygodnienie oczekiwań przez poparcie ich wymianą konkretnych środków pieniężnych (ang. *backed-by-money expectations*). Należy nadmienić, że oddziaływanie przepływu zleceń na kurs walutowy odbywa się nie tylko przez kanał wykorzystujący transmisję informacji, lecz także przez tzw. efekt równowagi portfela (ang. *portfolio-balance channel*). Polega on na tym, że dealerzy rynku międzybankowego zgadzają się sprzedać (kupić) walutę obcą, a zatem zaabsorbować nadmierny popyt (podaż) waluty obcej z rynku klientowskiego tylko wtedy, gdy w ramach wynagrodzenia za zmianę pozycji walutowej „zarobią” na odpowiednim wzroście (spadku) oferowanego kursu waluty obcej. Kanał ten funkcjonuje przy założeniu, że waluty nie są instrumentami doskonale substytucyjnymi, a rynek – jako całość – charakteryzuje się pewnym poziomem awersji do ryzyka i wymaga rekompensaty za utrzymywanie nieoptymalnych pozycji walutowych (por. Lyons 2001). Rozróżnienie tych dwóch komponentów oddziaływania przepływu zleceń na kurs walutowy: opartego na informacji (ang. *information-*

⁷ Obecnie w literaturze można wyodrębnić dwa opozycyjne nurty, których przedstawiciele różnie interpretują zależności pomiędzy przepływem zleceń a zmianami kursu walutowego. Zgodnie z podejściem *strong flow-centric* przepływ zleceń transmituje informację dotyczącą fundamentalnych makroekonomicznych uwarunkowań gospodarczych, a oddziaływanie zmiennej na kurs walutowy ma charakter trwały. Z kolei zgodnie z nurtem *weak flow-centric* wpływ przepływu zleceń na kurs walutowy ma charakter przejściowy i wynika z wielu czynników – chwilowego zapotrzebowania na płynność, potrzeby zabezpieczenia pozycji walutowej (*inventory control*), nadmiernej reakcji inwestorów (*overreaction*) (por. Froot, Ramadorai 2005; Berger i in. 2008).

-based) i drugiego – opartego na raczej na preferencjach (dotyczących struktury pozycji walutowej) oraz nastawieniu do ryzyka – jest bardzo trudne, ponieważ oba te efekty mogą mieć trwały wpływ na poziom kursu walutowego (por. Evans, Lyons 2002b; Breedon, Vitale 2010).

3. Dane empiryczne

3.1. Reuters Spot Matching System

Badanie empiryczne przeprowadzono na podstawie danych pozyskanych z systemu transakcyjnego Reuters Dealing 3000 Spot Matching⁸ (dalej: RSM), udostępnionych przez firmę Thomson Reuters. Wykorzystane zbiory danych zawierają informacje o przeprowadzonych transakcjach⁹ oraz zleceniach wykonania transakcji¹⁰, które zarejestrowano na tej platformie transakcyjnej w okresie lipiec – grudzień 2004 r. oraz styczeń – grudzień 2007 r. na parze walutowej EUR/PLN¹¹. Posiadane informacje pozwalają na odtworzenie pełnej struktury arkuszy zleceń w kolejnych sekundach aktywności rynku międzybankowego. Wiedza na ten temat umożliwia wszechstronną analizę procesu transakcyjnego, ponieważ dane dotyczące wszystkich zleceń (a nie tylko najbardziej konkurencyjnych) pozwalają np. na wyznaczenie w wybranych momentach dowolnie zdefiniowanych miar płynności rynku.

Platforma transakcyjna RSM stanowi typowy przykład zdecentralizowanego ciągłego rynku finansowego kierowanego zleceniami¹² (ang. *order-driven market*). Dealerzy walutowi wprowadzają do systemu oferty zakupu lub sprzedaży walut. Są one realizowane natychmiast względem jednego lub kilku najbardziej konkurencyjnych przeciwstawnych zleceń figurujących w systemie (zlecenia rynkowe) albo – w przypadku braku odpowiadających przeciwstawnych ofert – trafiają do arkusza zleceń, oczekując przez zadany okres na realizację (zlecenia z limitem ceny). W systemie dealerzy mają dostęp do następujących informacji: (1) najlepszego (najbardziej konkurencyjnego) kwotowania *bid* oraz *ask* dla poszczególnych par walutowych – w rozbiciu na kwotowany kurs oraz wartość zlecenia (ang. *size*) oraz (2) danych o kilku ostatnich zawartych transakcjach na poszczególnych parach walutowych – w rozbiciu na ich kurs oraz wartość. Dealerzy walutowi nie znają zatem całej struktury arkuszy zleceń (wszystkich zleceń kupna i sprzedaży zarejestrowanych w systemie), lecz tylko oferty najbardziej konkurencyjne w danej chwili.

⁸ Na platformie Reuters Spot Matching transakcje mogą być zawierane wyłącznie przez banki. Transakcje zawierane są zarówno na krajowym rynku walutowym, jak i rynku *offshore*.

⁹ Dane transakcyjne obejmują: zarejestrowane kursy poszczególnych transakcji, ich wartości wyrażone w milionach euro lub USD oraz czas zawarcia (podany z dokładnością do jednej sekundy czasu zachodnioeuropejskiego). Zbiory danych transakcyjnych obejmują również indykatory wskazujące, czy dana transakcja stanowiła zakup waluty obcej (zdarzenie zostało zainicjowane przez stronę popytu na walutę bazową, czyli euro, a kurs transakcji odpowiadał obowiązującemu w danym momencie kwotowaniu *ask*), czy sprzedaż waluty obcej (zdarzenie zostało zainicjowane przez stronę podaży, a kurs transakcji odpowiadał obowiązującemu w danej chwili kwotowaniu *bid*). Wszystkie prezentowane w artykule obliczenia i szacunki przeprowadzono w programie ekonometrycznym Gauss 8.0.

¹⁰ Zlecenia zarejestrowane w systemie RSM w podziale na zlecenia z limitem ceny oraz zlecenia rynkowe. Dane obejmują: (1) oferowany (kwotowany) poziom kursu, po jakim dealerzy zobowiązują się zawrzeć transakcję (tzw. *firm quote*), (2) wartość zlecenia (*size*), (3) indykator, czy dane zlecenie jest zleceniem zakupu czy sprzedaży.

¹¹ W badaniu wykorzystano częściowo również zbiory danych transakcyjnych dotyczące pary walutowej EUR/USD. Posłużyły one na dalszym etapie analizy do konstrukcji przepływu zleceń w segmencie EUR/USD – jako jednego z możliwych czynników mogących w analizowanych okresach wpływać na fluktuacje kursu złotego.

¹² Szerzej na temat ogólnego funkcjonowania rynków kierowanych zleceniami można np. przeczytać w pracy Gouriéroux, Jasiak (2001, s. 355).

Jednym z czynników determinujących sposób zawierania transakcji na międzybankowym rynku walutowym jest jej wielkość. Małe transakcje (głównie o wartości 1–3 mln euro) realizowane są obecnie w systemach automatycznie kojarzących oferty kupna i sprzedaży (ang. *brokerage systems*), a zatem po kursach kwotowanych przez dealerów w ich ofertach wprowadzonych do systemu. Duże transakcje poprzedzane są negocjacjami prowadzącymi do ustalenia indywidualnych warunków wymiany w systemie Reuters Dealing Direct, telefonicznie lub za pośrednictwem brokera głosowego (por. Rime 2003). Na rynku walutowym funkcjonują dwie elektroniczne platformy, automatycznie kojarzące oferty kupna i sprzedaży: Reuters Spot Matching System oraz Electronic Brokerage Services (EBS), przy czym obrót walutami krajów Europy Środkowo-Wschodniej dokonywany jest prawie wyłącznie za pośrednictwem pierwszego z wymienionych systemów.

Zgodnie z wynikami badań ankietowych Banku Rozrachunków Międzynarodowych (por. BIS 2004, s. 60 oraz BIS 2007, s. 50) średnie dzienne obroty netto na kasowym rynku złotego (łącznie rynek krajowy i *offshore*) wynosiły ponad 1,5 mln USD w kwietniu 2004 r. oraz ponad 4,8 mln USD w tym samym miesiącu 2007 r. Należy zauważyć, że średnia wartość obrotów wzrosła w ciągu trzech lat ponadtrzykrotnie. Wzrost płynności rynku złotego należy przypisać przede wszystkim zwiększonej aktywności funduszy hedgingowych, wykorzystujących strategię *carry trade* oraz *algorithmic trading*, jak również stabilnemu trendowi aprecjacyjnemu złotego, zachęcającemu inwestorów do inwestycji w papiery wartościowe nominowane w polskiej walucie¹³. Zarówno w 2004 r., jak i w 2007 r. obroty na platformie Reuters Spot Matching stanowiły prawie 30% wartości wszystkich transakcji na kasowym rynku złotego oraz ponad 40% wartości transakcji zawartych na rynku międzybankowym¹⁴. W związku z dużym wykorzystaniem platformy RSM na rynku złotego dane z tego systemu transakcyjnego mogą być traktowane jako reprezentatywna próba rejestracji aktywności banków w tym segmencie rynku finansowego.

3.2. Wstępny opis danych

Na wykresie 1 zilustrowano zróżnicowanie liczby transakcji w zależności od pory dnia określonej za pomocą czasu środkowoeuropejskiego (CET). W obu analizowanych okresach aktywność na rynku złotego koncentruje się przede wszystkim między godziną 8.00 a 18.00 CET. Poza tym przedziałem czasowym zarówno liczba, jak i wartość zawieranych transakcji jest znikoma. Dodatkowo, aktywność rynku jest wyraźnie obniżona w godzinach 12.00–14.00 ze względu na dobrze opisany w literaturze „efekt lunchu” (por. Gourieroux, Jasiak, LeFol 1999; Gourieroux, Jasiak 2001).

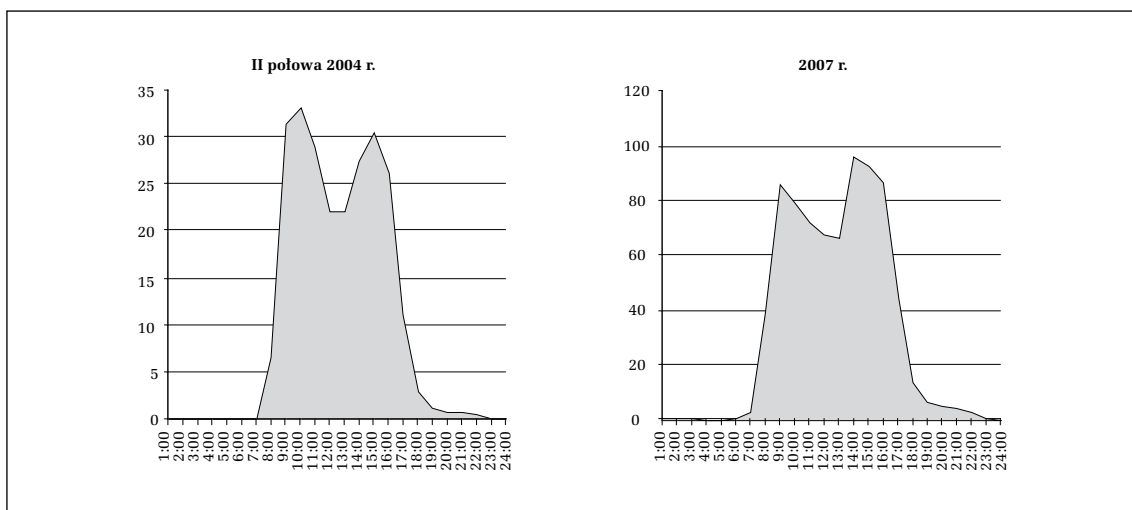
Silne zróżnicowanie wartości transakcji zawieranych na rynku złotego w zależności od okresu, pary walutowej oraz pory dnia wpłynęło na decyzję o ograniczeniu badania do okresów, w których rynek złotego jest stosunkowo płynny. Ponieważ brak dostatecznej liczby obserwacji w poszczególnych interwałach czasowych może mieć negatywny wpływ na jakość otrzymanych

¹³ Szerzej na ten temat przyczyn wzrostu płynności oraz stosowanych strategii transakcyjnych na rynku złotego można przeczytać w NBP (2005).

¹⁴ Wartość transakcji, jakie banki mające status podmiotów sprawozdających w badaniu BIS (2007) zawarły z innymi podmiotami sprawozdającymi oraz innymi instytucjami finansowymi. Szacuje się, że po wyłączeniu transakcji zawartych z podmiotami niebankowymi udział transakcji wykonanych w systemie RSM byłby znacznie większy.

Wykres 1

Średnia liczba transakcji zawartych w ciągu godziny w zależności od pory dnia (CET)



wyników, w odniesieniu do 2004 r. badaniem objęto dni robocze pomiędzy godziną 9.00 a 17.00¹⁵. Z powodu znacznej poprawy płynności rynku złotego w 2007 r. badanie empiryczne dla tego okresu przeprowadzono na podstawie obserwacji zarejestrowanych pomiędzy 8.00 a 18.00¹⁶. Z danych dla obu rozważanych lat usunięto również obserwacje, które z wysokim prawdopodobieństwem mogły zostać uznane za nietypowe, przypadające w dni świąteczne, oraz podokresy charakteryzujące się znikomą liczbą trasakcji.

Zbiory transakcji oraz zleceń poddano transformacji i agregacji celem skonstruowania szeregow czasowych o stałej częstotliwości (2, 3, 4, 5, 10, 15, 30 min., 1 godz., 8 godz. – 2004 r. i 10 godz. – 2007 r.) w odniesieniu do:

– stóp zwrotu¹⁷ – logarytmicznych stóp zwrotu z kursów zleceń *mid*¹⁸, wyrażonych w punktach bazowych ($r_t = [\ln(P_{M,t}) - \ln(P_{M,t-1})] \cdot 10^4$),

¹⁵ Analizę empiryczną przeprowadzono na podstawie danych o bardzo wysokiej częstotliwości. Ograniczenie przedziału czasowego ma na celu m.in. eliminację możliwych zniekształceń wnioskowania ekonometrycznego (np. eliminację tzw. sztucznej autokorelacji zmiennych, mającej źródło w braku obserwacji w poszczególnych interwałach czasowych). W większości prac naukowych o podobnym celu badawczym wykorzystano analogiczne podejście do problemu (por. m.in. Frömmel, Kiss, Pinter 2009; Scalia 2008).

¹⁶ Wyjątek stanowić będzie analiza wewnątrzdziennej sezonowości wybranych charakterystyk rynku złotego, którą – w celach porównawczych – dla obu lat przeprowadzono na podstawie danych odpowiadających godzinom 8.00–18.00 CET.

¹⁷ W badaniu wyeliminowano stopy zwrotów *overnight*, zatem pierwsza stopa zwrotu dla każdego z dni została obliczona na podstawie pierwszej i ostatniej ceny *mid* z pierwszego interwału dla każdego dnia.

