

Wpływ zmian stopy referencyjnej NBP na zmiany wartości i zmienność indeksu WIG20

Kamil Saba, Janusz Kudła*

Abstrakt

Przedmiotem pracy jest analiza wpływu zmian referencyjnej stopy procentowej NBP na zmiany wartości oraz zmienność cen akcji wchodzących w skład indeksu WIG20. Testowana jest hipoteza o istotnym wpływie nieoczekiwanych zmian stopy referencyjnej na zmiany wartości indeksu WIG20 oraz poziom jego zmienności. W tym celu ze zmian wartości stóp rynkowych WIBOR, wyodrębniono komponenty zmiany przewidywanej i nieoczekiwanej. Następnie za pomocą modeli typu GARCH oszacowano parametry opisujące kierunek i siłę wpływu tych komponentów na zmiany indeksu WIG20 oraz jego zmienność. Analiza potwierdziła wpływ zmian nieoczekiwanych i nie wykazała wpływu przewidywanych zmian stopy referencyjnej na zmiany indeksu giełdowego. Jednocześnie nie udało się wykazać, aby silniejsze zmiany nieoczekiwane, ani zachodzące w określonym kierunku (dodatnie lub ujemne) miały istotny wpływ na wartość akcji wchodzących w skład indeksu WIG20.

Keywords: stopa referencyjna, zmienność rynku akcji, indeks WIG20

JEL Code: C22, E44, E52, E58, G14

* Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski

Wprowadzenie

Zagadnieniem podjętym w niniejszej pracy jest zbadanie wpływu zmian referencyjnej stopy procentowej NBP, ustalonej przez Radę Polityki Pieniężnej, na kształtowanie się wartości oraz zmienność indeksu WIG20. W ten sposób możliwe jest pośrednie wnioskowanie o wpływie wymienionych zmian na wartość i zmienność akcji notowanych na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych, gdyż wybrany indeks giełdowy obejmuje największe i najbardziej płynne spółki giełdowe. Temat ten jest wart podjęcia, ponieważ stopy procentowe mają wpływ na wycenę instrumentów giełdowych a w szczególności akcji. W przypadku zmian nieoczekiwanych przez inwestorów korekcie ulegają uzyskiwane przez nich stopy zwrotu, co wymusza dokonanie dopasowań zajmowanych pozycji inwestycyjnych. Zmiany stóp procentowych mogą też w ograniczonym zakresie wpływać na efektywność informacyjną rynku giełdowego. Istotne jest również określenie, czy rynek dobrze przewiduje decyzje banku centralnego w kontekście przejrzystości informacyjnej prowadzonej polityki pieniężnej. Wreszcie zmiana wartości akcji wywołana zmianami stóp procentowych może mieć znaczenie dla oceny skuteczności kanałów transmisji polityki pieniężnej a dokładniej, tzw. kanału cen aktywów. Kanał ten oddziałuje przez dostosowania wyceny pozycji inwestycyjnych przedsiębiorstw i konsumentów. Na przykład, spadek stopy procentowej powinien podnieść ceny akcji, zachęcając do ich emisji i wzrostu inwestycji dokonywanych przez spółki akcyjne, natomiast wyższa wartość akcji w portfelach konsumentów powinna zachęcać ich do zwiększenia konsumpcji, w wyniku oddziaływania efektu majątkowego (Kapuściński et al., 2014; Demchuk et al., 2012). Należy zauważyć, że z uwagi na wysoką płynność giełdowego rynku akcji oraz jego efektywność informacyjną¹, reakcje cen akcji na zmiany stóp procentowych powinny następować względnie szybko, umożliwiając ich łatwe uchwycenie za pomocą prostych modeli ekonometrycznych.

Na wstępie spodziewamy się, że wszelkie zmiany stóp procentowych przewidywane (oczekiwane) przez rynek nie powinny prowadzić do istotnych statystycznie zmian rentowności akcji wchodzących w skład indeksu WIG20, ani do zmian ich wariancji. Natomiast zmiany nieoczekiwane powinny takie efekty powodować. Postawiona hipoteza pozostaje w zgodzie z zaprezentowanymi dalej wynikami badań innych autorów, postulującymi występowanie wyłącznie wpływu nieoczekiwanych zmian stopy procentowej banku centralnego na kursy akcji. Potwierdzenie sformułowanej powyżej hipotezy wskazywałoby na efektywność informacyjną rynku giełdowego, a także skuteczność banku centralnego w reali-

¹Badania a także przeglądy literatury potwierdzające efektywność rynku giełdowego w Polsce zawierają między innymi takie prace jak: (Czekaj, Woś, Żarnowski, 2001) oraz (Szyszka 2004).

zowaniu zamierzonych celów informacyjnych, stanowiących pierwszy element realizacji polityki kontrolowania inflacji. Stanowiłoby to również uzupełnienie badań wskazujących na szybkie dostosowanie oprocentowań depozytów i kredytów w wyniku zmian stóp referencyjnych NBP (por. Kapuściński et al., 2014).

Oprócz hipotezy głównej sformułowano kilka hipotez pomocniczych:

- 1) Nieoczekiwany wzrost referencyjnej stopy procentowej NBP powinien wywołać spadek wartości indeksu WIG20, podczas gdy nieoczekiwany spadek referencyjnej stopy procentowej powinien zwiększyć wartość tego indeksu. Wniosek ten jest konsekwencją spadku wartości bieżącej przyszłych przychodów, jakie generują akcje wchodzące w skład indeksu.
- 2) Nieoczekiwany wzrost referencyjnej stopy procentowej NBP powinien zwiększyć zmienność indeksu WIG20, podczas gdy nieoczekiwany spadek referencyjnej stopy procentowej powinien tę zmienność ograniczyć. Oczekujemy asymetrycznej reakcji rynku finansowego, w zależności od tego czy zmiana stopy procentowej zwiększa wartość akcji posiadanych przez inwestorów czy też ją zmniejsza. Nieoczekiwany spadek wartości akcji zachęca część inwestorów do ich sprzedaży i krótkoterminowego zwiększenia obrotów na rynku. Nieoczekiwany wzrost wartości akcji nie sprzyja natomiast ich sprzedaży. Innymi słowy, postulujemy przewagę efektu ograniczania strat (po nieoczekiwanym spadku cen) nad efektem realizacji zysków (po nieoczekiwanym wzroście cen). Uzasadnieniem dla takiego postępowania może być teoria perspektywy (Kahneman, Tversky, 1979), zgodnie z którą inwestorzy reagują na pogorszenie swojej sytuacji natomiast nie reagują na jej poprawę lub występowanie przeświadczenia wśród inwestorów, że wzrost jest bardziej prawdopodobny niż spadek (przecenianie szansy pożądanego wyniku), ponieważ korzystny rezultat jest bardziej pożądanym przez inwestorów (Olsen, 1997; Szyszka, 2009).
- 3) Każda nieoczekiwana zmiana referencyjnej stopy procentowej powinna zwiększać zmienność indeksu WIG20, natomiast każda przewidywana zmiana nie powinna mieć istotnego wpływu na tę zmienność. Uzasadnieniem tej hipotezy jest brak potrzeby reakcji inwestorów na zmiany, które zostały uwzględnione już wcześniej w cenach i konieczność dokonania zmian pozycji inwestycyjnej w przypadku zmian nieoczekiwanych.
- 4) Rentowność inwestycji w indeks WIG20 i jego zmienność powinny reagować intensywniej na silne zaskoczenia w wysokości stóp procentowych NBP, niż na słabe zaskoczenia. Przez silne zaskoczenie należy rozumieć sytuację, w której bezwzględna wartość nieoczekiwanej zmiany stóp procentowych jest większa niż jej wartość średnia. Słabe zaskoczenia mogą, z uwagi na występowanie kosztów transakcyjnych na rynku finansowym, nie wywoływać dopasowania pozycji inwestycyjnej przez inwestorów. Silne zaskoczenia są w mniejszym stopniu zdeterminowane wielkością

kosztów transakcyjnych (zakładamy, że koszty te nie zmieniają się istotnie) natomiast silniej oddziałują na sytuację majątkową inwestorów.