¹⁸ Analizowanie stóp zwrotu z kursów *mid* (zamiast kursów transakcyjnych) może mieć duże znaczenie dla wyników badania. Na międzybankowym rynku walutowym ceny zmieniają się w sposób dyskretny, a minimalną możliwą wielkością, o jaką kurs może się zmienić, jest tzw. *pips*, który w odniesieniu do par walutowych USD/PLN lub EUR/PLN wynosi 0,0001 kursu wyrażonego w złotych (setna część grosza). Dyskretnie zmiany kursów transakcyjnych prowadzą do występowania tzw. odbicia *bid-ask* (*bid-ask bounce* – transakcje zakupu waluty obcej, zawierane są po aktualnie oferowanym kursie sprzedaży (*ask*), natomiast transakcje sprzedaży waluty obcej dokonywane są po aktualnie oferowanym kursie kupna (*bid*). Przeprowadzenie badania na podstawie kursów *mid* ma zatem tę zaletę, że eliminuje z procesu zmian cen „sztuczną” zmienność, wynikającą wyłącznie z mechanizmu, zgodnie z którym realizowane są transakcje.

- wartości obrotu (ang. *volume*) – sumy wartości transakcji zawartych pomiędzy momentami t a $t-1$ (zmienną wyrażono w_t w mln euro),
- przepływu zleceń – różnicy pomiędzy wartościami transakcji zakupu i sprzedaży zawartymi pomiędzy momentami t a $t-1$ w segmencie EUR/PLN (zmienną Δx_t wyrażono w mln euro) i EUR/USD (zmienną Δx_t^{USD} wyrażono w mln euro),
- spreadu *bid-ask* – różnicy pomiędzy najniższym kwotowanym kursem *ask* oraz najwyższym kwotowanym kursem *bid* w momencie t (zmienną $s_t = (P_{A,t} - P_{B,t}) \cdot 10^4$ wyrażono w *pipsach*, czyli setnych grosza).

Ponieważ zasadnicza część artykułu dotyczy wyników badań przeprowadzonych na podstawie szeregów czasowych o częstotliwości piętnastominutowej, w tabeli 1 przedstawiono podstawowe statystyki opisowe zmiennych zagregowanych na piętnastominutowych interwałach czasowych. Szeregi czasowe liczą odpowiednio: 4005 obserwacji (2004 r.) oraz 10 080 obserwacji (2007 r.). Na rynku EUR/PLN w 2004 r. średnia wartość transakcji dokonanych w ciągu piętnastu minut wynosiła 8,762 mln euro (dla około siedmiu transakcji), a zatem przeciętna kwota wymiany to 1,2 mln euro. W 2007 r. rynek EUR/PLN był około trzy razy większy. W ciągu piętnastu minut dokonywano średnio 19,5 transakcji o łącznej wartości 27,797 mln euro, a więc przeciętna wartość pojedynczej transakcji wynosiła około 1,4 mln euro.

W obu analizowanych okresach średnia wartość transakcji zakupu dolara lub euro za złote- go była większa niż wartość transakcji sprzedaży, a zatem średnia wartość przepływu zleceń była dodatnia. Kształtowanie się kursu EUR/PLN oraz skumulowanych wartości przepływu zleceń na piętnastominutowej częstotliwości przedstawiono na wykresie 2. Można zaobserwować, że

Tabela 1

Miary opisu statystycznego charakterystyk procesu transakcyjnego zdefiniowanych na 15-minutowych interwałach czasowych

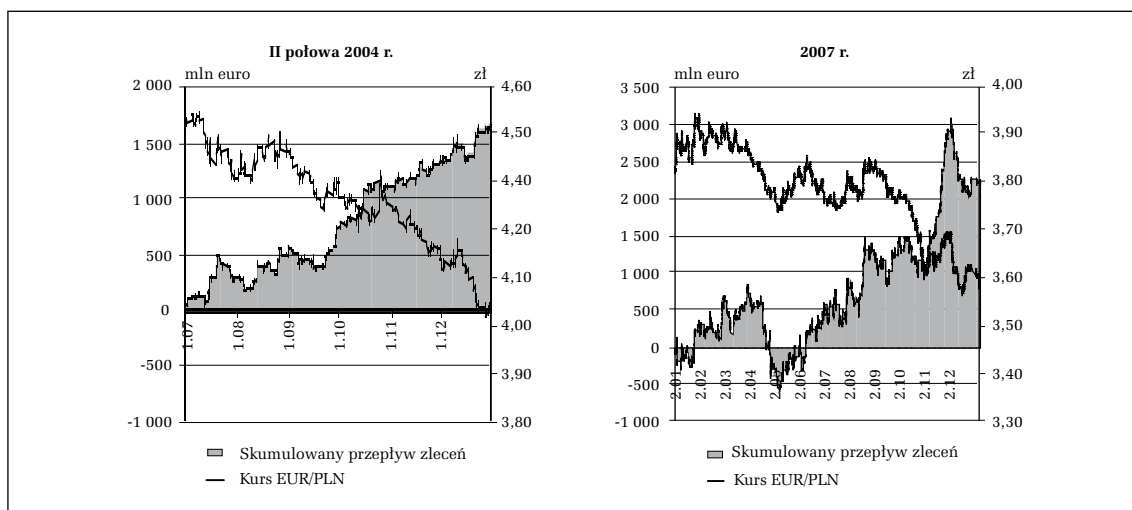
Zmienna	Średnia	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza
2004 r.				
Przepływ zleceń (mln EUR)	0,417	7,413	1,161	18,642
Stopa zwrotu (punkty bazowe)	-0,286	7,740	0,216	8,611
Spread <i>bid-ask</i> (liczba pipsów)	9,129	7,831	3,851	29,735
Obrót (liczba transakcji)	7,049	8,829	4,082	38,727
Obrót (mln euro)	8,718	12,248	6,624	116,456
2007 r.				
Przepływ zleceń (mln EUR)	0,225	15,605	-0,472	18,496
Stopa zwrotu (punkty bazowe)	-0,064	5,422	-0,051	6,885
Spread <i>bid-ask</i> (liczba pipsów)	3,368	2,551	3,807	35,035
Obrót (liczba transakcji)	19,525	17,533	2,397	12,458
Obrót (mln euro)	27,797	27,912	2,863	16,859

w przeciwieństwie do obserwowanego w obu rozważanych okresach trendu umacniania się złotego, na rynku realizowano głównie rynkowe, czyli „agresywne” zlecenia zakupu euro¹⁹. Zachowanie to może wyglądać na sprzeczne z intuicją. Wydaje się jednak, że silny trend aprecjacji złotego miał swoje źródło w poziomach kursu kwotowanego przez dealerów (wprowadzanego do systemu w postaci zleceń z limitem ceny, na podstawie których dochodzi do zawarcia transakcji). Długookresowa tendencja wzrostu wartości złotego wynikała zatem z pewnego konsensusu na rynku, ponieważ banki odzwierciedlały swoje oczekiwania co do aprecjacji w poziomie składanych ofert kupna i sprzedaży. Z kolei wahania kursu wynikające z przepływu zleceń miały charakter ściśle krótkookresowy i nie były w stanie odwrócić tej tendencji. Takie podobieństwo krótkookresowych formacji kursów oraz obserwowanych wahań skumulowanego przepływu zleceń jest na wykresie 2 wyraźnie widoczne. Tezę tę potwierdza także wykres 3, na którym przedstawiono relację pomiędzy przepływem zleceń (Δx_t) a stopą zwrotu z kursu złotego (r_t). Zgodnie z wnioskami z licznych analiz mikrostruktury rynków walut krajów rozwiniętych oraz krajów *emerging markets* na rynku złotego można także zaobserwować wyraźną dodatnią zależność pomiędzy stopą zwrotu z kursu EUR/PLN a wartością przepływu zleceń. Na podstawie nieparametrycznego (jądrowego) oszacowania funkcji regresji²⁰ (ang. *kernel regression*) można wnioskować, że w odniesieniu do danych zagregowanych na piętnastominutowej częstotliwości związek ten ma w przybliżeniu charakter relacji liniowej.

Dobrze opisaną w literaturze własnością finansowych szeregów czasowych o bardzo wysokiej częstotliwości jest tzw. wewnątrzdzienne sezonowość (ang. *intraday seasonality, diurnality*), która wiąże się z obserwowalnym i powtarzającym się co 24 godziny charakterystycznym schematem

Wykres 2

Kształtowanie się kursu EUR/PLN oraz skumulowanego przepływu zleceń

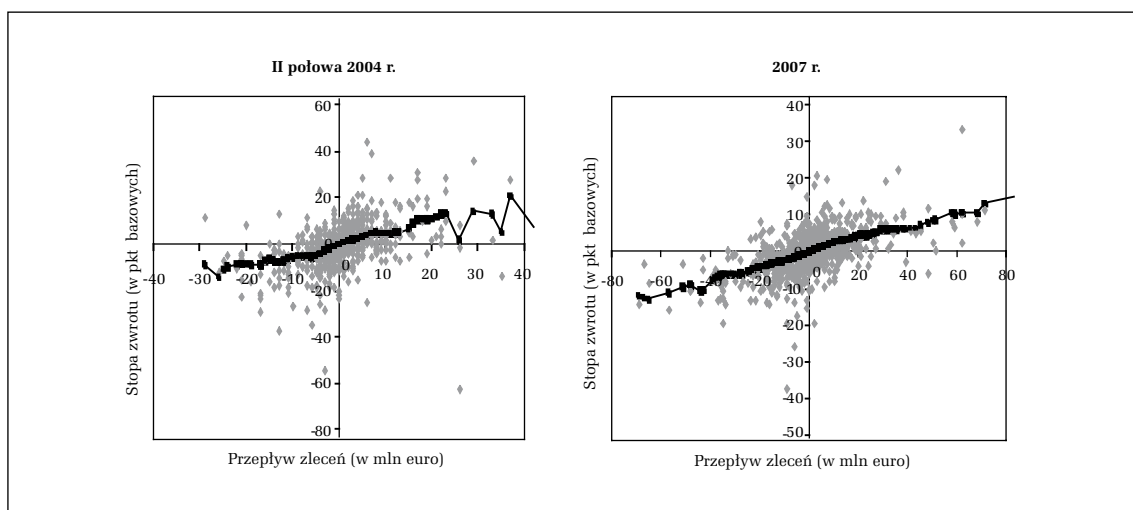


¹⁹ Ciekawe zjawisko, polegające na obserwowaniu dodatnich wartości przepływu zleceń dla walut bazowych, udokumentowano również w pracach Evansa i Lyonsa (2002b) oraz Bergera i in. (2008).

²⁰ Wykorzystano estymator Nadaraya-Watsona i postać funkcji jądra zadaną rozkładem normalnym, natomiast optymalną wartość parametru wygładzania wybrano na podstawie tzw. reguły kciuka; por. Silverman (1986). Więcej na temat funkcji regresji nieparametrycznej przeczytać można m.in. w następujących pracach: Nadaraya (1989), Domański, Pruska (2000).

Wykres 3

Relacja pomiędzy stopami zwrotu z kursu EUR/PLN a przepływem zleceń



Uwaga: kolorem szarym oznaczono poszczególne obserwacje, a czarnym – oszacowanie regresji jądrowej.

aktywności rynku (por. Tsay 2005, s. 212). Wewnątrzdziennej scenariusz, według którego funkcjonuje rynek, potwierdza zasadność założeń mikrostrukturalnych modeli informacji, zgodnie z którymi aktywność na rynku zmienia się w miarę napływu sygnałów informacyjnych. W odniesieniu do rynku złotego należałoby się spodziewać, że najwięcej nowych informacji przypada na godziny poranne, kiedy zaczyna aktywnie funkcjonować lokalny rynek międzybankowy oraz rynek w Londynie, na którym dokonuje się przeważającej liczby transakcji wymiany złotego. Na wykresach 4–7 przedstawiono odwzorowania funkcji wewnątrzdziennej sezonowości wartości transakcji oraz spreadu *bid-ask*, czyli zmiennych reprezentujących płynność rynku²¹.

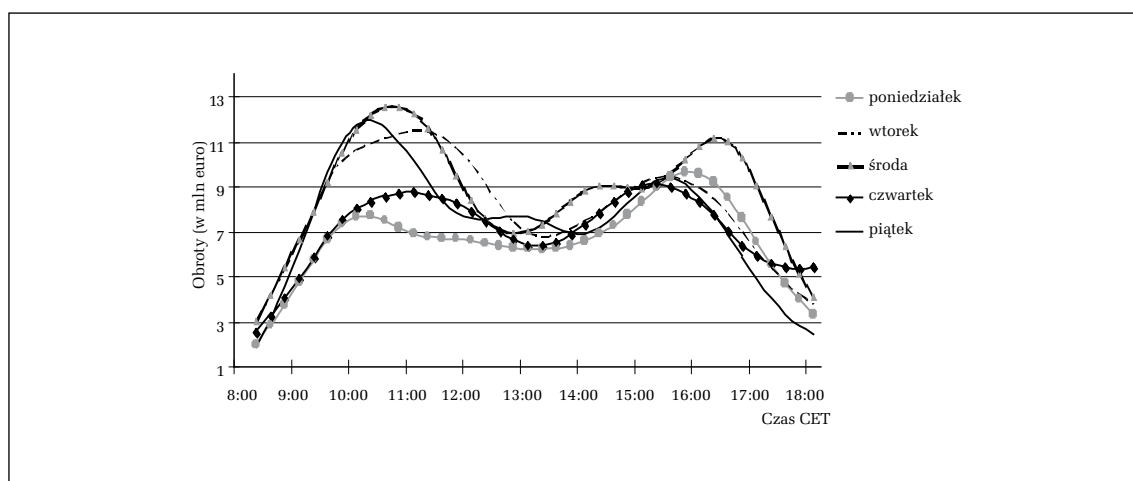
Można zauważyć, że zarówno w 2004 r., jak i 2007 r. płynność rynku była średnio najmniejsza w godzinach porannych oraz późnym popołudniem. Odwzorowania wewnątrzdziennej sezonowości dla wartości transakcji mają w przybliżeniu kształt litery „M” (por. wykresy 4–5). Największe wartości transakcji rejestrowano pomiędzy godziną 9.30 a 10.30 oraz pomiędzy godziną 14.30 a 15.30, natomiast najmniejsze rano oraz późnym popołudniem. Przykładowo, w 2007 r. w segmencie EUR/PLN najwyższą średnią wartość transakcji można było zaobserwować około godziny 10.00 – w ciągu piętnastu minut wynosiła ponad 30 mln euro – oraz około godziny 15.00, kiedy sięgała 38 mln euro. Między godziną 12.00 a 14.00 średnia wartość transakcji zawartych w ciągu piętnastu minut była nawet o 30% niższa niż między godziną 14.30 a 15.30. Ciekawy jest również fakt, że najniższe wartości dokonywanych transakcji zarejestrowano w poniedziałki, kiedy na rynku panuje zazwyczaj duża niepewność w związku z informacjami, które napłynęły w trakcie week-

²¹ Odwzorowania te oszacowano, wykorzystując model regresji nieparametrycznej (estymator jądrowy regresji wybranych zmiennych względem piętnastominutowych interwałów czasu wewnątrz okresu 8.00-18.00. Do estymacji wykorzystano postać funkcji jądra *quartic*, a optymalną wartość parametru wygładzania obliczono jako $2,78sN^{-0,2}$, gdzie s oznacza odchylenie standardowe danych, natomiast N – liczbę obserwacji. Taką metodą oszacowania funkcji sezonowości wewnątrzdziennej wykorzystano m. in. w pracy: Bauwens, Veredas (2004).

endu. Niskie wartości obrotów w piątki po południu (2004 r.) mogą prowadzić do stwierdzenia, że w przypadku okresów, co do których panuje wysoka niepewność (tzw. efekt poniedziałku oraz efekt końca tygodnia), obserwuje się zazwyczaj mniejszą wartość obrotów na rynku. Rozliczenie transakcji kasowych na rynku międzybankowym następuje zawsze w drugim dniu roboczym po ich zawarciu. Z tego względu zawarcie transakcji w piątek istotnie zwiększa ryzyko wynikające z możliwych zmian kursu do wtorku (wpływ na poziom kursu mają bowiem wydarzenia i informacje opublikowane w weekend), jak również ryzyko rozliczeniowe takiej transakcji (tzw. ryzyko banku Herstatt²²).