- 5) Nieoczekiwany wzrost stóp procentowych NBP (informacja potencjalnie zmniejszająca stopy zwrotu dla inwestorów) powinna mieć większy wpływ na wartość indeksu WIG20 niż nieoczekiwany spadek stóp procentowych NBP (informacja potencjalnie zwiększająca stopy zwrotu dla inwestorów). Uzasadnienie tej asymetrii jest analogiczne do zaprezentowanego przy okazji sformułowania hipotezy 2.

Rozdzielenie zmiany stopy referencyjnej na część przewidywaną i nieoczekiwaną jest możliwe albo dzięki użyciu reguły Taylora, albo przez wykorzystanie zmian stóp procentowych rynku międzybankowego (stawek WIBOR), które reagują na zmiany stopy referencyjnej NBP. Zmiany stawek WIBOR pozwalają na obliczenie komponentu nieoczekiwanego i przewidywanego zmian stopy referencyjnej NBP, gdyż stanowią pierwszą reakcję rynku pieniężnego na komunikaty z posiedzeń Rady Polityki Pieniężnej. Obie metody zostały zastosowane, jednakże wyniki uzyskane przy pomocy estymacji reguły Taylora bezpośrednio dla stawek referencyjnych należy uznać za niezadowalające. Otrzymane w ten sposób wyniki potwierdzały wprawdzie wpływ nieoczekiwanych zmian stopy referencyjnej na zmienność cen akcji, lecz nie udało się wychwycić żadnego wpływu zmian tej stopy na wysokość cen akcji. Brak reakcji poziomu cen akcji na odchylenia stóp procentowych od wartości wynikających z reguły Taylora mogą świadczyć o tym, że reguła ta w niezadowalający sposób opisuje działania banku centralnego w małej otwartej gospodarce takiej jak Polska. Z tych względów zdecydowano się na przedstawienie wyłącznie wyników uzyskanych przy użyciu zmian stawek WIBOR.

Artykuł skonstruowany został następująco, w pierwszej kolejności przedstawiono, w jaki sposób, zgodnie z istniejącą teorią, zmiany stopy referencyjnej mogą wpływać na ceny akcji, powodując transmisję impulsów monetarnych. Następnie dokonano przeglądu literatury weryfikującej występowanie zależności między przewidywanymi i nieoczekiwanymi zmianami stóp banku centralnego, a wartością innych aktywów na świecie i w Polsce. W kolejnym punkcie opisano wykorzystane dane i metodę tak, aby móc zaprezentować wyniki estymacji modeli ekonometrycznych. Artykuł kończy podsumowanie i odniesienie się do postawionych hipotez.

2. Transmisja impulsów monetarnych na ceny akcji.

Zmiany referencyjnej stopy procentowej banku centralnego nie przekładają się w stu procentach na zmiany rynkowych stóp procentowych. Niemniej jednak, literatura (Serwa, Szymańska, 2004; Kasprzak, 2001) zgodnie wskazuje na znaczący

wpływ referencyjnej stopy procentowej banku centralnego na kształtowanie się rynkowych stóp krótkookresowych. Wpływ na stopy długoterminowe nie jest jednak już tak oczywisty. Długookresowe stopy procentowe kształtują się bowiem pod wpływem dwóch czynników – poziomu krótkookresowych stóp procentowych oraz premii za ryzyko płynności i kredytowe, które kształtują się różnie w zależności od okresu i preferencji inwestorów.

Wyciąganie wniosków o zależnościach między zmianami stóp procentowych a innymi wielkościami ekonomicznymi, takimi jak na przykład ceny akcji, wymaga założenia o występowania mechanizmów transmisji zmian stóp procentowych. Niestety w przypadku rynku akcji zadanie to nie jest łatwe, gdyż rynek ten w niewielkim stopniu reaguje na zmiany przewidywane (Bernanke, Kuttner, 2005), co oznacza że tylko nieoczekiwany komponent zmian stopy referencyjnej powinien mieć wpływ na ceny akcji. Wynika to bezpośrednio z postulatu efektywności informacyjnej rynku, zgodnie z którym ceny rynkowe całkowicie odzwierciedlają wszystkie dostępne w danym momencie informacje (Fama, 1970; Lo, 2007) i mogą ulegać zmianom tylko w przypadku napływu nowych informacji². Postulat ten był niejednokrotnie weryfikowany pozytywnie w badaniach empirycznych dotyczących rynków rozwiniętych (np. Guo, 2004; Chen, Mohan, Steiner, 1999).

Jeśli rynkowe stopy procentowe zareagują w oczekiwany sposób na zmianę stopy referencyjnej, to istnieje duża szansa, że taki impuls monetarny zostanie przeniesiony także na ceny akcji. Obniżenie rynkowych stóp procentowych teoretycznie powinno spowodować wzrost cen akcji notowanych na giełdach. Po pierwsze, dlatego że niższe stopy zmniejszają koszty przedsiębiorstw niefinansowych, w postaci odsetek od zaciągniętych kredytów oprocentowanych według zmiennej stopy procentowej, a tym samym zwiększają ich zyski (Serwa, Szymańska, 2004). Po drugie, dlatego że inwestowanie w obligacje staje się mniej opłacalne, podczas gdy wzrasta opłacalność inwestowania w akcje. W konsekwencji prowadzi to do wzrostu popytu na akcje i wyższe ich cen (Mishkin, 2001). Po trzecie, dlatego że niższe stopy oznaczają mniejszą stopę dyskonta. Oznacza to, że przyszłe płatności z akcji, takie jak dywidendy, zwiększają swoją wartość bieżącą czyniąc zakup akcji bardziej atrakcyjnym dla inwestorów. Po czwarte, rynkowe stopy procentowe mogą wpłynąć na ceny akcji przez zwiększenie udziału premii za ryzyko w inwestycjach już istniejących. Przy innych czynnikach niezmiennych spadek rentowności papierów wolnych od ryzyka, doprowadzi do wzrostu udziału premii za ryzyko i poprawy opłacalności inwestycji ryzykownych (Yin, Yang, Handorf, 2010). Powyżej opisane relacje można odnieść także do podwyżki stóp procentowych, z tą różnicą, że działają one odwrotnie. Wzrost stóp: zmniejsza zyski przed-

²Nie oznacza to jednak, że rynek reaguje tylko na nieoczekiwane zmiany w polityce pieniężnej, gdyż dość powszechnym zjawiskiem jest również korekta oczekiwań spowodowana stale zmieniającymi się warunkami ekonomicznymi.

siębiorstw ze względu na koszty finansowe, pogarsza opłacalność inwestycji w akcje na korzyść obligacji, prowadzi do zmniejszenia wartości bieżącej przyszłych dywidend oraz zmniejsza udział premii za ryzyko w cenach akcji.

3. Badania empiryczne wpływu zmian stóp procentowych banków centralnych na zmienne makroekonomiczne

Związki stóp procentowych ogłaszanych przez banki centralne z rynkowymi stopami procentowymi lub cenami aktywów były wielokrotnie badane tak w literaturze zagranicznej, jak i krajowej. Na przykład, Kenneth Kuttner (2001) zbadał wpływ decyzji Amerykańskiego banku centralnego (FED-u) na rentowność amerykańskich bonów skarbowych i obligacji w okresie czerwiec 1989 – luty 2000, wyodrębniając komponent nieoczekiwany i przewidywany zmian stóp procentowych na podstawie danych z rynku kontraktów terminowych na stopę procentową. Zgodnie z uzyskanymi przez niego wynikami reakcja rentowności obligacji na przewidywaną zmianę stopy procentowej FED-u była nieistotna. Natomiast reakcja na nieoczekiwaną zmianę była duża i statystycznie istotna.

Ben Bernanke i Kenneth Kuttner (2005) przeanalizowali z kolei wpływ zmian w polityce pieniężnej FED-u na ceny akcji w okresie maj 1989 – grudzień 2002. Z ich badań wynika, że nieoczekiwana obniżka stopy procentowej (*Federal Funds rate*) o 25 punktów bazowych jest związana z około 1-procentowym wzrostem notowań indeksów giełdowych. Ponadto, odkryli, że ten wzrost odbywa się głównie przez wpływ zmian nieoczekiwanych na przewidywaną nadwyżkową stopę zwrotu z akcji.

Podobne badanie, choć w ograniczonym do banków zakresie, przeprowadzili też Haiyan Yin, Jiawen Yang i William Handorf (2010). Ocenili oni wpływ zmian stopy procentowej FED-u na stopy zwrotu z akcji banków komercyjnych, w okresie październik 1988 – marzec 1997, stosując metodę analizy zdarzeń. Ich praca skupiała się na wpływie nieoczekiwanych zmian, oszacowanych na podstawie kontraktów terminowych na stopę procentową FED-u tak samo jak w przypadku Bernanke i Kuttnera (2005). Z przeprowadzonych oszacowań wynika, że relacja pomiędzy stopą procentową FED-u, a stopą zwrotu z akcji banków komercyjnych jest ujemna oraz, że te ostatnie stopy zwrotu reagują jedynie na zmiany nieoczekiwane.

Szerszej analizy dokonali Joshua Hausman i Jon Wongswan (2011), badając wpływ nieoczekiwanych zmian w polityce pieniężnej Stanów Zjednoczonych na zagraniczne indeksy giełdowe, krótko- i długoterminowe stopy procentowe oraz kursy walutowe w 49 krajach, dla okresu luty 1994 – marzec 2005. Zastosowali oni jednak nie jeden a dwa komponenty identyfikujące szoki monetarne – „*target surprise*”, czyli nieoczekiwaną zmianę bieżącego celu stopy procentowej FED-u oraz „*path surprise*”, czyli rewizję oczekiwań co do kształtu przy-

szłej polityki pieniężnej. Użycie różnych miar zaskoczeń było uzasadnione tym, że przyszła polityka pieniężna, a tym samym występowanie „*path surprise*”, silnie zależy od treści komunikatów wygłaszanych przez organy decyzyjne banków centralnych w czasie ogłaszania poziomu stóp procentowych, a nie tylko od samego poziomu ogłaszanych stóp procentowych. Jak się okazało, różne typy aktywów międzynarodowych odmiennie reagują na wyróżnione komponenty zaskoczenia rynku. Indeksy giełdowe reagowały przede wszystkim na „*target surprise*”, kursy walutowe i długoterminowe stopy procentowe na „*path surprise*”, a krótkoterminowe stopy procentowe na oba komponenty. Średnio rzecz biorąc, obniżka stopy procentowej FED-u o 25 punktów bazowych była związana z około 1-procentowym wzrostem notowań zagranicznych indeksów giełdowych oraz ze spadkiem krótkoterminowych zagranicznych stóp procentowych o 5 punktów bazowych. Jednocześnie, rewizja oczekiwań o 25 punktów bazowych w dół była związana ze spadkiem o 5 punktów bazowych krótkoterminowych stóp procentowych i spadkiem o 8 punktów bazowych długoterminowych stóp procentowych.

W literaturze można znaleźć także prace, które badają wpływ nieoczekiwanych zmian w polityce pieniężnej na zmienność cen aktywów. Dobrym tego przykładem jest praca Ernsta Konrada (2009), który używając modelu GARCH-M przebadał wpływ nieoczekiwanych zmian w polityce pieniężnej FED-u i Bundesbanku, a później Europejskiego Banku Centralnego (ECB) na zmienność stóp zwrotu niemieckich akcji i obligacji w latach 1989-2007. Co ciekawe, Konrad zastosował zupełnie odmienną metodę identyfikacji nieoczekiwanych zmian stopy procentowej niż przywoływani wcześniej autorzy, a mianowicie metodę bazującą na regule Taylora. Wyniki Konrada pokazują, że zmienność cen akcji jest wrażliwa na nieoczekiwane zmiany stopy procentowej w Stanach Zjednoczonych, natomiast w strefie euro na zmiany stóp procentowych wrażliwa jest zmienność cen obligacji.

Polskojęzycznych opracowań jest mniej. Ważnym przykładem z rynku polskiego jest artykuł Dobromiła Serwy i Magdaleny Szymańskiej (2004), analizujący istotność transmisji szoków monetarnych w gospodarce przez rynki finansowe. Autorzy przebadali wpływ zmian referencyjnej stopy procentowej na rynkową stopę procentową, kursy walutowe i niektóre indeksy giełdowe w Polsce, korzystając z danych obejmujących okres styczeń 1999 – grudzień 2002. Ich wyniki potwierdzają znaczący wpływ referencyjnej stopy procentowej na krótkoterminowe rynkowe stopy procentowe. Niemniej jednak, istotność wpływu na: rynkowe stopy długoterminowe, kurs złotego do dolara amerykańskiego oraz indeksy giełdowe nie została potwierdzona.

Innym przykładem badania dla Polski może być artykuł Marka Rozkruta (2008), w którym na podstawie prawie 40 tysięcy wypowiedzi członków Rady Polityki Pieniężnej NBP, stosując model EGARCH, autor doszedł do wniosku, że komunikaty płynące z banku centralnego mają wpływ na rynki finansowe. Ponadto, pokazał, iż różnice w indywidualnych cechach osobowości członków RPP

mogą powodować odmienną reakcję rynków. Uczestnicy rynku największą uwagę przykładają do wypowiedzi członków, którzy są powściągliwi, wygrywają głosowania i zamieniają swoje słowa w czyny. Ponadto, wpływ komunikatów na rynki finansowe zależy od tego, czy członek jest „jastrzębiem”, „gołębiem”, czy też prezentuje poglądy neutralne. Ostatecznie Rozkrut zauważa, iż sposób komunikacji organu decyzyjnego banku centralnego ma wpływ na przewidywalność decyzji w sprawach polityki monetarnej.

4. Metoda i dane

Szacowanie parametrów określających kierunek i siłę wpływu zmian referencyjnej stopy procentowej na ceny akcji można podzielić na dwie główne czynności. Po pierwsze, w celu otrzymania zmiennych niezależnych, należało dokonać rozbicia ogólnej zmiany referencyjnej stopy procentowej na dwa komponenty – zmianę nieoczekiwaną i zmianę przewidywaną. Skupienie się głównie na zmianach nieoczekiwanych pozwala wyeliminować problemy endogeniczności i jednoczesności między zmienną zależną a zmienną niezależną. Problemy endogeniczności i jednoczesności pojawiają się wtedy, gdy zmienna zależna i zmienna niezależna mają na siebie obustronny wpływ w tym samym czasie (Coleman, 2006). Może się to na przykład zdarzyć przy badaniu powiązań polityki pieniężnej i koniunktury gospodarczej, które oddziałują na siebie nawzajem oraz mają wpływ na ceny akcji notowanych na giełdzie.