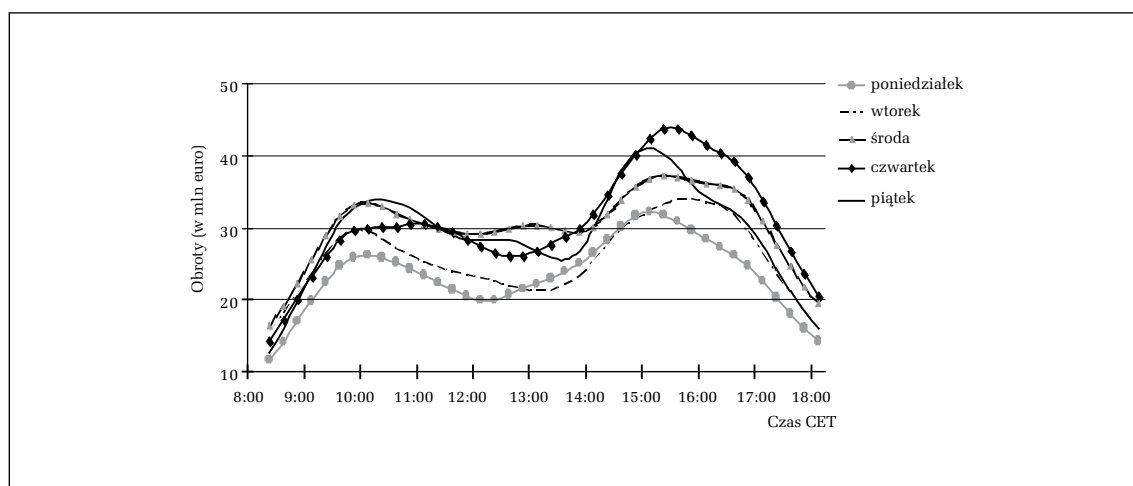
Wykres 4

Wewnątrzdzienne sezonowość wartości transakcji w II połowie 2004 r.



Wykres 5

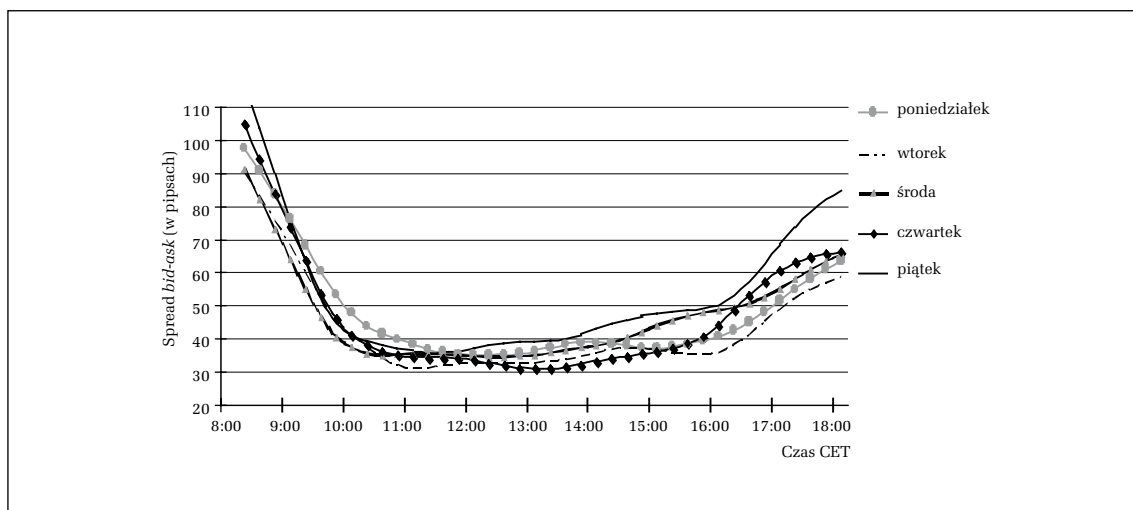
Wewnątrzdzienne sezonowość wartości transakcji w 2007 r.



²² Bank Herstatt to bank niemiecki, który upadł w 1974 r. m.in. wskutek problemów z uregulowaniem swoich zobowiązań finansowych. Z powodu różnic czasowych banki amerykańskie, będące kontrahentami transakcji zawartych z bankiem Herstatt niedługo przed jego upadkiem, nie otrzymały przelewu środków z tytułu zawartych transakcji walutowych.

Wykres 6

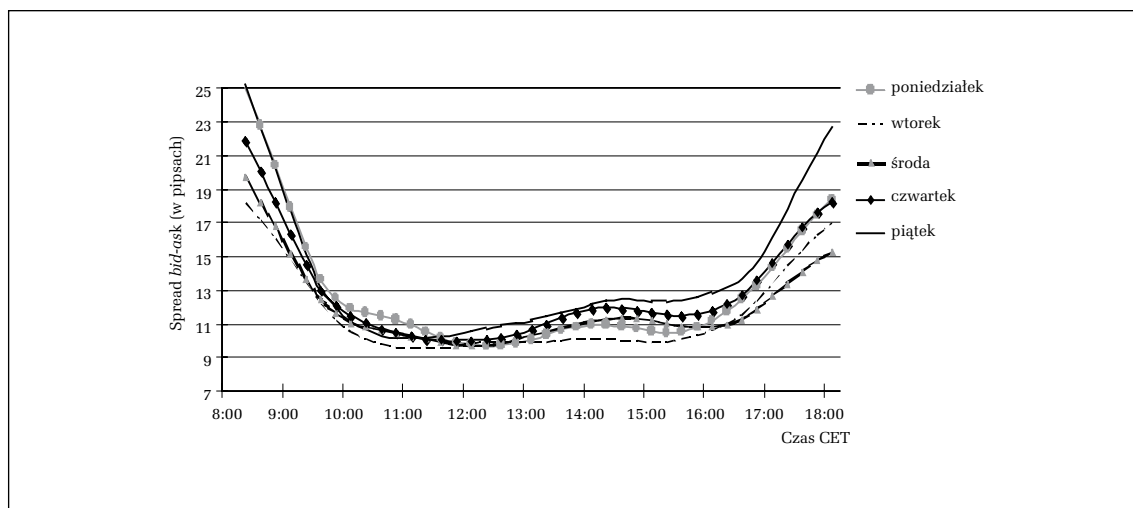
Wewnątrzdziennej sezonowości spreadu *bid-ask* w okresie lipiec – grudzień 2004 r.



Odwzorowanie wewnątrzdziennej sezonowości dla spreadu *bid-ask* ma w przybliżeniu kształt litery „U”, tzn. największą wartość spreadu *bid-ask* obserwowano w godzinach porannych oraz późnym popołudniem. Przykładowo, w 2007 r. w segmencie EUR/PLN średnia wartość procentowego spreadu *bid-ask* około 8.00-8.30 wynosiła ponad 20 pipsów, natomiast w godzinach 10.00-13.00 była około dwukrotnie mniejsza (około 10 pipsów). Największe wartości spreadu *bid-ask* zarejestrowano w godzinach porannych (głównie w poniedziałki) oraz w piątki po południu. Zgodnie

Wykres 7

Wewnątrzdziennej sezonowości spreadu *bid-ask* w 2007 r.



z teorią mikrostruktury na kształtowanie się spreadu *bid-ask* wpływają trzy czynniki: (1) ochrona przed potencjalnym ryzykiem strat ponoszonych przy dokonywaniu transakcji z kontrahentami dysponującymi lepszą informacją (ang. *adverse selection protection*), (2) ryzyko utrzymywania otwartej pozycji w obcej walucie (ang. *inventory risk*), (3) koszty transakcyjne (por. Rime 2003; Sarno, Taylor 2001). Ze względu na różne prawdopodobieństwo napływu sygnałów informacyjnych w zależności od pory dnia oraz w związku z pierwszym z czynników wymienionych powyżej, zwiększenia rozpiętości spreadu *bid-ask* należałoby spodziewać się szczególnie w godzinach porannych, kiedy rynek absorbuje wiedzę na temat wydarzeń mających miejsce w nocy. Otrzymany wykres funkcji wewnątrzdziennej sezonowości spreadu *bid-ask* potwierdza tę tezę.

4. Wpływ przepływu zleceń na kurs złotego

4.1. Model podstawowy

Wstępnego oszacowania wpływu przepływu zleceń, czyli wartości „niezbilansowanych” transakcji zakupu lub sprzedaży walut obcych, na kurs złotego dokonano na podstawie modelu regresji liniowej. Na tym etapie analizy akcent położono na prostą i „przejrzystą” konstrukcję ekonometryczną, dzięki której możliwa jest bezpośrednia porównywalność otrzymanych wyników z wynikami podobnych badań prezentowanych w literaturze (por. Frömmel, Kiss, Pinter 2009; Berger i in. 2008; Scalia 2008). Zastosowanie modelu regresji liniowej do stopy zwrotu z kursu walutowego może być również uzasadnione w przybliżeniu liniowym odwzorowaniem regresji nieparametrycznej pomiędzy zmiennymi (por. wykres 3). Wykorzystanie parametrycznej specyfikacji modelu umożliwia jednak kwantyfikację zobrazonej zależności. Przyjęto następującą postać modelu regresji:

$$r_t = \omega + \gamma_1 \cdot \Delta x_t + \gamma_2 \cdot \Delta x_t^{USD} + \varepsilon_t \quad (1)$$

W równaniu opisującym kształtowanie się logarytmicznej stopy zwrotu z kursu EUR/PLN ($r_t = [(\ln(P_{M,t}) - \ln(P_{M,t-1})) \cdot 10^4]$) oprócz przepływu zleceń na rynku złotego (Δx_t) jako drugą zmienną objaśniającą uwzględniono przepływ zleceń na rynku EUR/USD (Δx_t^{USD} w mln euro). Wszystkie zmienne zdefiniowano w części 3.2 artykułu. Wykorzystanie zmiennej Δx_t^{USD} ma na celu dodatkowe zobrazenie wpływu potencjalnych heterogenicznych oczekiwań inwestorów odnośnie do relacji wartości dolara do euro. Zgodnie z podejściem przyjętym w badaniu Scalii (2008) założono, że takie oczekiwania bądź preferencje mogą pośrednio wpływać na zmianę wartości złotego względem euro.

W pracach Bergera i in. (2008) oraz Scalii (2008) dowodzi się zróżnicowanej reakcji kursu walutowego na zakup netto waluty bazowej w zależności od częstotliwości agregacji danych. W pierwszym z wymienionych badań przedmiotem analizy są bardzo duże i płynne segmenty rynku walutowego: EUR/USD oraz USD/JPY, natomiast rozważaną platformą transakcyjną – platforma EBS (Electronic Brokerage Services). W tym systemie transakcyjnym, automatycznie kojarzącym zlecenia zakupu i sprzedaży, dokonuje się większości operacji wymiany EUR/USD i USD/JPY na rynku międzybankowym. Autorzy wykazują, że wartość oddziaływania przepływu zleceń na zmiany kursu walutowego maleje wraz ze wzrostem długości interwałów czasowych, względem których

zmienne te zostały zdefiniowane. Wewnątrzdzienne zmiany kursu walutowego w odpowiedzi na zakup netto waluty obcej ulega znacznemu osłabieniu w perspektywie kilkudniowej, a nawet redukcji do około 30% pierwotnej wartości w perspektywie kilkumiesięcznej. Podobny kierunek wnioskowania może wynikać z badania Scalii (2008), przeprowadzonego na podstawie danych z platformy Reuters D2000-2 (wcześniejsza wersja systemu RSM) dla segmentu EUR/CZK.

Na wykresie 8 czarną linią ciągłą oznaczono reakcję stóp zwrotu z kursu EUR/PLN na zakup netto 1 mln euro (γ_1) w zależności od częstotliwości agregacji danych (por. wzór 1). Liniami przerywanymi oznaczono granice 99% przedziału ufności dla oszacowań parametrów. Przedział ten wyznaczono na podstawie średnich błędów szacunku odpornych na heteroskedastyczność składnika losowego (por. White (1980)). Zarówno w II połowie 2004 r., jak i w 2007 r. zaobserwowano istotny, statystycznie dodatni wpływ zakupu netto euro na zmiany kursu EUR/PLN. Przykładowo, w odniesieniu do danych zagregowanych na piętnastominutowej częstotliwości w II połowie 2004 r. ocena parametru γ_1 wyniosła około 0,45. Oznacza to, że w tym okresie przy średnim poziomie kursu EUR/PLN wynoszącym 4,33 zakup netto 10 mln euro z reguły powodował natychmiastowy spadek wartości złotego o około 19–20 pipsów (*ceteris paribus*). Z kolei w 2007 r. ze względu na znaczną poprawę płynności rynku oszacowanie parametru γ_1 było znacznie niższe i wynosiło około 0,19. Przy średnim poziomie kursu EUR/PLN 3,78 oznacza to, że zakup netto 10 mln euro powodował wzrost kursu walutowego EUR/PLN średnio o około 7 pipsów²³. Trzykrotnemu wzrostowi wielkości rynku EUR/PLN w latach 2004 i 2007 towarzyszyła zatem trzykrotna poprawa odporności kursu złotego na wahania wartości przepływu zleceń.

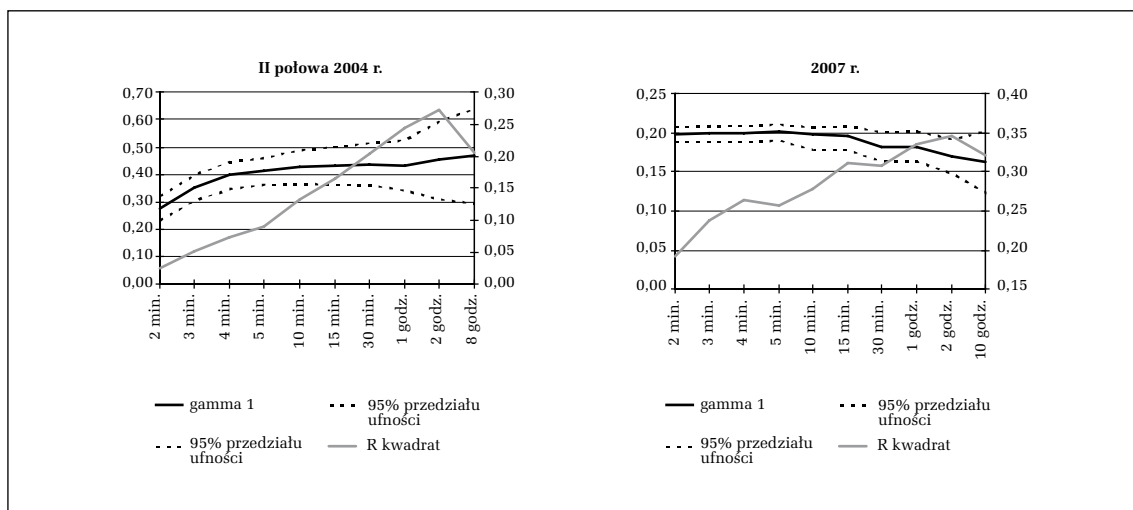
W 2004 r. wartość reakcji stopy zwrotu z kursu walutowego rosła w miarę zmniejszania częstotliwości agregacji szeregów czasowych, od około $\gamma_1 = 0,3$ w odniesieniu do częstotliwości dwuminutowej do około $\gamma_1 = 0,48$ w przypadku częstotliwości ośmiogodzinnej, przy czym największy przyrost można zaobserwować, zmniejszając częstotliwość agregacji od częstotliwości dwuminutowej o kilka minut. Oznacza to, że dealerzy bankowi nie dostosowywali kwotowań kursu do informacji wynikającej z przepływu zleceń natychmiast, lecz czynili to co najmniej po upływie około 4–5 minut. W 2007 r., kiedy rynek złotego był około trzykrotnie większy niż w II połowie 2004 r., reakcja stopy zwrotu na zmianę wartości przepływu zleceń następowała nieomal natychmiast i wynosiła 0,2 punktu bazowego. Siła reakcji utrzymywała się na stałym poziomie w odniesieniu do częstotliwości kilku- i kilkunastominutowej, a następnie – w miarę dalszego zmniejszania częstotliwości – ulegała osłabieniu do około 85% pierwotnej wartości dla 10 godzin. Należy się spodziewać, że zgodnie z wynikami Bergera i in. (2008) oddziaływanie to powinno ulegać dalszej redukcji w dłuższym okresie, co potwierdzałoby w części krótkookresowy, przejściowy charakter oddziaływania przepływu zleceń (por. wykres 2).

Otrzymane wartości współczynników determinacji nie są tak wysokie jak w pracy Bergera i in. (2008), wykazują jednak podobną tendencję – wartości R^2 najpierw stopniowo wzrastają wraz ze zmniejszaniem częstotliwości agregacji danych, a potem zaczynają maleć. Wzrost wartości współczynników determinacji wraz z wydłużaniem interwałów czasowych dla częstotliwości wewnątrzdziennej może wynikać ze stopniowej redukcji niedoskonałości w procesie odzwierciedlania wartości informacyjnej przepływu zleceń w poziomach kursu. Wraz ze zwiększaniem czę-

²³ Reakcja kursu na przepływ zleceń wydaje się w znacznym stopniu zdeterminowana wielkością (płynnością) rynku. Z badania Scalii (2008), przeprowadzonego dla rynku CZK/EUR w 2002 r. (około dwukrotnie mniejszego od rynku EUR/PLN w II połowie 2004 r.), wynikało, że zakup netto 10 mln euro powodował wzrost stopy zwrotu z kursu o około 7,6 punktów bazowych, zatem w przybliżeniu dwukrotnie więcej niż na rynku złotego.

Wykres 8

Reakcja stopy zwrotu z kursu EUR/PLN na przepływ zleceń o wartości 1 mln euro



Uwaga: wartości oszacowań parametrów przedstawiano na lewej osi, a współczynników determinacji na prawej osi.

stotliwości agregacji danych niwelowaniu podlega tzw. szum mikrostruktury (ang. *microstructure noise*) (por. m.in. Aït-Sahalia, Yu 2009). Tzw. tarcia rynkowe (ang. *market frictions*), wykazywane w badaniach prowadzonych na szeregach czasowych o bardzo wysokiej częstotliwości, mają bardzo duży udział w wariancji analizowanych zmiennych i mogą zniekształcić lub zmniejszyć wyrazistość analizowanych zależności.

Należy dodać, że w 2004 r. dla częstotliwości wyższych niż 15 min. istotny wpływ (przy poziomie istotności 10%) na kurs złotego miał również przepływ zleceń na rynku EUR/USD. Oszacowania parametru γ_2 były wówczas dodatnie, a zatem zakup netto euro w tym segmencie mógł pośrednio wpływać (przez postrzegany przez uczestników rynku wzrost wartości euro do dolara) na krótkookresowy spadek wartości złotego względem euro. Wniosek ten potwierdza koszykowy charakter złotego w tamtym okresie. W 2007 r., kiedy o sile polskiej waluty informował prawie wyłącznie kurs EUR/PLN, przepływ zleceń na rynku EUR/USD miał dużo mniejsze znaczenie dla zmian kursu złotego. Istotny (przy poziomie istotności 10%) wpływ zmiennej Δx_t^{USD} zaobserwowano na częstotliwościach 4, 10 i 15 min. Jednak oszacowania parametrów były – wbrew oczekiwaniom – ujemne, co oznacza, że zakup netto euro w segmencie EUR/USD miał natychmiastowy dodatni wpływ na wzrost wartości złotego.

4.2. Wewnątrzdzienna sezonowość reakcji kursu

Podstawowa specyfikacja modelu (1) wymusza ściśle liniową reakcję kursu na zmianę wartości przepływu zleceń. Zgodnie z teoretycznymi modelami mikrostruktury rynku prawidłowość taka nie musi być jednak zawsze prawdziwa. W pracy Admati, Pfleiderer (1988) dowiedziono np., że

w okresach charakteryzujących się dużym wolumenem transakcji inwestorzy zawierają transakcje głównie na podstawie napływających sygnałów informacyjnych. W pracy Dufoura, Engle'a (2000) wykazano natomiast, że kiedy aktywność uczestników rynku maleje, to spada siła, z jaką poszczególne transakcje oddziałują na kurs akcji.

W celu przeanalizowania zróżnicowania wpływu przepływu zleceń na stopy zwrotu w zależności od „chwilowej” płynności rynku przeprowadzono tzw. zaaranżowaną regresję (ang. *arranged regression*). Analizowane szeregi czasowe posortowano oddzielnie rosnąco ze względu na zmienne: (1) porę dnia, tj. czas zarejestrowania obserwacji na przedziale 9.00–17.00 (8.00–18.00 dla EUR/PLN w 2007 r.) oraz (2) „wystandaryzowaną” średnią wartość spreadu *bid-ask* $\bar{s}_i$ na piętnastominutowym przedziale czasowym²⁴. „Wystandaryzowanie” zmiennej $\bar{s}_i$ rozumiane jest jako podzielenie wartości przeciętnego spreadu *bid-ask* w piętnastominutowym okresie przez jego uśrednioną wartość, odpowiadającą poszczególnym okresom procesu transakcyjnego (interwałom o długości 15 min.). Wyróżnione w ten sposób zmienne odzwierciedlają dwa nieskorelowane ze sobą komponenty chwilowej płynności: (1) wewnątrzdziennej sezonowości oraz (2) niezależny od pory dnia komponent płynności w badanych okresach. Na podstawie szeregów czasowych uporządkowanych rosnąco względem pory dnia oraz wartości spreadu *bid-ask*, wykorzystując metodę „ruchomego okna”, wielokrotnie oszacowano liniowe równanie regresji stóp zwrotu względem zmiennych Δx_t oraz Δx_t^{USD} :

$$r_t = \omega + \alpha \cdot r_{t-1} + \gamma_1 \cdot \Delta x_t + \gamma_2 \cdot \Delta x_t^{USD} + \varepsilon_t \quad (2)$$

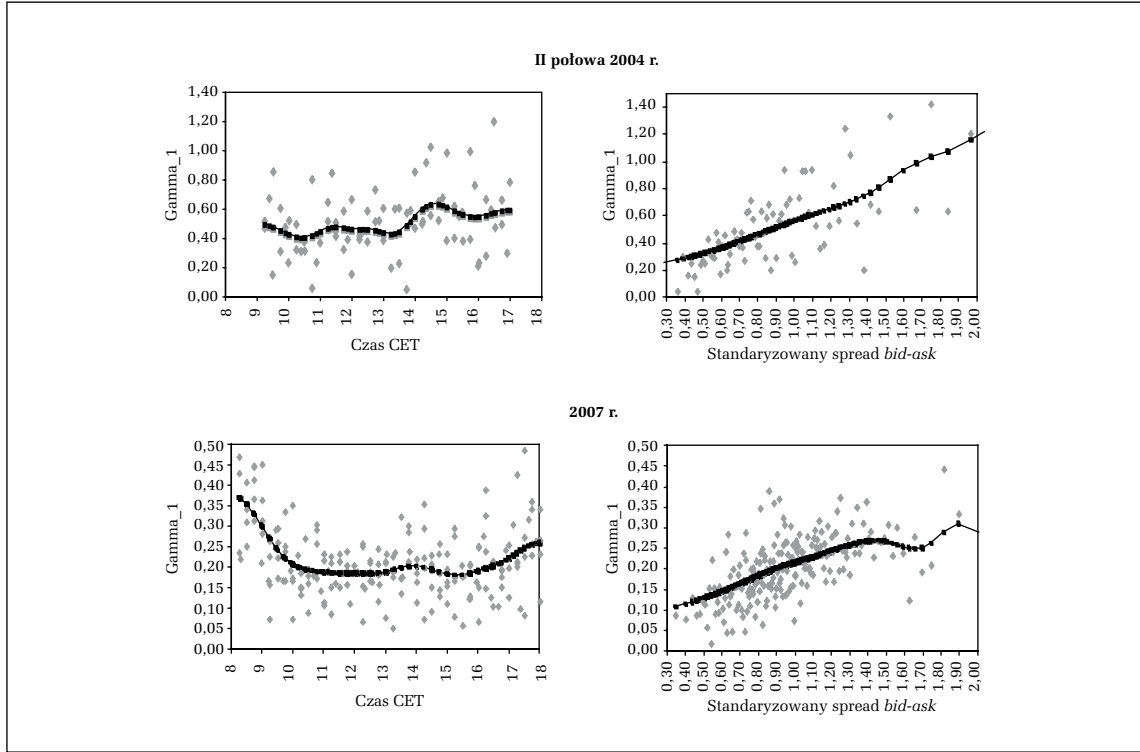
W każdej z regresji wykorzystano 50 kolejnych obserwacji stóp zwrotu i przepływu zleceń, które w przypadku pory dnia odpowiadały coraz późniejszym godzinom, a w przypadku spreadu *bid-ask* – rynkowi o coraz mniejszej płynności (coraz większej wartości spreadu *bid-ask*). Każdy z takich modeli regresji szacowany jest zatem na podstawie danych z podokresów o różnej płynności rynku (charakteryzujących się różną porą dnia bądź różnym spreadem *bid-ask*). Ciąg otrzymanych oszacowań parametrów γ_1 , a zatem wartości reakcji kursu złotego na przyrost przepływu zleceń o 1 mln EUR, zilustrowano na wykresie 9.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że w obu badanych okresach czynnikiem, który w dużym stopniu wpływa na wrażliwość kursu na zmianę wartości przepływu zleceń, jest spread *bid-ask*. W okresach o relatywnie niskiej płynności (kiedy wartość $\bar{s}_i$ jest większa niż 1) zaobserwowano nawet kilkakrotnie silniejszą odpowiedź kursu złotego na nadwyżkę wartości transakcji zakupu nad transakcjami sprzedaży w porównaniu z okresami o wysokiej płynności. W odniesieniu do pory dnia wnioski nie są tak jednoznaczne. W 2004 r. reakcja kursu na przepływ zleceń nie pozwala na wyodrębnienie wyraźnego istotnego „kształtu” wewnątrzdziennej sezonowości. Z odmienną sytuacją mamy do czynienia w 2007 r., kiedy reakcja kursu na przepływ zleceń była wyraźnie silniejsza w godzinach porannych, między 8.00 a 9.00, oraz popołudniowych, między 17.00 a 18.00. Wykres 9 dokumentuje zatem nieliniową, zróżnicowaną w zależności od pory dnia i „wystandaryzowanego” spreadu *bid-ask* reakcję kursu EUR/PLN na przepływ zleceń w 2007 r. W celu odzwierciedlenia otrzymanych relacji za pomocą modelu o charakterze parametrycznym jako rozszerzoną wersję modelu (2) dla 2007 r. w niniejszym badaniu proponuje się specyfikację:

²⁴ Średnią wartość spreadu *bid-ask* wyznaczono jako średnią arytmetyczną z wartości spreadu *bid-ask* zaobserwowanych w jednodominutowych odstępach czasu składających się na pojedynczą piętnastominutową obserwację.

Wykres 9

Wewnątrzdzienne sezonowość reakcji kursu na przepływ zleceń



Uwaga: kolorem szarym oznaczono oszacowania parametrów γ_1 , a czarnym – oszacowany na ich podstawie wykres regresji jądrowej (estymator Nadaraya-Watsona z funkcją jądra zadaną rozkładem normalnym i optymalnym parametrem wygładzania wyznaczonym na podstawie „reguły kciuka”, por. Silverman 1986).

$$r_t = \omega + \alpha \cdot r_{t-1} + [\tilde{\gamma}_1 + \gamma_s \cdot \bar{s}_t + S(\tilde{\nu}, \tau)] \cdot \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \cdot \eta_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \exp(\sigma_{1,t}^2) \cdot \exp(\sigma_{2,t}^2) \quad (5)$$

$$\sigma_{1,t}^2 = S(\nu, \tau) \quad (6)$$

$$\sigma_{2,t}^2 = \tilde{\omega} + \tilde{\alpha} \cdot \sigma_{2,t-1}^2 + \tilde{\beta} \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}^2}{\exp(\sigma_{1,t-1}^2)} + \tilde{\gamma}_1 \cdot \bar{s}_t + \tilde{\gamma}_2 \cdot \bar{w}_t \quad (7)$$

gdzie:

$$S(\tilde{\nu}, \tau) = \tilde{\nu}_0 \cdot \tau + \sum_{l=1}^2 \tilde{\nu}_{2l-1} \cdot \sin[2\pi(2l-1)\tau] + \tilde{\nu}_{2l} \cdot \cos[2\pi(2l)\tau] \quad (8)$$

$$S(\nu, \tau) = \nu_0 \cdot \tau + \sum_{l=1}^2 \nu_{2l-1} \cdot \sin[2\pi(2l-1)\tau] + \nu_{2l} \cdot \cos[2\pi(2l)\tau] \quad (9)$$

Symbole $\omega, \alpha, \gamma_1, \gamma_2, \tilde{\omega}, \tilde{\alpha}, \tilde{\beta}, \tilde{\gamma}_1, \tilde{\gamma}_2, \tilde{v}_i, \nu_i$ (gdzie $i = 0 \div 4$) oznaczają parametry modelu, a składnik losowy η_t jest zmienną i.i.d. o rozkładzie zgodnym ze standaryzowanym rozkładem t-Studenta o liczbie stopni swobody κ .