Metody identyfikacji nieoczekiwanych zmian w polityce pieniężnej dzielą się najczęściej na dwie grupy. Pierwsza to użycie modeli wielorównaniowych (np. modeli wektorowej autoregresji), opisujących politykę pieniężną, zaś druga to rozpoznawanie zaskoczeń przy użyciu zmian wartości rynkowych instrumentów finansowych. Są to głównie instrumenty, bazujące na krótkoterminowej stopie procentowej, takie jak np. kontrakty *futures* na stopę procentową (Serwa, Szymańska, 2004). Oczywiście nie jest to jedyna możliwość. Oprócz mierników obiektywnych pochodzących z rynku, takich jak wartość kontraktów terminowych na: Eurodolara, stopę procentową banku centralnego, czy stopę zwrotu średnioterminowych papierów wartościowych Skarbu Państwa, możliwe jest również użycie mierników subiektywnych, takich jak ankiety przeprowadzone wśród analityków finansowych (Yin, Yang, Handorf, 2010).

Ze względu na fakt, iż nie ma płynnego rynku kontraktów *futures* na stopę procentową w Polsce, koniecznym było znalezienie innego sposobu identyfikacji i mierzenia zaskoczeń w kształtowaniu się stóp procentowych w Polsce. W tym celu zastosowano oprocentowanie pożyczek na rynku międzybankowych (stawki WIBOR). Analiza stawek WIBOR może być zamiennikiem metody opartej na kontraktach *futures* na stopę procentową i bywa czasami stosowana w polskiej literaturze (por. Rozkrut, 2008). Jednocześnie decydując się na taką metodę analizy

zmian rynkowych stóp procentowych, wykluczono możliwość badania zaskoczeń, wynikających ze zmian oczekiwanej ścieżki stóp procentowych (tak jak w badaniu J. Hausmana i J. Wongswana, 2011) oraz uwzględnienia zmiennych o charakterze subiektywnym, takich jak nastawienie RPP czy wypowiedzi jej członków.

Nieoczekiwany komponent zmiany referencyjnej stopy procentowej zdefiniowano następująco:

$$\Delta i_d^u = (WIBOR_{d+1} - WIBOR_d) \quad (1)$$

gdzie:

Δi_d^u – nieoczekiwany komponent zmiany stopy procentowej,

$WIBOR_d$ – oprocentowanie WIBOR w dniu d ,

d – dzień, w którym nastąpiła decyzja banku centralnego.

Natomiast przewidywany komponent zmiany stopy procentowej został ustalony jako:

$$\Delta i_d^e = \Delta i_d - \Delta i_d^u \quad (2)$$

gdzie:

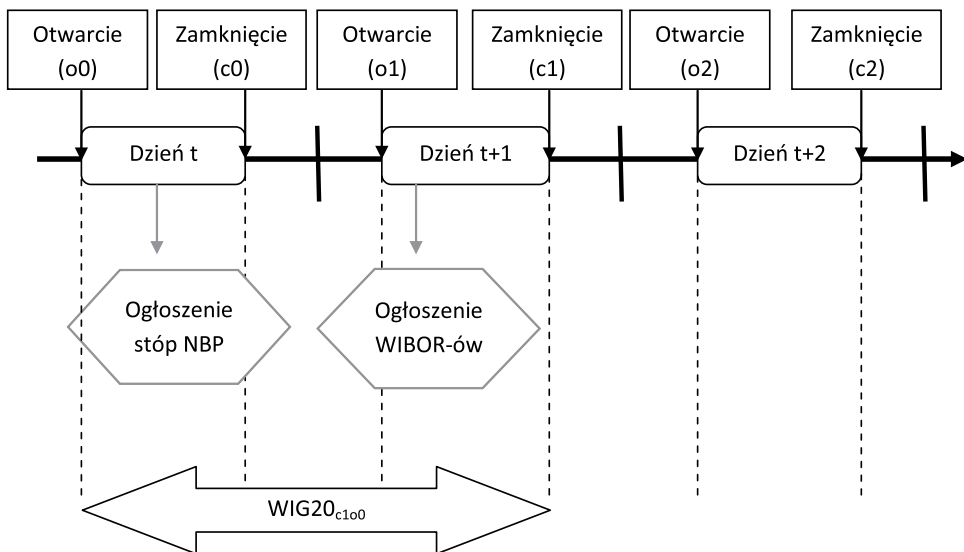
Δi_d - faktyczna zmiana referencyjnej stopy procentowej.

Korzystając z metody opisanej powyżej obliczono nieoczekiwane i przewidywane komponenty zmian stopy referencyjnej Narodowego Banku Polskiego przy użyciu stawek WIBOR 1M, 3M i 6M. Należy przypuszczać, że użycie stawek WIBOR na krótsze terminy (takich jak na przykład *tomorrow next* czy *overnight*) byłoby w znacznym stopniu determinowane przez wydarzenia bieżące, takie jak np. zaburzenia płynności, rozliczanie rezerw obowiązkowych lub zapłata podatków przez banki. Z kolei użycie oprocentowania pożyczek takich jak WIBOR 9M i 12M nie jest uzasadnione, z uwagi na ograniczoną wartość informacyjną tych notowań, wynikającą z niskich obrotów i zawierania relatywnie małych transakcji, obserwowaną zwłaszcza po kryzysie finansowym 2008 roku (Kapuściński et al., 2014; Demchuk et al., 2012)³. Obliczenia przeprowadzono jedynie dla dni, w których odbywały się posiedzenia Rady Polityki Pieniężnej, ustalające wysokość

³ Nie oznacza to że stopy te nie dostosowują się do zmian stawek referencyjnych, gdyż przytoczone badania (Kapuściński et al., 2014; Demchuk et al., 2012) potwierdzają ich dobre dopasowanie do zmian stawek referencyjnych. Jednakże stopy dla tych okresów mogą być zbyt mało wrażliwe na zmiany nieoczekiwane, które są przedmiotem badania w niniejszej pracy. W celu sprawdzenia tej hipotezy oraz hipotezy o zaburzeniach płynności dla WIBORów na krótsze okresy, dokonano oszacowań dla WIBOR O/N, T/N, 1M, 3M, 6M, 12M i jak stwierdzono, reakcja tych stóp na zmiany oprocentowań zgodnie z przedstawionymi argumentami nie okazała się wrażliwa na zmiany stóp nieoczekiwanych z wyjątkiem WIBORów 1M, 3M i 6M.

referencyjnej stopy procentowej NBP. Ogółem badanie obejmuje okres między 6 stycznia 1998 roku a 20 września 2013 roku.

Istotnym zagadnieniem było określenie szerokości okna zdarzenia mającego potencjalnie wpływ na wysokość indeksu giełdowego WIG20. Możliwy jest wybór różnych przedziałów okna zdarzenia. Najbardziej naturalny wydaje się okres od początku do końca sesji (otwarcie w dniu t i zamknięcie w dniu t), aczkolwiek możliwe jest też zamknięcie w dniu $t+1$ lub $t+2$. Literatura z tego zakresu wskazuje że stosowane bywają nawet jeszcze dłuższe okna zdarzenia⁴. W celu doboru okna zdarzenia przetestowano zachowanie indeksu giełdowego dla podanych trzech długości okna zdarzenia. Jak się okazało, okna zdarzenia $t - t$ i $t - (t+2)$ dawały prawie w każdym przypadku nieistotne oszacowania wpływu zmian stopy referencyjnej na ceny akcji. Dlatego ostatecznie, na podstawie analizy reakcji rynku na nieoczekiwane zmiany stóp procentowych zdecydowano się użyć przedziału dwóch sesji giełdowych (tj. między otwarciem w dniu t , a zamknięciem w dniu $t+1$). (W tym przypadku teoretyczny przebieg procesu podejmowania decyzji przez inwestorów w czasie, przedstawia Rys. 1.)



Rys. 1. Zmienna określająca zmiany indeksu WIG20

Źródło: Opracowanie własne.

W kolejnym etapie, należało dokonać wyboru postaci modeli ekonometrycznych, w których zmiennymi niezależnymi były wyodrębnione wcześniej nieoczekiwane i przewidywane komponenty zmian stopy procentowej, a główną zmien-

⁴Chen, Mohan, Steiner (1999) stosują okno od $t-4$ do $t+5$, zaś Goukasian, Whitley (2008) – okno nawet od $t-7$ do $t+7$.

ną zależną – logarytm zmiany wartości indeksu WIG20 w oknie zdarzenia. Do oszacowań użyto metody GARCH (1,1), która dobrze opisuje własności szeregów czasowych danych finansowych. W tego typu modelach wariancja cen aktywów finansowych z reguły nie jest stała w czasie, a rozkłady cechuje występowanie leptokurtozy (Posedel, 2005). Co ważne, metoda GARCH umożliwia również oszacowanie istotności i znaku parametru zmiennej znajdującej się w równaniu wariancji. Dzięki temu możliwe jest zbadanie wpływu zmian stopy procentowej na zmienność indeksu WIG20 będącą przedmiotem hipotez pomocniczych.

W celu zbadania wpływu nieoczekiwanych i przewidywanych zmian stopy procentowej na wartość indeksu WIG20 użyto modelu GARCH(1,1) z trzema zmiennymi niezależnymi – logarytmem zmian wartości indeksu S&P500 (jako zmiennej kontrolnej), komponentem nieoczekiwaną zmiany stopy procentowej oraz komponentem przewidywaną zmiany stopy procentowej. Specyfikacja modelu była następująca:

$$\ln(WIG20_{close,t+1} - WIG20_{open,t}) = \beta_1 * \ln(S\&P500_{close,t+1} - S\&P500_{open,t}) + \beta_2 * \Delta i_d^u + \beta_3 * \Delta i_d^e + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 * \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

gdzie:

$WIG20_{open,t}$ – wartość indeksu WIG20 na otwarciu sesji w dniu t ,

$WIG20_{close,t+1}$ – wartość indeksu WIG20 na zamknięciu sesji w dniu $t+1$,

$S\&P500_{open,t}$ – wartość indeksu S&P500 na otwarciu sesji w dniu t ,

$S\&P500_{close,t+1}$ – wartość indeksu S&P500 na zamknięciu sesji w dniu $t+1$,

ε_{t-1}^2 – kwadrat błędu w chwili $t-1$,

σ_{t-1}^2 – wariancja w chwili $t-1$,

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ – parametry do oszacowania, zaś pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

Model policzono dla wszystkich dni, dla których były dane. Przy czym, w przypadku dni, w których były posiedzenia Rady Polityki Pieniężnej $d = t$, natomiast dla pozostałych dni (t) zmienne: $\Delta i_d, \Delta i_d^e, \Delta i_d^u$ przyjęły wartość 0.

W celu zbadania wpływu nieoczekiwanych i przewidywanych zmian stopy procentowej na zmienność indeksu WIG20 użyto innej specyfikacji modelu, obejmującej w równaniu wariancji wpływ zaskoczenia i odpowiadający mu, dodatkowy parametr Θ .

$$\ln(WIG20_{close,t+1} - WIG20_{open,t}) = \beta_1 * \ln(S\&P500_{close,t+1} - S\&P500_{open,t}) + \varepsilon_t \quad (3a)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 * \sigma_{t-1}^2 + \theta * \Delta i_d^u \quad (4a)$$

Określone powyżej (wzór nr 4a) równanie wariancji pozwala na zweryfikowanie hipotezy numer 2, o kierunku wpływu nieoczekiwanych wzrostów i spadków referencyjnej stopy procentowej na zmienność cen akcji z indeksu WIG20, jeśli parametr okazałby się istotny. W celu zweryfikowania hipotezy numer 3, o istotnym wpływie każdej nieoczekiwanej zmiany referencyjnej stopy procentowej na zmienność (Chen, Mohan, Steiner, 1999), równanie wariancji (4a) zmodyfikowano używając wartości bezwzględnej nieoczekiwanego lub przewidywanego komponentu zmiany stopy procentowej:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 * \sigma_{t-1}^2 + \theta_u * |\Delta i_d^u| \quad (4b)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 * \sigma_{t-1}^2 + \theta_e * |\Delta i_d^e| \quad (4c)$$

Zgodnie z hipotezą numer 3, parametr θ_u powinien być istotny, podczas gdy θ_e nieistotny.

W dalszej kolejności zbadano hipotezę numer 4, zgodnie z którą wartość indeksu WIG20 oraz jego zmienność są bardziej podatne na silne zaskoczenie wysokością stopy referencyjnej niż na słabe zaskoczenie (Yin, Yang, Handorf, 2005). W celu weryfikacji tej hipotezy użyto następujących specyfikacji modelu:

$$\begin{aligned} \ln(WIG20_{close,t+1} - WIG20_{open,t}) = \\ = \beta_1 * \ln(S\&P500_{close,t+1} - S\&P500_{open,t}) + \beta_3 * \Delta i_d^e + \\ \gamma_s * D_d^s * \Delta i_d^u + \gamma_w * D_d^w * \Delta i_d^u + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5a)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 * \sigma_{t-1}^2 \quad (6a)$$

$$\begin{aligned} \ln(WIG20_{close,t+1} - WIG20_{open,t}) = \\ = \beta_1 * \ln(S\&P500_{close,t+1} - S\&P500_{open,t}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5b)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 * \sigma_{t-1}^2 + \theta_s * D_d^s * \Delta i_d^u + \theta_w * D_d^w * \Delta i_d^u \quad (6b)$$

gdzie:

D_d^s – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość jeden, gdy bezwzględna wartość komponentu nieoczekiwanego w dniach posiedzeń Rady Polityki Pieniężnej była wyższa od jego średniej wartości bezwzględnej oraz zero w pozostałych przypadkach,

D_d^w – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość jeden, gdy bezwzględna wartość komponentu nieoczekiwanego w dniach posiedzeń Rady Polityki

Pieniężnej była niższa lub równa od jego średniej wartości bezwzględnej oraz zero w pozostałych przypadkach,

γ_s – parametr służący do oszacowania wpływu silnych zaskoczeń na wysokość WIG20,

γ_w – parametr służący do oszacowania wpływu słabych zaskoczeń na wysokość WIG20,

θ_s – parametr służący do oszacowania wpływu silnych zaskoczeń na zmienność WIG20,

θ_w – parametr służący do oszacowania wpływu słabych zaskoczeń na zmienność WIG20.

Jak można zauważyć, wzór (5a) różni się od wzoru (3) tym, że do równania średniej wprowadzono dodatkowe zmienne ($D_d^s * \Delta i_d^u$ oraz $D_d^w * \Delta i_d^u$), będące iloczynem zmiennych zerojedynkowych i komponentu nieoczekiwanego.

Zgodnie z hipotezą numer 4, parametry γ_s i θ_s powinny być istotne, podczas gdy γ_w i θ_w nieistotne.

Natomiast, jeśli chodzi o hipotezę numer 5, to według niej reakcja wartości oraz zmienności indeksu giełdowego WIG20 na nieoczekiwany spadek stóp procentowych powinna być słabsza niż reakcja na wzrost stóp (Yin, Yang, Handorf, 2005). Do weryfikacji tej hipotezy użyto następującej specyfikacji:

$$\begin{aligned} \ln(WIG20_{close,t+1} - WIG20_{open,t}) = \\ = \beta_1 * \ln(S\&P500_{close,t+1} - S\&P500_{open,t}) + \\ + \beta_3 * \Delta i_d^e + \gamma_a * D_d^a * \Delta i_d^u + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 * \sigma_{t-1}^2 + \theta_a * D_d^a * \Delta i_d^u \quad (8)$$

gdzie:

D_d^a – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1, jeśli zaskoczenie rynku stopami procentowymi było dodatnie (to znaczy, wtedy gdy Δi_d^u było dodatnie) oraz wartość 0, jeśli zaskoczenie to było ujemne lub zerowe,

γ_a – parametr badający czy istnieje asymetryczny wpływ nieoczekiwanych zmian referencyjnej stopy procentowej na wysokość WIG20.