Równanie 3 umożliwia oszacowanie wpływu przepływu zleceń na kurs złotego w zależności od pory dnia oraz „wystandaryzowanego” spreadu *bid-ask*. Parametr γ_t z równania (1), odzwierciedlający siłę oddziaływania przepływu zleceń na kurs walutowy, poddano bowiem dekompozycji na trzy czynniki: (1) stałą $\tilde{\gamma}_t$, (2) parametr uzmienniony za pomocą „wystandaryzowanego” spreadu *bid-ask* $\gamma_s \cdot \bar{s}_t$ oraz (3) $S(\tilde{v}, \tau)$ – czynnik wynikający z sezonowości wewnątrzdziennej. Uzmiennienie parametru $\gamma_s \cdot \bar{s}_t$ umożliwia odzwierciedlenie – w przybliżeniu liniowej i rosnącej wraz ze wzrostem spreadu *bid-ask* – reakcji stopy zwrotu z kursu złotego na przepływ zleceń, natomiast czynnik $S(\tilde{v}, \tau)$ ma na celu opisanie niemonotonicznego, nieregularnego wzorca tej reakcji w zależności od pory dnia (por. wykres 9).

Model uzupełniono dodatkowo o równania 4–7, przedstawiające specyfikację warunkowej wariancji (zmienności) stóp zwrotu. Modelowanie szeregów czasowych stóp zwrotu o częstotliwości wyższej niż dzienna powinno uwzględniać wewnątrzdziennej sezonowości warunkowej wariancji. Przyjęto założenie, że ta deterministyczna sezonowość ma charakter multiplikatywny i uwzględniono ją za pomocą szybkiej transformaty Fouriera (ang. Fast Fourier Transform)²⁵. Występująca w specyfikacji transformaty (por. równanie 5) zmienna τ oznacza wystandaryzowany na przedziale (0, 1) moment zarejestrowania obserwacji t . Równanie warunkowej zmienności jest zatem iloczynem dwóch czynników: (1) komponentu sezonowości wewnątrzdziennej (por. równanie 6) oraz (2) specyfikacji GARCH(1,1) (por. równanie 7). Model wykorzystuje wykładniczą transformację zmienności, co powoduje brak konieczności nakładania restrykcji nieujemności na poszczególne parametry wyrażeń. Dodatkowe zmienne objaśniające $\bar{w}_t$ i $\bar{s}_t$ oznaczają odpowiednio: średnią wartość zawartych transakcji oraz średni spread *bid-ask* zaobserwowane pomiędzy momentami $t - 1$ oraz t . Zmienne te poddano najpierw transformacji służącej wyeliminowaniu deterministycznego komponentu wynikającego z wewnątrzdziennej sezonowości. W tym celu każdą z obserwacji podzielono przez wartość średnią dla odpowiadającego jej momentu czasu pomiędzy godziną 8.00 a 18.00 (wartości średnie uzyskano na podstawie nieparametrycznej funkcji sezonowości wewnątrzdziennej – por. wykresy 4–7). Szeregi przekształcone w ten sposób, a zatem poddane *de facto* pewnej standaryzacji, obrazują w dalszym ciągu wrażliwe na napływ sygnałów informacyjnych, ale już niezależne od pory dnia, wahania poziomów zmiennych²⁶.

Oszacowania modelu przedstawiono w tabeli 2. Zgodnie z oczekiwaniami, zmienna Δx_t oraz zmienna interakcyjna $\Delta x_t \cdot \bar{s}_t$ mają istotny dodatni wpływ na stopę zwrotu. Dodatkowo parametry szybkiej transformaty Fouriera $S(\tilde{v}, \tau)$ są łącznie istotnie różne od zera, co dowodzi, że siła reakcji kursu na zmianę wartości przepływu zleceń podlega wewnątrzdziennej sezonowości. Na wykresie 10 zilustrowano wpływ przepływu zleceń (zakupu netto 10 mln euro) na wyrażoną w pip-sach zmianę kursu złotego (przy założeniu, że średni poziom kursu wynosił 3,78) w zależności od dwóch uwzględnionych w modelu czynników: pory dnia oraz „wystandaryzowanego” spreadu

²⁵ Uwzględnianie multiplikatywnej sezonowości wewnątrzdziennej jest klasyczną metodą jej objaśniania w modelach GARCH, które szacowane są na podstawie danych o bardzo wysokich częstotliwościach (por. Giot 2001).

²⁶ Wyjściowa specyfikacja modelu GARCH zakładała występowanie spreadu *bid-ask* $\bar{s}_t$ oraz wartości transakcji $\bar{w}_t$, również w równaniu warunkowej średniej, jednak zmienne te nie okazały się istotne statystycznie.

bid-ask. W przypadku gdy wartość wystandaryzowanego spreadu wynosi 1, czyli odpowiada przeciętnej wartości spreadu *bid-ask* dla danej godziny (np. około 20 pipsów o godz. 8.30 lub około 10 pipsów o godz. 11.30; por. wykres 7), różnice skali osłabienia wartości złotego w odpowiedzi na zakup netto 10 mln euro wahają się o kilka pipsów tylko w zależności od pory dnia. W okresach, kiedy rynek jest mało płynny, czyli w godzinach porannych oraz późnym popołudniem, reakcja kursu złotego na zakup netto waluty bazowej jest istotnie większa. Reakcja kursu na przepływ zleceń wzrasta również proporcjonalnie w zależności od chwilowej (niezależnej od pory dnia) płynności, aproksymowanej wartością zmiennej $\bar{s}_t$.

W odniesieniu do równania warunkowej zmienności warto zwrócić uwagę na istotny dodatni wpływ zmiennych $\bar{w}_t$ oraz $\bar{s}_t$. W okresach o niskiej płynności rynku, a zatem dużej wartości spreadu *bid-ask*, wahania kursu są większe. Podobnie jest w okresach, w których obserwuje się dużą częstotliwość zawierania transakcji. Wpływu wyróżnionych zmiennych nie należy tłumaczyć ich wewnątrzdziennej sezonowością, ponieważ ten czynnik został z nich uprzednio wyeliminowany. Oszacowania parametrów szybkiej transformaty Fouriera (por. wzór (5)) są łącznie istotne statystycznie, co potwierdza tezę, że wewnątrzdzienne miary zmienności zmiennych finansowych

Tabela 2

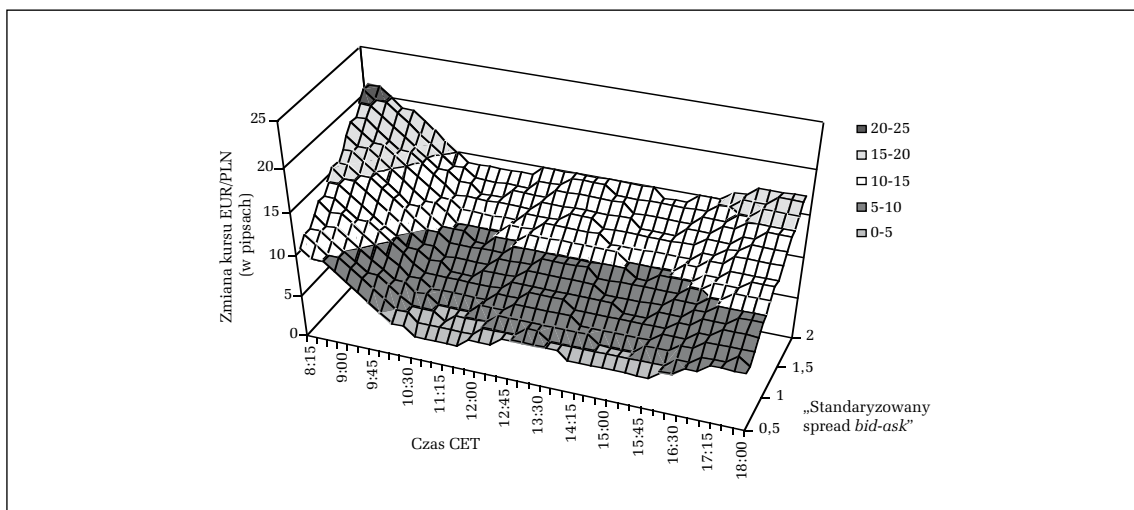
Oszacowania nieliniowego modelu GARCH dla pary walutowej EUR/PLN w 2007 r.

Parametry	Oszacowanie	Wartość p	Parametry	Oszacowanie	Wartość p
równanie średniej			równanie wariancji		
ω	-0,0249	0,3894	$\tilde{\omega}$	0,7783	0,0030
α	-0,0928	0,0000	$\tilde{\alpha}$	0,0017	0,0002
γ_1	0,1063	0,0000	$\tilde{\beta}$	0,1964	0,0000
γ_s	0,1865	0,0000	$\tilde{\gamma}_1$	0,9544	0,0000
			$\tilde{\gamma}_2$	0,8013	0,0000
ν_0	-0,1163	0,0005	ν_0	-0,2982	0,0276
ν_1	0,0558	0,0000	ν_1	0,4432	0,0000
ν_2	0,0389	0,0000	ν_2	0,0321	0,1920
ν_3	-0,0296	0,0061	ν_3	-0,2218	0,0000
ν_4	0,0073	0,2209	ν_4	0,0632	0,0388
κ	8,0496	0,0000			
Reszty standaryzowane			Reszty standaryzowane do kwadratu		
LB(1)	7,215 (0,027)		LB(1)	7,036 (0,008)	
LB(5)	13,654 (0,034)		LB(5)	21,218 (0,001)	
LB(10)	19,373 (0,035)		LB(10)	19,002 (0,041)	
$LogL$				-27213,936	
BIC				2,7099	

Uwaga: raportowane wartości p zostały wyznaczone na podstawie błędów standardowych otrzymanych przy wykorzystaniu estymatora *sandwich*. W nawiasach umieszczono wartości empirycznego poziomu istotności. LB(l) oznacza statystykę testu Ljunga-Boxa dla rzędu opóźnienia l, $LogL$ oznacza logarytm funkcji wiarygodności, a BIC kryterium informacyjne Schwarza.

Wykres 10

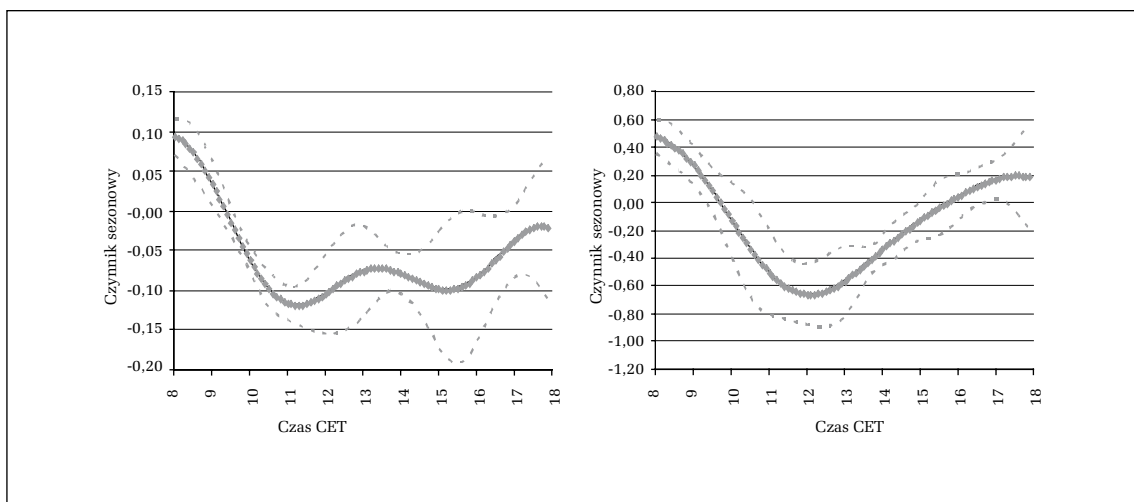
Przeciętna reakcja kursu złotego (w pipsach) na zmianę przepływu zleceń o wartości 10 mln euro w 2007 r.



charakteryzują się silną sezonowością²⁷. Na wykresie 11 przedstawiono otrzymane odwzorowania wewnątrzdziennej sezonowości, wynikające z transformat zadanych wzorami (8) i (9). Można zauważyć, że zmienność w obu okresach jest najwyższa w godzinach porannych oraz popołudniowych, a zatem wtedy, gdy płynność rynku złotego jest najniższa (por. wnioski z wewnątrzdziennej sezonowości spreadu *bid-ask* oraz wartości zawartych transakcji).

Wykres 11

Czynnik wewnątrzdziennej sezonowości reakcji kursu na przepływ zleceń (lewy panel) oraz równania wariancji (prawy panel)



Uwaga: liniami przerywanymi oznaczono granice 99% przedziału ufności obliczonego na podstawie metody *delta* (ang. *delta method*), por. Green (2003, s. 913–914).

²⁷ Należy również zauważyć, że persystencja zmienności ma swoje źródło prawie wyłącznie w deterministycznym wzorcu wewnątrzdziennej sezonowości (oszacowania parametrów $\tilde{\alpha}$ i $\tilde{\beta}$ są bardzo niskie; dla 2004 r. efekt GARCH zanika).

5. Model przepływu zleceń

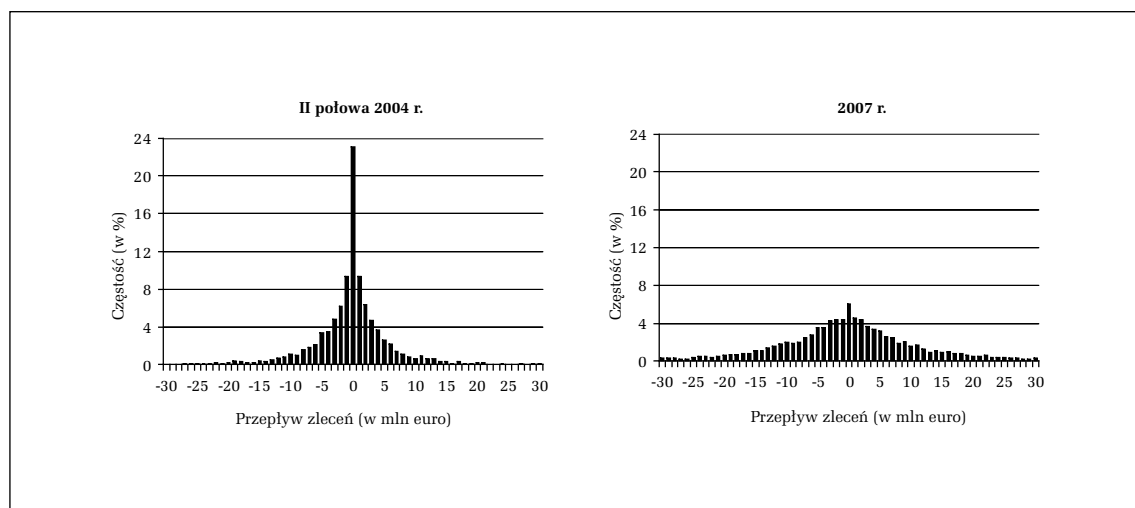
5.1. Model Integer Count Hurdle

Do opisu kształtowania się przepływu zleceń zaproponowano wykorzystanie modelu Integer Count Hurdle (ICH), przedstawionego przez Liesenfelda, Nolte'a i Pohlmeiera (2006). W empirycznych badaniach ekonometrycznych model ICH był niejednokrotnie stosowany do opisu dyskretnych zmian cen na rynkach finansowych (por. m.in. Bień, Nolte, Pohlmeier 2007). Spośród wielu proponowanych w literaturze narzędzi modelowania zmiennych jakościowych model ten szczególnie nadaje się do opisu procesów: (1) o dyskretniej przestrzeni stanów, ale relatywnie „szerokiej” dziedzinie rozkładu (gdy realizacje zmiennych obejmują kilkanaście lub kilkadziesiąt wartości będących liczbami całkowitymi), (2) o znacznej koncentracji obserwacji w zerze oraz (3) charakteryzujących się autokorelacją.