θ_a – parametr badający czy istnieje asymetryczny wpływ nieoczekiwanych zmian referencyjnej stopy procentowej na zmienność WIG20.

W tym przypadku, wzory (7) i (8) różnią się od wzorów (3) i (4) tym, że do równań średniej i wariancji wprowadzono dodatkową zmienną ($D_d^a * \Delta i_d^u$), będącą iloczynem zmiennej zerojedynkowej (D_d^a) i komponentu nieoczekiwanego.

W celu wykonania obliczeń wykorzystano dane historyczne z portalu www.stooq.pl. Były to: szereg czasowy notowań dziennych indeksu WIG20 z okresu 6 stycznia 1998 – 20 września 2013, szereg czasowy notowań dziennych indeksu S&P500 z okresu 6 stycznia 1998 – 20 września 2013, szereg czasowy notowań WIBOR 1M, 3M i 6M z okresu 6 stycznia 1998 – 20 września 2013. Ponadto posłużono się danymi z portalu www.nbp.pl dotyczącymi dat posiedzeń Rady Polityki Pieniężnej oraz wysokością stopy referencyjnej w okresie styczeń 1998 – wrzesień 2013. Użycie indeksu S&P500 potraktowano jako zmienną kontrolną uwzględniającą powiązanie rynków akcji w skali międzynarodowej.

5. Wyniki oszacowań

W pierwszej kolejności zweryfikowano hipotezę główną oraz hipotezy pomocnicze numer 1 i 2. Do tego celu użyto wzorów (3) i (4), stosując do zidentyfikowania nieoczekiwanych zmian trzy WIBORY, tj. 1M, 3M i 6M.

**Tabela 1. Wyniki estymacji modelu (3)-(4)
dla okresu 6 stycznia 1998 – 20 września 2013**

	Oszacowanie parametru WIBOR 1M	Odczylenie standardowe WIBOR 1M	Oszacowanie parametru WIBOR 3M	Odczylenie standardowe WIBOR 3M	Oszacowanie parametru WIBOR 6M	Odczylenie standardowe WIBOR 6M
β_1	0,551***	0,014	0,551***	0,014	0,551***	0,014
β_2	-0,948**	0,414	-1,969***	0,561	-2,143***	0,585
β_3	0,056	0,223	0,28	0,253	0,234	0,246
α_0	0***	0	0***	0	0***	0
α_1	0,35***	0,025	0,351***	0,025	0,352***	0,025
α_2	0,543***	0,046	0,543***	0,046	0,542***	0,046

Źródło: Obliczenia własne.

Przeprowadzone regresje, bez względu na zastosowany rodzaj stawki WIBOR, weryfikują badane hipotezy w ten sam sposób, jednakże istotność uzyskanych oszacowań jest różna. Hipotezy, przy użyciu WIBORów 3M i 6M, są weryfikowane na poziomie 1%, podczas gdy przy użyciu WIBOR 1M – na poziomie 5%. Dokładniejsze badania wskazały, że WIBOR 3M identyfikuje nieoczekiwane zmiany stopy referencyjnej najdokładniej, więc w dalszej części niniejszego opracowania opisano wyniki, powstałe w wyniku jego użycia. Są one następujące: zmienna określająca nieoczekiwaną zmianę referencyjnej stopy procentowej w równaniu średniej jest istotna na poziomie 1%, a znak oszacowania jest ujemny i wynosi -1,969. Oznacza to, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy numer 1 o tym, że nieoczekiwany wzrost referencyjnej stopy procentowej powoduje spadek wartości

WIG20, zaś nieoczekiwany spadek tych stóp powoduje jego wzrost. Jeśli chodzi o przewidywaną zmianę referencyjnej stopy procentowej, to oszacowanie parametru jest nieistotne, a więc tego typu zmiana nie ma wpływu na wartość WIG20. Łącznie nie daje to podstaw do odrzucenia hipotezy podstawowej na 1% poziomie istotności. Logarytm zmiany wartości indeksu S&P500 jest istotny na poziomie 1%. Jego znak wskazuje na to, że wzrost indeksu S&P500 o 1 punkt procentowy powoduje średnio wzrost indeksu WIG20 o 0,551 punktu procentowego. W powyższym modelu występują zarówno efekt ARCH jak i efekt GARCH.

Oprócz zbadanego wpływu zmiany referencyjnej stopy procentowej na zmianę WIG20, przeprowadzono również regresję badającą kierunek wpływu nieoczekiwanej zmiany referencyjnej stopy procentowej na zmienność WIG20 zgodnie z hipotezą 2). Wykorzystano w tym celu wzory (3a) i (4a).

**Tabela 2. Wyniki estymacji modelu (3a)-(4a)
dla okresu 6 stycznia 1998 – 20 września 2013**

	Oszacowanie parametru WIBOR 1M	Odchylenie standardowe WIBOR 1M	Oszacowanie parametru WIBOR 3M	Odchylenie standardowe WIBOR 3M	Oszacowanie parametru WIBOR 6M	Odchylenie standardowe WIBOR 6M
β_1	0,55***	0,014	0,551***	0,014	0,551***	0,014
Θ	-126,6**	52,1	-227,4***	77,2	-254,4***	89,2
α_0	-9,77***	0,27	-9,81***	0,278	-9,81***	0,277
α_1	0,352***	0,025	0,351***	0,025	0,351***	0,025
α_2	0,539***	0,046	0,544***	0,046	0,544***	0,046

Źródło: Obliczenia własne.

Przeprowadzona regresja daje następujące wyniki: zmienna określająca nieoczekiwaną zmianę referencyjnej stopy procentowej w równaniu wariancji jest istotna na poziomie 1%⁵. Jej oszacowanie wynosi -227,4, co oznacza, że nieoczekiwany wzrost (spadek) referencyjnej stopy procentowej powoduje spadek (wzrost) zmienności indeksu WIG20. Zmienna oznaczająca logarytm zmiany indeksu S&P500 jest istotna na poziomie 1%. Jej znak wskazuje na to, że wzrost indeksu S&P500 o 1 punkt procentowy powoduje wzrost indeksu WIG20 o 0,55 punktu procentowego. W powyższym modelu występują zarówno efekty ARCH jak i GARCH.

Oszacowanie parametru Θ w równaniu wariancji (-227,4) skłania do odrzucenia na poziomie 1% hipotezy 2) o tym, że nieprzewidziane, niekorzystne dla inwestorów informacje (wzrost stopy procentowej) nie mają wpływu na zmienność cen

⁵W przypadku gdy do identyfikacji nieoczekiwanej zmiany referencyjnej stopy procentowej użyto WIBORów 3M i 6M.

akcji wchodzących w skład indeksu WIG20. Wpływ ten jest istotny statystycznie i ujemny.

Zgodnie z hipotezą nr 3), nieoczekiwane zmiany referencyjnej stopy procentowej, niezależnie od kierunku zmiany (zarówno spadki, jak i wzrosty), w odróżnieniu od zmian przewidywanych (spadki i wzrosty), powinny istotnie zwiększać zmienności cen akcji (Chen, Mohan, Steiner, 1999), a tym samym także podnosić zmienność indeksu WIG20. Do weryfikacji tej hipotezy użyto wzorów (3a), (4b) i (4c).

**Tabela 3. Wyniki estymacji modelu (3a)-(4b)
dla okresu 6 stycznia 1998 – 20 września 2013**

	Oszacowanie parametru WIBOR 1M	Odchylenie standardowe WIBOR 1M	Oszacowanie parametru WIBOR 3M	Odchylenie standardowe WIBOR 3M	Oszacowanie parametru WIBOR 6M	Odchylenie standardowe WIBOR 6M
β_1	0,551***	0,014	0,551***	0,014	0,551***	0,014
Θ_u	-123,5**	52,8	228,7***	76,5	257,2***	89,1
α_0	-9,82***	0,28	-9,86***	0,29	-9,84***	0,282
α_1	0,35***	0,025	0,35***	0,025	0,351***	0,025
α_2	0,546***	0,046	0,551***	0,046	0,547***	0,046

Źródło: Obliczenia własne.

**Tabela 4. Wyniki estymacji modelu (3a)-(4c)
dla okresu 6 stycznia 1998 – 20 września 2013**

	Oszacowanie parametru WIBOR 1M	Odchylenie standardowe WIBOR 1M	Oszacowanie parametru WIBOR 3M	Odchylenie standardowe WIBOR 3M	Oszacowanie parametru WIBOR 6M	Odchylenie standardowe WIBOR 6M
β_1	0,552***	0,014	0,552***	0,014	0,551***	0,014
Θ_e	-102,4*	61,7	95,04	62,7	88,02	63,2
α_0	-9,88***	0,3	-9,88***	0,298	-9,87***	0,296
α_1	0,345***	0,025	0,345***	0,025	0,346***	0,025
α_2	0,557***	0,046	0,556***	0,046	0,555***	0,046

Źródło: Obliczenia własne.

Jak widać na podstawie Tabel 3 i 4, w przypadku hipotezy 3) użycie WIBORów 3M i 6M również pozwoliło na statystycznie dokładniejszą jej weryfikację niż użycie WIBOR 1M. Parametr przy wartości bezwzględnej nieoczekiwanej zmiany referencyjnej stopy procentowej w równaniu wariancji jest istotny na poziomie 1% , zaś oszacowanie dla zmiany przewidywanej jest nieistotne na tym samym poziomie istotności. Oznacza to, że każda nieoczekiwana zmiana referencyjnej stopy procentowej NBP ma statystycznie istotny wpływ na zmienność cen akcji wcho-

dzących w skład indeksu WIG20. Determinuje to, że na poziomie 1% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy nr 3).

Do weryfikacji hipotez nr 4) i nr 5) o silniejszym wpływie na zmiany wartości indeksu WIG20 i jego zmienności dużych oraz dodatnich szoków monetarnych, wykorzystano wzory (5a) i (6a), (5b) i (6b), (7) i (8) oraz WIBOR3M.

Hipoteza nr 5 nie znalazła potwierdzenia w niniejszym badaniu. Tym samym, używając modelu GARCH(1,1) nie stwierdzono istotnej różnicy między szokiem dodatnim i ujemnym.

**Tabela 5. Wyniki estymacji modeli (5a)-(6a) i (5b)-(6b)
dla okresu 6 stycznia 1998 – 20 września 2013**

	Wpływ na wysokość WIG20		Wpływ na zmienność WIG20	
	Oszacowanie parametru WIBOR 3M	Odchylenie standardowe WIBOR 3M	Oszacowanie parametru WIBOR 3M	Odchylenie standardowe WIBOR 3M
β_1	0,551***	0,014	0,551***	0,014
β_3	0,314	0,253		
γ_s	-1,92***	0,557		
γ_w	-6,56	5,5		
α_0	0***	0	-9,81***	0,276
α_1	0,351***	0,025	0,351***	0,025
α_2	0,543***	0,046	0,544***	0,046
Θ_s			-228,1***	77,5
Θ_w			382,8	2114,3

Źródło: Obliczenia własne.

Jeśli chodzi o hipotezę nr 4), to jak pokazują wyniki zebrane w Tabeli 5, silne nieoczekiwane zmiany referencyjnej stopy procentowej mają istotny, ujemny wpływ zarówno na wysokość indeksu WIG20, jak również na jego zmienność. Obie zależności zostały zweryfikowane na poziomie 1%. Natomiast, w przypadku słabych nieoczekiwanych zmian referencyjnej stopy procentowej, wpływy te są statystycznie nieistotne.

W Tabeli 6 przedstawiono kierunki, wartości i istotność oszacowań parametrów, określających wpływ zmian referencyjnej stopy procentowej na wysokość i zmienność indeksu WIG20.

Tabela 6. Podsumowanie wyników obliczeń, w których do identyfikacji nieoczekiwanych zmian referencyjnej stopy procentowej zastosowano WIBOR 3M.

		przewidywana zmiana	nieoczekiwana zmiana
WPLYW NA:	wysokość zmiany indeksu WIG20	0,28	-1,969***
	zmiennosc zmiany indeksu WIG20 (kierunek) ^a		-227,4***
	zmiennosc zmiany indeksu WIG20 (wartosc bezwzględna) ^b	95,04	228,7***

* istotność na poziomie 10%

** istotność na poziomie 5%

*** istotność na poziomie 1%

^a „zmiennosc (kierunek)” odnosi się do obliczeń weryfikujących - czy wzrost referencyjnej stopy procentowej istotnie wpływa na zmiennosc zmiany WIG20 w porównaniu ze spadkiem tej stopy.

^b „zmiennosc (wartosc bezwzględna)” odnosi się do obliczeń weryfikujących - czy ogólne zmiany (zarówno na plus, jak i na minus) referencyjnej stopy procentowej istotnie wpływają na zmiennosc zmiany WIG20.

Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, iż zmiany referencyjnej stopy procentowej, które były przewidziane przez rynek zazwyczaj nie były istotne, natomiast zmiany nieoczekiwane były istotne i wpływały negatywnie na rynek akcji oraz jego zmienność a pozytywnie na bezwzględną wielkość zmiany.

6. Podsumowanie

Analizując otrzymane wyniki można stwierdzić, że występuje zgodność z wynikami badań dla innych rynków, które postulują wpływ nieoczekiwanych zmian stóp procentowych na zmiany kursów akcji. Nieoczekiwana przez rynek zmiana referencyjnej stopy procentowej NBP wpływa ujemnie na zmiany wartości akcji wchodzących w skład indeksu WIG20. Natomiast część zmiany referencyjnej, która jest przewidywana przez rynek, nie ma istotnego wpływu na wartości indeksu WIG20.

Tabela 7. Podsumowanie weryfikacji hipotez dotyczących wysokości i zmienności indeksu WIG20

Metoda estymacji: GARCH (1,1)	Czy odrzucona?
Hipoteza nr 1	NIE
Hipoteza nr 2	TAK
Hipoteza nr 3	NIE
Hipoteza nr 4	NIE
Hipoteza nr 5	TAK

Źródło: Opracowanie własne.

Jednocześnie, nieoczekiwana zmiana referencyjnej stopy procentowej, wpływa istotnie na zmienność cen akcji wchodzących w skład indeksu WIG20. Zmienność ta wzrasta, gdy bank centralny zmienia stopy niespodziewanie, choć kierunek obserwowanych zmian wskazuje, że wzrost zmienności jest wywołany raczej nagłym nieoczekiwanym spadkiem stóp, a nie ich nieoczekiwanym wzrostem. Może to być spowodowane, po pierwsze, pozytywną reakcją inwestorów na obniżkę i zachęceniem ich do zwiększonego zainteresowania akcjami, a po drugie faktem, iż stopy obniża się zazwyczaj w okresie słabej koniunktury, kiedy zmienność cen akcji jest wyższa. Ponadto, tuż przed posiedzeniami organów decyzyjnych banków centralnych często zmienność na rynkach akcji wzrasta, co w przypadku przyjętego okna zdarzenia (dwóch dni po posiedzeniu) może powodować, że powrót do niższej zmienności po ogłoszeniu decyzji banku centralnego dominuje nad zmianami zmienności powodowanymi przez zaskoczenie rynku (por. Lobo, 2002).