Za zastosowaniem takiej postaci modelu przemawiają empiryczne własności przepływu zleceń, w szczególności zbiór dyskretnych wartości procesu²⁸ (por. wykres 12), oraz własności dynamiczne. Ponadto konstrukcja modelu ICH pozwala na dekompozycję modelowanego procesu przepływu zleceń na dwa uzupełniające się procesy: (1) „proces kierunku” przepływu zleceń oraz (2) „proces bezwzględnej wartości” przepływu zleceń; dla każdego z takich procesów konstruowane są oddzielne modele. Umożliwia to oddzielną analizę wpływu wybranych czynników egzogenicznych na prawdopodobieństwo zmiany kierunku zmiennej oraz na przyjmowane bezwzględne, niezerowe wartości takich zmian, czyli miarę dyspersji (zmienności) samego procesu. Szczegółowy opis, własności i szczegółowe metody diagnostyki modelu można znaleźć w pracy Liesenfelda, Nolte'a

Wykres 12

Histogram wartości przepływu zleceń



²⁸ Model ICH szczególnie dobrze nadaje się do opisu przepływu zleceń w 2004 r., w którym ze względu na małą wartość transakcji zawieranych w ciągu 15 min. przestrzeń dyskretnych wartości przepływu zleceń została bardzo wyekspozowana.

i Pohlmeiera (2006). W niniejszym artykule przedstawiono podstawowy zarys teoretyczny modelu oraz jego uzasadnienie ekonomiczne.

Realizacje procesu kierunku przepływu zleceń mogą przyjmować tylko trzy wartości: $y_{-1,t} = -1$, jeżeli przepływ zleceń jest ujemny (nadwyżka wartości transakcji sprzedaży euro nad transakcjami zakupu), $y_{0,t} = 0$, jeżeli przepływ zleceń wynosi zero (jednakowa wartość transakcji zakupu i sprzedaży) oraz $y_{1,t} = 1$, jeżeli w ciągu piętnastominutowego przedziału czasu wystąpiło więcej transakcji zakupu niż transakcji sprzedaży. Do specyfikacji modelu dla kierunku przepływu zleceń ze względu na własności modelowanej zmiennej (proces dyskretny o trzech możliwych realizacjach, istotna dodatnia autokorelacja oraz ujemna korelacja krzyżowa pomiędzy modelowanymi stanami zmiennej – por. wykres 13) wykorzystuje się instrumentarium analizy szeregów czasowych oraz mikroekonometrii.

Niech π_{jt} , ($j \in \{-1, 0, 1\}$) oznacza warunkowe prawdopodobieństwo przyjęcia przez przepływ zleceń Δx_t wartości ujemnych ($\Delta x_t < 0 | F_{t-1}$), równych zero ($\Delta x_t = 0 | F_{t-1}$) lub dodatnich ($\Delta x_t > 0 | F_{t-1}$) w chwili t (gdzie F_{t-1} oznacza zbiór informacji dostępnych w momencie $t - 1$). Warunkowa funkcja prawdopodobieństwa Δx_t ma zatem postać:

$$f(\Delta x_t | F_{t-1}) = \pi_{-1t} \mathbf{1}_{\{\Delta x_t < 0\}} \cdot \pi_{0t} \mathbf{1}_{\{\Delta x_t = 0\}} \cdot \pi_{1t} \mathbf{1}_{\{\Delta x_t > 0\}} \cdot f^*(|\Delta x_t| | \Delta x_t \neq 0, F_{t-1})^{(1 - \mathbf{1}_{\{\Delta x_t = 0\}})} \quad (10)$$

gdzie $f^*(|\Delta x_t| | \Delta x_t \neq 0, F_{t-1})$ oznacza warunkową funkcję prawdopodobieństwa dla wartości bezwzględnych przepływu zleceń (pod warunkiem, że wartości te są różne od zera).

Warunkowe prawdopodobieństwa π_{jt} , stanowiące pierwszy komponent równania (10), opisane są za pomocą autoregresyjnego modelu wielomianowego (ang. Autoregressive Conditional Multinomial, ACM; por. Russel, Engle 2002):

$$\pi_{jt} = \frac{\exp(\Lambda_{jt})}{\sum_{i=-1}^1 \exp(\Lambda_{it})} \quad (11)$$

gdzie $\Lambda_{0t} = 0$, $\forall t$. Wektor dla logarytmu ilorazu wiarygodności (ang. *log odds*) $\Lambda_t \equiv (\Lambda_{-1t}, \Lambda_{1t})' = (\ln[\pi_{-1t}/\pi_{0t}], \ln[\pi_{1t}/\pi_{0t}])'$ ma postać zgodną z wektorowym modelem VARMA(1, 1):

$$\Lambda_t = G_1 Z_t + \lambda_t \quad \text{z} \quad \lambda_t = \mu + B_1 \lambda_{t-1} + A_1 \xi_{t-1} \quad (12)$$

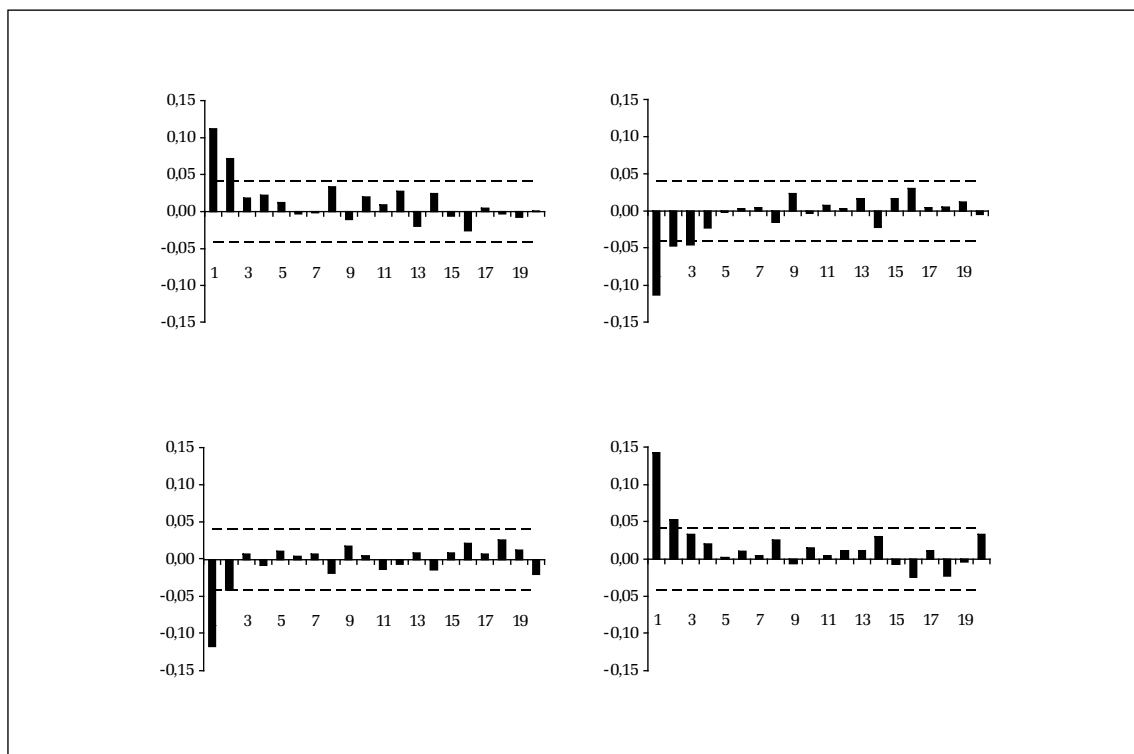
gdzie Z_t ($k \times 1$) oznacza wektor obserwacji na k zmiennych egzogenicznych, G_1 ($2 \times k$) oznacza odpowiadającą im macierz parametrów, μ (2×1) oznacza wektor stałych, a $B_1 = [b_{ij}]$ i $A_1 = [a_{ij}]$ (2×2) oznaczają macierze współczynników autoregresyjnych oraz parametrów odpowiadających innowacjom ξ_t . Wektor innowacji ARMA ma postać:

$$\xi_t = (\xi_{-1t}, \xi_{1t})', \quad \text{gdzie} \quad \xi_{jt} = \frac{e_{jt} - \pi_{jt}}{\sqrt{\pi_{jt}(1 - \pi_{jt})}}, \quad j \in \{-1, 1\}, \quad (13)$$

$$e_t = (e_{-1t}, e_{1t})' = \begin{cases} (1, 0)' & \text{dla } \Delta x_t < 0 \\ (0, 0)' & \text{dla } \Delta x_t = 0 \\ (0, 1)' & \text{dla } \Delta x_t > 0 \end{cases} \quad (14)$$

Wykres 13

Funkcje autokorelacji oraz korelacji krzyżowej zmiennych $e_{-1,t}$ i $e_{1,t}$ w II połowie 2004 r.



Uwagi:

Na osi poziomej przedstawiono liczbę opóźnień l .

Górny lewy panel: $\text{corr}(e_{-1,t}, e_{-1,t-l})$, górny prawy panel: $\text{corr}(e_{-1,t}, e_{1,t-l})$, dolny lewy panel: $\text{corr}(e_{1,t}, e_{-1,t-l})$, dolny prawy panel: $\text{corr}(e_{1,t}, e_{1,t-l})$.

Linie przerywane oznaczają granice 99% przedziału ufności.

Wektor innowacji definiuje zaskoczenie informacyjne dotyczące samego kierunku (znaku) procesu Δx_t w momencie t i stanowi niejako siłę wiodącą (ang. *driving force*) procesu (12). Taka specyfikacja modelu umożliwia opis dynamicznych własności procesu kierunku przepływu zleceń (m.in. jego silną persystencję oraz korelację krzyżową), upodabniając nieco konstrukcję modelu do klasycznych specyfikacji VARMA.

W odniesieniu do procesu absolutnych, niezerowych i dyskretnych wartości przepływu zleceń warunkowy rozkład prawdopodobieństwa procesu modelowany jest za pomocą uciętego w zerze ujemnego rozkładu dwumianowego:

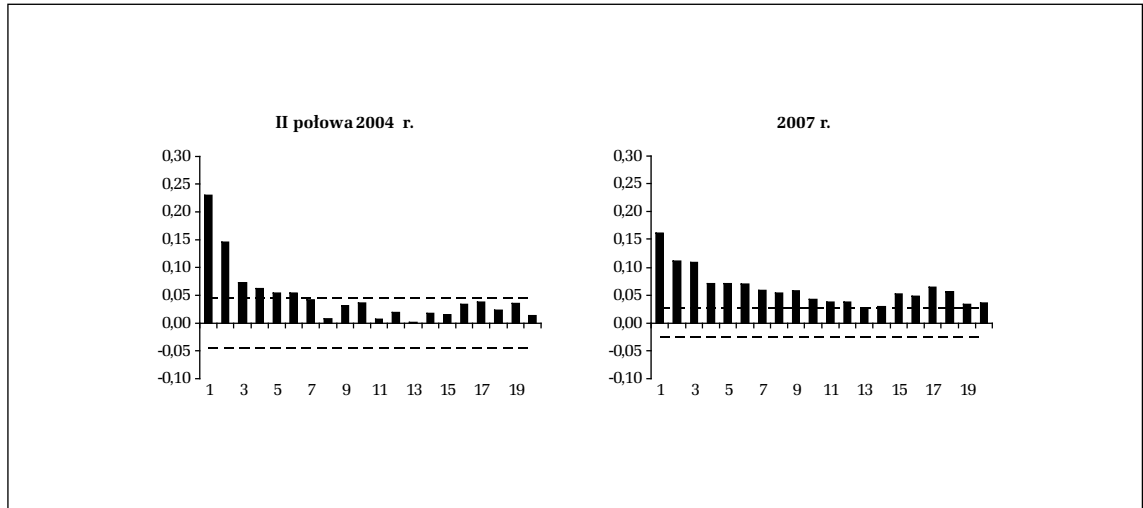
$$f^*(|\Delta x_t| \mid \Delta x_t \neq 0, \mathbf{F}_{t-1}) = \frac{\Gamma(\kappa + |\Delta x_t|)}{\Gamma(\kappa)\Gamma(|\Delta x_t| + 1)} \left(\left[\frac{\kappa + \omega_t}{\kappa} \right]^\kappa - 1 \right)^{-1} \left(\frac{\omega_t}{\omega_t + \kappa} \right)^{|\Delta x_t|} \quad (15)$$

gdzie $|\Delta x_t| \in \mathbb{N} \setminus \{0\}$, $\kappa > 0$, oznacza parametr rozproszenia.

W celu objaśnienia silnej autokorelacji procesu absolutnych wartości przepływu zleceń (por. wykres 14) warunkowa średnia ω_t modelowana jest za pomocą tzw. uogólnionego liniowego modelu ARMA(1, 1) (por. Shephard 1995):

Wykres 14

Funkcja autokorelacji dla absolutnych, niezerowych wartości przepływu zleceń



Uwaga: linie przerywane oznaczają granice 99% przedziału ufności.

$$\ln \omega_t = \delta \tilde{D}_t + \gamma^T Z_t + \tilde{\lambda}_t \quad \text{z} \quad \tilde{\lambda}_t = \tilde{\mu} + \beta_1 \tilde{\lambda}_{t-1} + \alpha_1 \tilde{\xi}_{t-1} \quad (16)$$

gdzie:

$\tilde{D}_t \in \{-1, 1\}$ – indyktor, odpowiednio, ujemnej lub dodatniej wartości Δx_t w chwili t ,

δ – odpowiadająca wartość parametru,

$\tilde{\mu}$ – stała równania,

Z_t – wektor dodatkowych zmiennych objaśniających,

$\gamma, \beta_1, \alpha_1$ – wartości parametrów.

Innowacja $\tilde{\xi}_t$ w specyfikacji (16) ma postać:

$$\tilde{\xi}_t \equiv \frac{|\Delta x_t| - E(|\Delta x_t| \mid \Delta x_t \neq 0, F_{t-1})}{\text{Var}(|\Delta x_t| \mid \Delta x_t \neq 0, F_{t-1})^{1/2}} \quad (17)$$

Obecne we wzorze (17) warunkowe momenty uciętego w zerze ujemnego rozkładu dwumianowego mają odpowiednio postać:

$$E(|\Delta x_t| \mid \Delta x_t \neq 0, F_{t-1}) = \frac{\omega_t}{1 - \vartheta_t} \quad (18)$$

$$\text{Var}(|\Delta x_t| \mid \Delta x_t \neq 0, F_{t-1}) = \frac{\omega_t}{1 - \vartheta_t} - \left(\frac{\omega_t}{(1 - \vartheta_t)} \right)^2 \left(\vartheta_t - \frac{1 - \vartheta_t}{\kappa} \right) \quad (19)$$

gdzie ϑ_t jest dana jako: $\vartheta_t = [\kappa / (\kappa + \omega_t)]^\kappa$.

Innowację (17) należy postrzegać jako wystandaryzowaną wartość zaskoczenia co do wartości bezwzględnej przepływu zleceń w momencie t .

Oszacowania modelu ICH dokonuje się metodą największej wiarygodności, wykorzystując rozkład prawdopodobieństwa zadany wzorem (10).

5.2. Wyniki estymacji

W badaniu empirycznym, w celu znacznego uproszczenia struktury modelu ACM, na macierze B_1 i A_1 nałożono następujące restrykcje symetrii bądź restrykcje zerowe: $b_{11}^{(1)} = b_{22}^{(1)}$ i $b_{12}^{(1)} = b_{21}^{(1)} = 0$. Do zbioru dodatkowych zmiennych objaśniających, które mogłyby mieć wpływ na prawdopodobieństwo kierunku przepływu zleceń, wybrano opóźnioną o jeden okres stopę zwrotu z kursu EUR/PLN (r_{t-1} , w punktach bazowych) oraz bieżącą wartość przepływu zleceń na rynku EUR/USD (Δx_t^{USD} , w mln euro). Wektor zmiennych objaśniających ma zatem postać: $Z = [r_{t-1} \ \Delta x_t^{USD}]^T$.

Uwzględnienie w modelu stopy zwrotu r_{t-1} pozwala na opisanie tzw. efektu *feedback trading*. Zjawisko to może mieć miejsce, jeżeli dealerzy walutowi w odpowiedzi na spadek (wzrost) wartości złotego względem euro antycypują jego dalszą deprecjację (aprecjację) w niedalekiej przyszłości, a zatem dokonują agresywnych rynkowych transakcji zakupu (sprzedaży) euro. Wprowadzenie zmiennej Δx_t^{USD} ma na celu sprawdzenie, czy nadwyżka agresywnych transakcji zakupu nad transakcjami sprzedaży euro w dużo większym i bardziej płynnym segmencie rynku walutowego, jakim jest rynek EUR/USD, wpływa na zmianę kierunku przepływu zleceń na rynku złotego. W celu zachowania oszczędnej parametryzacji modelu założono, że wpływ obu zmiennych objaśniających

Tabela 3

Oszacowania modelu ACM dla kierunku przepływu zleceń

Parametry	2004 r.		2007 r.	
	oszacowanie	wartość p	oszacowanie	wartość p
μ_1	0,3908	0,0087	1,4106	0,0000
μ_2	0,4013	0,0085	1,4489	0,0000
b_{11}	0,5630	0,0006	0,3090	0,0000
a_{11}	0,2245	0,0000	0,3850	0,0000
a_{12}	0,1332	0,0156	0,2362	0,0008
a_{21}	0,1502	0,0106	0,3953	0,0000
a_{22}	0,3262	0,0000	0,4049	0,0000
g_{1d}	-0,0052	0,0729	-0,0025	0,2452
g_{2d}	-0,0046	0,0000	0,0015	0,0055
Q(2)	11,97 (0,01)		9,85 (0,02)	
Q(5)	27,92 (0,02)		23,85 (0,07)	
Q(10)	58,01 (0,01)		47,71 (0,07)	
LogL	-1,0073		-0,8730	

Uwaga: raportowane wartości p zostały wyznaczone na podstawie błędów standardowych otrzymanych przy wykorzystaniu estymatora sandwich. Q(l) oznacza portfelową statystykę Hoskinga dla reszt modelu, gdzie l oznacza rząd opóźnienia (por. Hosking 1980). W nawiasach podano odpowiadającą statystykom wartość p .

na prawdopodobieństwo zaobserwowania dodatnich wartości przepływu zleceń (na rynku złotego) powinien być przeciwny co do znaku, ale taki sam co do wartości bezwzględnej jak w przypadku prawdopodobieństwa zaobserwowania ujemnych wartości przepływu zleceń.

Oszacowania komponentu ACM modelu ICH dla obu par walutowych przedstawiono w tabeli 3, a otrzymane wyniki pozwalają na przeprowadzenie następującej interpretacji. Zmienne opisujące dynamiczne własności procesu są statystycznie istotne (przy poziomie istotności 5%). Ocena parametru b_{11} , odpowiadającego za persystencję procesu kierunku przepływu zleceń, ma wartość 0,56 w 2004 r. i 0,31 w 2007 r. Mimo że trwałość procesów nie jest duża, oznacza to, że niezależnie od faktycznej wartości przepływu zleceń w momencie $t-1$, jeżeli prawdopodobieństwo wystąpienia niezerowej (dodatniej lub ujemnej, niezależnie od znaku) wartości przepływu zleceń było wysokie w ciągu poprzednich piętnastu minut, będzie również odpowiednio wyższe w bieżącym piętnastominutowym okresie. Efekt ten może być zatem czynnikiem odpowiedzialnym za grupowanie się zmienności przepływu zleceń, dlatego, że im większa wartość parametru b_{11} , tym większa jest wartość warunkowego prawdopodobieństwa zaobserwowania niezerowych wartości zmiennej. Oszacowania parametrów a_{11} , a_{12} , a_{21} i a_{22} uwzględniają natomiast „zaskoczenia”, wynikające z zaobserwowanego w ciągu ostatnich piętnastu minut kierunku przepływu zleceń (por. wzór 13). Innowacje są istotne statystycznie, a zachodzące relacje $\hat{a}_{11} > \hat{a}_{12}$ oraz $\hat{a}_{22} > \hat{a}_{21}$ stanowią dowód na istnienie dodatniej autokorelacji procesu kierunku przepływu zleceń. Wynika to z następującego rozumowania: jeżeli w poprzednim okresie na rynku miał miejsce ujemny przepływ zleceń, to w bieżącym okresie prawdopodobieństwo zaobserwowania kolejnej ujemnej wartości zmiennej jest większe, niż byłoby po zaobserwowaniu dodatniej wartości przepływu zleceń ($\hat{a}_{11} > \hat{a}_{12}$). Analogicznie, w następstwie zaobserwowania dodatniej wartości przepływu zleceń, prawdopodobieństwo kolejnej nadwyżki transakcji zakupu euro nad transakcjami sprzedaży jest odpowiednio większe niż byłoby po zaobserwowaniu ujemnej wartości przepływu zleceń ($\hat{a}_{22} > \hat{a}_{21}$). Efekt ten współodpowiada zatem za seryjne następowanie po sobie dodatnich i ujemnych wartości przepływu zleceń.

W odniesieniu do oddziaływania dodatkowych zmiennych objaśniających wnioski są następujące. Stopa zwrotu z kursu EUR/PLN ma istotny (przy poziomie istotności 10%) wpływ na kierunek przepływu zleceń tylko w 2004 r. Wzrost kursu EUR/PLN, a zatem deprecjacja złotego względem euro, ma ujemny wpływ na prawdopodobieństwo zaobserwowania ujemnych wartości przepływu zleceń ($\hat{g}_{1d} = -0,0052$) oraz – zgodnie z założeniami modelu – przeciwny co do znaku i taki sam co do wartości bezwzględnej dodatni wpływ na prawdopodobieństwo zaobserwowania dodatnich wartości zmiennej. Spadek wartości złotego względem euro wpływał zatem dodatnio na liczbę agresywnych zleceń zakupu euro (czyli zleceń sprzedaży złotego) w 2004 r. Obserwacja ta potwierdza prawidłowość wewnątrzdziennej strategii handlowej „podążania z trendem” czy też zjawiska *feedback trading* w tamtym okresie. Zmienna Δx_t^{USD} ma istotny wpływ na kierunek przepływu zleceń w obu rozważanych okresach, a interpretacja takiego wyniku nie jest oczywista. W 2004 r. nadwyżka netto transakcji zakupu euro w segmencie EUR/USD powodowała wzrost wartości przepływu zleceń na rynku złotego. Ocena parametru $\hat{g}_{2d} = -0,0046$ pokazuje bowiem, że zakup netto euro w segmencie EUR/USD zmniejsza prawdopodobieństwo wystąpienia ujemnego przepływu zleceń w segmencie EUR/PLN oraz, analogicznie, zwiększa prawdopodobieństwo zaobserwowania jego dodatniej wartości. Nadwyżka transakcji zakupu euro miała zatem tendencję do występowania w tym samym czasie w obu segmentach rynku walutowego. Wydaje się, że

agresywne zlecenia zakupu euro na rynku złotego wynikały nie tylko z oczekiwań co do wartości złotego, ale również z relacji EUR/USD. W 2007 r. wystąpiła odwrotna zależność, co oznacza, że nadwyżka transakcji zakupu euro w segmencie EUR/USD zmniejszała wartość przepływu zleceń na rynku złotego ($\hat{g}_{2d} = 0,0015$). W 2007 r. na wartość złotego w większym zakresie niż w 2004 r. wpływały czynniki o znaczeniu globalnym. Oznacza to, że napływ „dobrej informacji” dla euro (zatem „złej informacji” dla dolara) mógł być skorelowany ze zwiększonym prawdopodobieństwem lokowania kapitału zagranicznego na rynkach *emerging markets*. Zakup netto euro w segmencie EUR/USD mógł być wówczas powiązany z agresywnymi zleceniami sprzedaży euro (i zakupem złotego) w segmencie EUR/PLN.

Biorąc pod uwagę bardzo silną autokorelację oraz korelację krzyżową zmiennych e_{-1t} i e_{1t} (por. wykres 13), dynamiczne własności modelowanego procesu zostały dosyć dobrze wyjaśnione, co widać na podstawie nieistotnych (przy poziomie istotności 10%) wartości statystyk portfelowych Hoskinga dla reszt modelu²⁹.

W odniesieniu do modelu (niezerowych) wartości bezwzględnych przepływu zleceń w zbiorze dodatkowych zmiennych objaśniających uwzględniono czynniki odpowiedzialne za chwilową płynność rynku: czynnik sezonowości wewnątrzdziennej $S(\tilde{v}, \tau)$ (opisany na podstawie szybkiej transformaty Fouriera – analogicznie jak we wzorze 8, dla $i = 0, 1, 2$) oraz standaryzowany opóźniony wolumen transakcji ($\bar{w}_{t-1}$). Jako dodatkową zmienną, mogącą przyczynić się do dyspersji przepływu zleceń, uwzględniono wartość bezwzględną przepływu zleceń w segmencie EUR/USD ($|\Delta x^{USD}|$). Zmienne te, odzwierciedlające odpowiednio: chwilowe wahania płynności rynku oraz zmiany oczekiwań wobec relacji EUR/USD, mogą mieć również wpływ na dyspersję (zmiennosc) samego przepływu zleceń. Wyniki estymacji przedstawiono w tabeli 4.

Należy zauważyć, że – podobnie jak w modelu ACM – w obu rozważanych okresach komponent autoregresyjny modelu jest istotny statystycznie, aczkolwiek proces niezerowych wartości bezwzględnych przepływu zleceń charakteryzuje się dużo większą persystencją ($\hat{\beta}_1 = 0,94$ w 2004 r. i $\hat{\beta}_1 = 0,96$ w 2007 r.). Wynik ten odpowiada za efekt grupowania zmienności przepływu zleceń. W pewnej analogii do mechanizmu modelu GARCH(1,1) „duże” lub „małe” wartości przepływu zleceń układają się seriami. Autokorelacja zmiennej została dodatkowo opisana za pomocą szybkiej transformaty Fouriera $S(\tilde{v}, \tau)$, o parametrach ($\tilde{v}_0, \tilde{v}_1, \tilde{v}_2$). Należy zauważyć, że pora dnia, która – jak wykazano – determinuje wewnątrzdzienne wahania wartości zawieranych transakcji (por. wykresy 4 i 5), oddziałuje tym samym w sposób pośredni na dyspersję przepływu zleceń. W godzinach, w których obrót na rynku złotego jest duży, można zaobserwować odpowiednio większą (co do modułu) wartość nadwyżki transakcji zakupu nad transakcjami sprzedaży – lub odwrotnie – nadwyżkę transakcji zakupu nad transakcjami sprzedaży. Na fluktuacje bezwzględnych wartości przepływu zleceń istotny wpływ wywiera również inna miara chwilowych wahań płynności rynku, czyli opóźnione o jeden okres wartości wolumenu transakcji oczyszczonego z wewnątrzdziennej sezonowości ($\hat{\gamma}_1 = -0,1385$ w 2004 r. oraz $\hat{\gamma}_1 = -0,3243$ w 2007 r.). Zmienna ta obrazuje niezależne od pory dnia (a zatem w pewnym sensie nieoczekiwane) fluktuacje płynności rynku. Zarówno w 2004 r., jak i 2007 r. zakres wahań przepływu zleceń jest mniejszy w okresach charakteryzujących się nieoczekiwanie wysokim (w stosunku do pory dnia) obro-

²⁹ Hipoteza zerowa wielowymiarowego testu Hoskinga zakłada brak autokorelacji oraz korelacji krzyżowej zmiennych. Dokładną informację na temat konstrukcji reszt modelu oraz statystyki portfelowej Hoskinga można znaleźć również w pracy Liesenfelda, Nolte’a i Pohlmaiera (2006).

tem, a zatem większą płynnością. W odniesieniu do wpływu wartości bezwzględnej przepływu zleceń w segmencie EUR/USD na zmienność przepływu zleceń na rynku złotego wnioski nie są tak jednoznaczne. W 2004 r. wzrost dyspersji przepływu zleceń na rynku EUR/PLN wywierał dodatni wpływ na dyspersję przepływu zleceń w segmencie EUR/PLN ($\hat{\gamma}_2 = 0,0176$). Wynik ten jest potwierdzeniem wniosku otrzymanego dla modelu ACM w 2004 r., zgodnie z którym potencjalna niejednorodność oczekiwań w odniesieniu do relacji EUR/USD oddziaływała na zachowania inwestorów na rynku złotego. Jednak w odniesieniu do 2007 r. moduł różnicy między wartością transakcji zakupu a wartością sprzedaży w segmencie EUR/USD ma ujemny wpływ na zmienność przepływu zleceń na rynku złotego.