Użycie różnych WIBORów do identyfikacji nieoczekiwanych zmian referencyjnej stopy procentowej dobitnie pokazało, że dopasowanie modelu jest najlepsze dla średniego okresu (pozwalając na weryfikację badanych hipotez na 1% poziomie istotności dla WIBORów 3M i 6M), a pogarsza się w krótkim i długim okresie (pozwalając jeszcze na weryfikację na poziomie 5% dla WIBOR 1M, ale nie dając w ogóle istotnych oszacowań dla WIBORów O/N, T/N i 12M).

Silne zaskoczenia mają wpływ na ceny akcji wchodzących w skład WIG20, natomiast słabe zaskoczenia takiego wpływu nie mają. Nie stwierdzono natomiast statystycznie istotnej asymetrii wpływu zmian stóp na ceny tych akcji. Wyniki te nie potwierdzają teorii, zgodnie z którą twierdzi się, że podwyższenie stopy procentowej ma silniejszy wpływ na ceny akcji niż jej obniżenie. Taki postulat powinien być natomiast prawdziwy, gdyby inwestorzy bardziej reagowali na zmiany niekorzystne (takie jak podwyżka stopy procentowej) niż korzystne (obniżka stopy). Takiej relacji nie udało się jednak wykazać w przeprowadzonym badaniu.

Przeprowadzone badania nie wyczerpują zagadnienia analizy wpływu zmian w polityce pieniężnej na rynek akcji. Istnieje możliwość ich rozwinięcia. Po pierwsze, można by zastosować dodatkowe metody identyfikacji nieoczekiwanych zmian, takie jak: kształtowanie się stóp kontraktów FRA, badania ankietowe wśród analityków rynkowych, czy też zastosować modele wektorowej autoregresji (VAR). Po drugie, można by poszerzyć gamę używanych do estymacji modeli typu ARCH/GARCH. Ciekawym rozwinięciem niniejszego badania mogłoby być przeprowadzenie obliczeń na szeregu czasowym danych *intraday*, w celu ograniczenia wpływu innych czynników (np. ogłoszeń danych makroekonomicznych w Polsce i innych krajach), oddziałujących na ceny akcji w ciągu dnia i wyizolowaniu jedynie wpływu zmian stopy referencyjnej.

Bibliografia

- Bernanke B., Kuttner, 2005, *What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?*, "The Journal of Finance", t. LX, nr 3, s. 1221-1257.
- Chen C., Mohan N., Steiner T., 1999, *Discount rate changes, stock market returns, volatility, and trading volume: Evidence from intraday data and implications for market efficiency*, "Journal of Banking and Finance", t. 23, s. 905-914.
- Coleman R. D., 2006, *What is econometric simultaneity?*, <http://www.numeraire.com/download/WhatIsEconometricSimultaneity.pdf>, dostęp: 7 styczeń 2014.
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., 2001, *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, PWN, Warszawa.
- Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E., 2012, *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku?*, „Materiały i Studia”, nr 270.
- Fama E., 1970, *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, "Journal of Finance" 25 (2), s. 383-417.
- Goukasian, L. and Whitney, L. K., 2008, *Does the Stock Market Under-React to the Federal Reserve Bank's Monetary Policy Actions?*, Review of Business Research, Vol. 8, nr 2, s. 230-231.
- Guo H., 2004, *Stock prices, firm size, and changes in the Federal Funds rate target*, "Quarterly Review of Economics and Finance", nr 44, s. 487-507.
- Hausman J., Wongswan J., 2011, *Global asset process and FOMC announcements*, "Journal of International Money and Finance", nr 30, s. 547-571.
- Kahneman D., Tversky A., 1979, *Prospect theory: An analysis of decision under risk*, "Econometrica", t. 47, s. 263-291.
- Kapuściński M., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E., 2014, *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku?*, „Materiały i Studia”, nr 306.
- Kasprzak R., 2001, *Rynek pieniężny w działalności banków*, w: W. L. Jaworski, „Współczesny bank”, Warszawa Poltext, s. 169.
- Konrad E., 2009, *The impact of monetary policy surprises on asset return volatility: the case of Germany*, "Financial Markets and Portfolio Management", t. 23, nr 2, s. 111-135.
- Kuttner K., 2001, *Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed Funds futures market*, "Journal of Monetary Economics", t. 47, nr 3, s. 523-544.
- Lo A. W., 2007, *Efficient Markets Hypothesis* w: L. Blume, S. Durlauf, "The New Palgrave: A Dictionary of Economics", 2nd Edition, Palgrave Macmillan Ltd., s. 1.
- Lobo B. J., (2002), *Interest rate surprises and stock prices*, <http://web2.uts.edu/~qfp962/Lobo%20FR%202002.pdf>
- Magazyn Bossa w FOREX-Edukacja http://bossafx.pl/index.jsp?layout=fx_2a&page=0&news_cat_id=3799&news_id=39295, dostęp: 7 stycznia 2014.
- Mishkin F., 2001, *The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy*, "Working Paper 8617", National Bureau of Economic Research, Cambridge, s. 1-9.

- Narodowy Bank Polski, http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/decyzje_rpp.html, dostęp: 7 stycznia 2014.
- Olsen R., 1997, *Investment risk: The experts' perspective*, "Financial Analysts' Journal", t. 53, nr 2, s. 62-66.
- Posedel P., 2005, *Properties and estimation of GARCH(1,1) model*, "Metodološki zvezki", t. 2, nr 2, s. 243-244.
- Rozkrut M., 2008, *It's not only WHAT is said, it's also WHO the speaker is. Evaluating the effectiveness of central bank communication*, "National Bank of Poland Working Papers", nr 47, National Bank of Poland, Economic Institute.
- Serwa D., Szymańska M., 2004, *Reakcje rynków finansowych na szoki w polityce pieniężnej*, Bank i Kredyt, nr 6, s. 18-19.
- Serwis Stooq, <http://www.stooq.pl>, dostęp: 7 stycznia 2014.
- Szyszk A., 2003, *Efektywność giełdy papierów wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wyd. AE, Poznań.
- Szyszk A., 2009, *Behawioralne aspekty kryzysu finansowego*, "Bank i Kredyt", t. 40, nr 4, s. 5-30.
- Yin H., J. Yang, W. Handorf, 2010, *State dependency of bank stock reaction to Federal Funds rate target changes*, "The Journal of Financial Research", t. XXXIII, nr 3, s. 289-315.

Abstract

The changes of interbank interest rate triggered by National Bank of Poland can impact the prices and the volatility of WIG20 index on the Warsaw Stock Exchange. Therefore, the main hypothesis of the paper stipulates the significant effect of unexpected NBP reference interest rate changes on the changes and volatility of WIG20 – the index of the largest and the most liquid stocks of the Polish capital market. To testify the hypothesis, we split the changes of interest rates, occurring after the decisions of the Monetary Policy Council, on the expected and unexpected components. Subsequently, using the GARCH-type models we estimate the parameters describing the direction and strength of the impact of these components on the changes of WIG20 and its volatility. The analysis confirmed the impact of unexpected interest rate changes but not the expected ones. However, at the same time there is no evidence that stronger unexpected changes or changes headed in particular direction (positive or negative) have a significant impact on the value of the stocks on the Warsaw Stock Exchange.

Keywords: reference interest rate, stock market volatility, WIG20

Title: The impact of NBP's interest rate changes on the changes and volatility of WIG20.