Tabela 4

Oszacowania modelu GLARMA dla bezwzględnej wartości przepływu zleceń

Parametry	2004 r.		2007 r.	
	oszacowanie	wartość p	oszacowanie	wartość p
$\kappa^{0.5}$	1,2115	0,0000	1,0173	0,0000
$\tilde{\mu}$	0,1422	0,0042	0,2500	0,0000
β_1	0,9408	0,0000	0,9591	0,0000
α_1	0,0425	0,0034	0,0399	0,0000
γ_1	-0,1385	0,0343	-0,3243	0,0000
γ_2	0,0176	0,0220	-0,0063	0,0348
$\tilde{v}_0$	-0,0624	0,0057	-0,0949	0,0000
$\tilde{v}_1$	0,0027	0,0212	0,0039	0,0000
$\tilde{v}_2$	0,1652	0,0000	0,1658	0,0000
LB(2)	18,66(0,00)		0,96 (0,62)	
LB(5)	22,50 (0,00)		2,69 (0,75)	
LB(10)	23,76 (0,01)		4,75 (0,91)	
LogL	-2,1123		-3,0794	

Uwaga: raportowane wartości p zostały wyznaczone na podstawie błędów standardowych otrzymanych przy wykorzystaniu estymatora *sandwich*. LB(l) oznacza statystykę testu Ljunga-Boxa dla rzędu opóźnienia l, *LogL* oznacza logarytm funkcji wiarygodności. W nawiasach podano odpowiadającą statystykom wartość p .

6. Wnioski

W artykule przedstawiono wyniki analizy kasowego rynku EUR/PLN z punktu widzenia teorii mikrostruktury rynków walutowych. Punkt ciężkości przeprowadzonego badania stanowiła analiza wpływu wywieranego przez przepływ zleceń na kurs złotego. Zgodnie z dotychczas prezentowanymi w literaturze empirycznymi badaniami rynku walutowego przepływ zleceń, nazywany również zakupem netto waluty bazowej, jest istotnym czynnikiem wpływającym na krótkookresowe (wewnątrzdzienne, dzienne, tygodniowe) zmiany kursu walutowego. Istotna dodatnia zależność pomiędzy zakupem netto waluty bazowej a stopami zwrotu z kursu walutowego była dotychczas

udokumentowana oraz poddawana szczegółowym badaniom w wielu opracowaniach naukowych, dotyczących zarówno rynków walut krajów rozwiniętych, jak i wybranych rynków *emerging markets*. W niniejszym artykule po raz pierwszy zajęto się tymi zagadnieniami w odniesieniu do rynku złotego.

Otrzymane wyniki zgadzają się z zasadniczymi wnioskami z badań dotychczas prezentowanych w literaturze. Na podstawie danych zagregowanych na wybranych wewnątrzdziennej częstotliwościach udokumentowano istotny dodatni związek pomiędzy przepływem zleceń a kursem złotego. Reakcja kursu na zakup netto waluty obcej (euro lub dolara) była jednak odmienna w 2004 i 2007 r., co wynikało przede wszystkim z różnej wielkości rynku złotego w tych okresach. W badaniu pokazano, że wewnątrzdzienne reakcja kursu złotego na przepływ zleceń zależy od chwilowej płynności rynku, odzwierciedlonej porą dnia oraz wartością spreadu *bid-ask*. W artykule zaproponowano także wykorzystanie dynamicznej specyfikacji modelu ICH do opisu procesu przepływu zleceń. Model ten adaptuje dyskretne wartości przyjmowane przez zmienną, umożliwia opisanie dynamicznych własności procesu oraz pozwala na kwantyfikację oddziaływania wybranych czynników egzogenicznych. Należy zauważyć, że wraz ze zwiększaniem częstotliwości pomiaru danych na rynkach finansowych dyskretne wartości poszczególnych zmiennych rynków finansowych (zmian cen, wartości transakcji, przepływu zleceń) są coraz wyraźniejsze, toteż specyfikacja ICH może doczekać się ciekawych zastosowań w odniesieniu do innych obszarów badawczych.

Celem prezentowanej analizy było wprowadzenie do koncepcji modelowania kursu walutowego z punktu widzenia mikrostruktury rynku. Tematyka mikrostruktury rynku, stanowiąca w literaturze światowej jeden z istotnych nurtów badania zależności zachodzących na rynkach finansowych, nie była dotychczas akcentowana w polskiej literaturze naukowej. Badania z zakresu mikrostruktury rynku akcji prezentowane były w pracach Bień (2006a, 2006b) oraz Doman (2009). Wyniki zaprezentowanego badania empirycznego należy więc traktować jako opis zależności zachodzących pomiędzy wybranymi charakterystykami procesu transakcyjnego na rynku walutowym oraz pewne „przetarcie szlaku” dla przyszłych rozwinięć naukowych. Różnorodne i ciekawe – w opinii autorów – wnioski, które zaprezentowano na kolejnych etapach przeprowadzonej analizy mogą posłużyć jako punkt wyjścia do dalszych poszukiwań. Naturalnym rozwinięciem byłoby zbadanie zdolności prognostycznych zaproponowanych modeli. Alternatywne kierunki badań mogą dotyczyć np. modeli wewnątrzdziennej miar płynności rynku walutowego. W takim kontekście interesujące wydaje się zbadanie ewolucji płynności rynku w okresie przed kryzysem i po kryzysie lat 2008–2009. Jeszcze innym przedmiotem badań może motywacja poszczególnych uczestników procesu transakcyjnego i wykorzystanie tzw. modeli sekwencyjnego zawierania transakcji (ang. *sequential trade models*) (por. Easley i in. 1996; 2008). Takie modele mogą posłużyć do empirycznej weryfikacji wielu proponowanych w literaturze teoretycznych modeli mikrostruktury rynku walutowego.

Bibliografia

- Admati A., Pfleiderer P. (1988), A Theory of Intra-Day Patterns: Volume and Price Variability, *Review of Financial Studies*, 1, 3–40.
- Aït-Sahalia Y., Yu J. (2009), High Frequency Market Microstructure Noise Estimates and Liquidity Measures, *The Annals of Applied Statistics*, 1, 422–457.
- Bauwens L., Veredas D. (2004), The Stochastic Conditional Duration Model: a Latent Variable model for the Analysis of Financial Durations, *Journal of Econometrics*, 119, 381–412.
- 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*, 75, 31–62.
- Bessembinder H. (1994), Bid-Ask Spreads in the Interbank Foreign Exchange Market, *Journal of Financial Economics*, 35, 317–348.
- Bień K. (2006a), Zaawansowane specyfikacje modeli ACD – prezentacja oraz przykład zastosowania, *Przegląd Statystyczny*, 53 (1), 90–108.
- Bień K. (2006b), Model ACD – podstawowa specyfikacja i przykład zastosowania, *Przegląd Statystyczny*, 53 (3), 83–97.
- Bień K., Nolte I., Pohlmeier W. (2007), A Multivariate Integer Count Hurdle Model: Theory and Application to Exchange Rate Dynamics, w: L. Bauwens, W. Pohlmeier, D. Veredas (red.), *Recent Developments in High Frequency Financial Econometrics*, Springer, Berlin.
- BIS (2004), *Trennial Central Bank Survey – Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2004*, Bank for International Settlements, Basel.
- BIS (2007), *Trennial Central Bank Survey – Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2007*, Bank for International Settlements, Basel.
- Breedon F., Vitale P. (2004), *An Empirical Study of Liquidity and Information Effects of Order Flow on Exchange Rates*, CEPR Discussion Paper, 4586.
- Breedon F., Vitale P. (2010), An Empirical Study of Portfolio-Balance and Information Effects of Order Flow on Exchange Rates, *Journal of International Money and Finance*, 29, 504–524.
- Cheung Y., Chinn M., Pascual A. (2005), Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are any Fit to Survive?, *Journal of International Money and Finance*, 24, 1150–1175.
- Danielsson J., Luo J., Payne R. (2002), *Exchange Rate Determination and Inter-Market Flow Effects*, Mimeo, London School of Economics.
- Diamond D., Verrecchia R. (1987), Constraints on Short-Selling and Basset Price Adjustment to Private Information, *Journal of Financial Economics*, 18, 277–311.
- Doman M. (2009) Market Microstructure Effects: The Case of Polish Stock Market, w: E. Panek (red.) *Mathematics in Economics*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Domański Cz., Pruska K. (2000) *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa.
- Dufour A., Engle R.F. (2000), Time and the Impact of a Trade, *Journal of Finance*, 55, 2467–2498.
- Easley D., O'Hara M. (1987), Price, Trade Size, and Information in Securities Markets, *Journal of Financial Economics*, 19, 69–90.
- Easley D., O'Hara M. (2002), Time and the Process of Security Price Adjustment, *Journal of Finance*, 47, 577–607.
- Easley D., Kiefer N., O'Hara M., Paperman J. (1996), Liquidity, Information and Infrequently Traded Stocks, *Journal of Finance*, 51, 1405–1436.

- Easley D., Kiefer N., O'Hara M. (1997a), The Information Content of the Trading Process, *Journal of Empirical Finance*, 4, 159–185.
- Easley D., Kiefer N., O'Hara M. (1997b), One Day in the Life of a Very Common Stock, *Review of Financial Studies*, 10, 805–835.
- Easley D., Engle R.F., O'Hara M., Wu L. (2008), Time-Varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades, *Journal of Financial Econometrics*, 51, 171–207.
- Evans M. (2007), *Foreign Exchange Market Microstructure*, Working Paper, 05-05-20, Georgetown University, Department of Economics.
- 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.
- Evans M.D., Lyons R.K. (2005), Meese-Rogo Redux: Micro-Based Exchange-Rate Forecasting, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 95, 405–414.
- Evans M.D., Lyons R.K. (2006), Understanding Order Flow, *International Journal of Finance and Economics*, 11, 3–23.
- Evans M.D., Lyons R.K. (2008), How is Macro News Transmitted to Exchange Rates?, *Journal of Financial Economics*, 88, 26–50.
- Frankel J., Rose A. (1995), Empirical Research on Nominal Exchange Rates, w: G. Grossman, K. Rogoff (red.), *Handbook on International Economics*, Vol. 3, Elsevier. Amsterdam.
- Frömmel M., Kiss N., Pinter K. (2009), *Macroeconomic announcements, communication and order flow on the Hungarian foreign exchange market*, MNB Working Papers, 2009/3, Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- Froot K.A., Ramadorai T. (2005) Currency Returns. Intrinsic Value and Institutional-Investor Flow, *Journal of Finance*, 60, 1535–1566.
- Giot P. (2001), Time Transformations, Intraday Data, and Volatility Models, *Journal of Computational Finance*, 4, 93–109.
- 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.
- Gourieroux C., Jasiak J. (2001), *Financial Econometrics: Problems, Models and Methods*, Princeton University Press.
- Gourieroux C., Jasiak J., LeFol G. (1999), Intra-Day Market Activity, *Journal of Financial Markets*, 2, 193–226.
- Green W.H. (2003), *Econometric Analysis*, Pearson Education, New Jersey.
- Hosking J.R.M. (1980) The Multivariate Portmanteau Statistic, *Journal of American Statistical Association*, 75, 602–607.
- Killen W., Lyons R., Moore M. (2006), Fixed versus Flexible: Lessons from EMS Order Flow, *Journal of International Money and Finance*, 25, 551–579.
- Kiss N., Pinter K. (2007), *How Do Macroeconomic Announcements and FX Market Transactions Affect Exchange Rates?*, MNB Working Papers, 2 (1), Magyar Nemzeti Bank, Budapest, s. 22–30.
- Kyle A. (1985), Continuous Auctions and Insider Trading, *Econometrica*, 22, 477–498.

- Liesenfeld R., Nolte I., W. Pohlmeier (2006), Modelling Financial Transaction Price Movements: A Dynamic Integer Count Data Model, *Empirical Economics*, 30 (4), 795–825.
- Lyons R.K. (1995), Tests of Microstructural Hypothesis in the Foreign Exchange Market, *Journal of Financial Economics*, 39, 321–351.
- Lyons R.K. (2001), *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Marsh I. (2006), *Order Flow and Central Bank Intervention: An Empirical Analysis of Recent Bank of Japan Actions in the Foreign Exchange Market*, http://www.cass.city.ac.uk/emg/seminars/microstructure_8th_dec/6Marsh.pdf.
- Meese R., Rogoff K. (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?, *Journal of International Economics*, 14, 3–24.
- NBP (2005), *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2004 r.*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- NBP (2008), *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2007 r.*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- NBP (2009), *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2008 r.*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- O'Hara M. (1995), *Market Microstructure*, Basil Blackwell, Oxford.
- Payne R. (2003), Informed Trade in Spot Foreign Exchange Markets: An Empirical Investigation, *Journal of International Economics*, 61, 307–329.
- Perraudin W., Vitale P. (1996): Interdealer Trade and Information Flows in a Decentralized Foreign Exchange Markets, w: J. Frankel, G. Galli, A. Giovanni A. (red.), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, University of Chicago Press
- Rime D. (2003), New Electronic Systems in the Foreign Exchange Markets, w: D. Jones (red.), *New Economy Handbook*, Elsevier, Amsterdam.
- Rime D., Sarno L., Sojli E. (2010), Exchange Rate Forecasting, Order Flow and Macroeconomic Information, *Journal of International Economics*, 80, 72–88.
- Sarno L., Taylor M. (2001), The Microstructure of the Foreign-Exchange Market: A Selective Survey of the Literature, *Princeton Studies in International Economics*, 89, 1–58.
- Sarno L., Taylor M. (2002), *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press.
- Scalia A. (2006), *Is Foreign Exchange Intervention Effective? Some Micro-Analytical Evidence from the Czech Republic*, Working Paper, 579, Bank of Italy, Roma.
- Scalia A. (2008), Is Foreign Exchange Intervention Effective? Some Microanalytical Evidence from the Czech Republic, *Journal International Money and Finance*, 27, 529–546.
- Silverman B.W. (1986) *Density Estimation*, Chapman & Hall, London.
- Shepard N. (1995), *Generalized Linear Autoregressions*, Working Paper, 8, Nuffield College, Oxford.
- Tsay R. (2005), *Analysis of Financial Time Series*, Wiley, New York.
- White H. (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, 817–838.

Podziękowania

Autorka składa serdeczne podziękowania firmie Thomson Reuters za udostępnienie zbiorów danych z systemu Reuters Dealing 3000 Spot Matching. Szczególne wyrazy wdzięczności kieruje również do Panów Piotra Odrzywołka, Pawła Sobolewskiego i dr. Dobiesława Tymoczko za pomoc w realizacji badania oraz bardzo cenne i konstruktywne sugestie oraz uwagi merytoryczne.

Order flow and exchange rate dynamics – market microstructure study of the FX spot EUR/PLN market

Abstract

The paper presents the market microstructure study of the forex EUR/PLN spot market based on the trade and quote data from the Reuters Spot Matching System covering two periods: second part of the year 2004 and the whole year 2007. We proved the significant positive impact of order flow on the changes of the exchange rate, as well as a different FX rate reaction to the net buy of euro in 2004 and in 2007, which resulted from the different size of the zloty market in those periods. Our results show that the impact of order flow on the FX rate depends highly on the liquidity of the market (proxied by the ‘time of day’ and the deseasonalised bid-ask spread). As a flexible tool for the order flow description, the integer count hurdle model was used. We evidenced that such a specification well accounts for the discrete values of the process as well as its dynamic features.

Keywords: FX market microstructure, intraday seasonality, order flow, Integer Count Hurdle (ICH) model

