



**Krzysztof Ozimek**

riskthreads@riskthreads.pl

## **BADANIE REAKCJI STRUKTURY RYNKU PAR WALUTOWYCH G10 NA SYGNAŁY MAKROEKONOMICZNE Z WYKORZYSTANIEM MINIMALNYCH DRZEW ROZPINAJĄCYCH NA PRZYKŁADZIE OGŁOSZEŃ WSKAŹNIKA NONFARM PAYROLLS**

**Streszczenie:** Częstokowym celem tego artykułu jest zbadanie stacjonarności procesów stochastycznych: jednokrokowego współczynnika przeżycia (SSSR) i logarytmicznej stopy zmian SSSR. Procesy te obrazują dynamikę minimalnego drzewa rozpinającego (MST) zastosowanego w badaniu do modelowania struktury sieci par walutowych G10. Celem głównym jest zbadanie reakcji jednego z wymienionych procesów zidentyfikowanego jako proces stacjonarny na ogłoszenia wskaźnika Nonfarm Payrolls (NFP) i tym samym sprawdzenie wpływu tego ogłoszenia na zmianę struktury wspomnianej sieci. Realizacja tego celu pozwoliła jednocześnie na weryfikację metody badawczej wykorzystującej MST. Do badania wybrano kwotowania 26 par walutowych w interwale 30-minutowym i zastosowano 111 momentów ogłoszeń wskaźnika NFP. Do konstrukcji minimalnego drzewa rozpinającego zastosowano symetryczną, jeśli chodzi o korelację, miarę odległości pomiędzy kwotowaniami par walutowych, co jest odmiennym podejściem w porównaniu z takim, w którym wykorzystuje się asymetryczną ze względu na korelację miarę odległości. Wykazano, że logarytmiczna stopa zmian SSSR jest procesem stacjonarnym oraz że ogłoszenie NFP wywołuje wyprzedzające to ogłoszenie zmiany w tym procesie i tym samym w strukturze sieci par walutowych G10.

**Słowa kluczowe:** analiza zdarzeń, kursy walutowe, teoria grafów, szeregi czasowe.

**JEL Classification:** G14, F31, C65, C22.

## Wprowadzenie

Zastosowanie teorii grafów do badania zjawisk finansowych jest uzasadnione złożonością i zmiennością tego typu zjawisk. Do opisu struktury i dynamiki systemów finansowych wykorzystuje się m.in. obiekt teorii grafów, jakim jest minimalne drzewo rozpinające. W grafowym modelowaniu sieci finansowych minimalne drzewa rozpinające (*Minimum Spanning Trees* – MST) są przede wszystkim stosowane ze względu na swoje właściwości związane z filtrowaniem, kompresją bardzo złożonych systemów o strukturze sieci. Ułatwia to opis takich sieci i analizę procesów w nich zachodzących. Opiszem struktury sieci finansowej zajmował się Mantegna [1999], jako jeden z pierwszych badaczy wykorzystujących teorię grafów w finansach, który zastosował MST do analizy hierarchiczności struktury portfeli akcji wchodzących w skład indeksów DJIA oraz S&P 500. W celu wyłonienia hierarchicznej taksonomii rynku walutowego Mizuno, Takayasu i Takayasu [2005] skonstruowali MST, używając kwotowań 26 par walutowych i 3 metali. Naylor i in. [2006] zastosowali m.in. MST do budowy topologicznej mapy oddziaływania par walutowych. Do konstrukcji wspomnianej mapy wybrali 44 pary walutowe. MST stało się również narzędziem analizy dynamiki zmian sieci finansowych. Onnela i in. [2003] scharakteryzowali dynamikę zmian rynku składającego się z 477 walorów notowanych na NYSE, budując szereg czasowy MST, przy czym każde MST modelowało strukturę współzależności tych walorów na pojedynczym oknie czasowym. Ci sami autorzy, wyłączając Kanto [2003], sprawdzali, jak zmienia się konfiguracja MST podczas kryzysu rynku kapitałowego. Analizowali w tym celu przypadek Czarnego Poniedziałku (Black Monday). Do badania procesu globalizacji rynków finansowych Eryiğit oraz Eryiğit [2009] zastosowali m.in. MST skonstruowane na podstawie informacji o dziennych i tygodniowych zmianach 143 indeksów rynków finansowych z 59 krajów. W trzech ostatnich pracach do analizy dynamiki MST wykorzystano m.in. jednokrokowy współczynnik przeżycia (*Single Step Survival Ratio* – SSSR), który zostanie zdefiniowany w podpunkcie 3.

W badaniu przedstawionym w niniejszym artykule miara SSSR opisująca dynamikę sieci wybranych par walutowych została zweryfikowana pod kątem reakcji na regularne i kalendarzowe<sup>1</sup> ogłoszenia wskaźnika Nonfarm Payrolls podawanego publicznie i regularnie (comiesięcznie) przez Biuro Statystyki Pracy (Bureau of Labor Statistics) Departamentu Pracy Stanów Zjednoczonych (U.S. Department of Labor). Ogłoszenie to jest częścią raportu o sytuacji na

---

<sup>1</sup> Ogłoszenie kalendarzowe należy rozumieć jako ogłoszenie zaplanowane.

rynku pracy (Employment Situation)<sup>2</sup>. Wskaźnik ten informuje o liczbie osób, które zostały zatrudnione w ciągu ostatniego miesiąca w sektorach pozarolniczych. Ogłoszenie NFP jest uważane za czynnik istotnie oddziałujący na kwotowania dolara amerykańskiego [Edison, 1997], a tym samym innych walut i należy do najważniejszych wskaźników makroekonomicznych w Stanach Zjednoczonych [Yamarone, 2017, s. 20]. Takie zastosowanie SSSR różni się od wskazanych. Najbardziej zbliżone pod względem kierunku zastosowania miary SSSR jest wspomniane wcześniej badanie reakcji MST na zdarzenie „Czarnego Poniedziałku”. Badanie to dotyczy jednak zdarzenia niekalendarzowego i nieregularnego.

Weryfikowana w tym artykule koncepcja badania reakcji rynku walutowego na ogłoszenia makroekonomiczne jest odmienna od przedstawianych w literaturze metod wykorzystanych w tym celu. Uogólniając, metody badania reakcji rynku na ogłoszenia wskaźników makroekonomicznych polegają na modelowaniu zmienności stóp zwrotu notowań istotnych pod względem wariancji dla całego rynku par walutowych, są do tego używane m.in. różnego rodzaju odmiany modelu GARCH, i weryfikacji istnienia anomalii zmienności stóp zwrotu albo stóp zwrotu implikowanych ogłoszeniami. Do takiej weryfikacji stosuje się m.in. test ilorazu wariacji, model ARMA, analizę reakcji na impuls etc. Tego typu metody są np. realizowane w pracach: Laakkonen [2004]; Bauwens, Omrane i Giot [2005]; Almeida, Payne i Goodhart [2007]; Rosa [2013]; Omrane, Hafner [2015]. Odmiennosc proponowanej koncepcji polega na możliwości sprawdzania reakcji całości rynku na ogłoszenia makroekonomiczne, nie tylko jednej albo kilku par walutowych, oraz na obserwacji reakcji rynku poprzez weryfikację zmian rozkładu wskaźnika SSSR opisującego dynamikę rynku, a nie za pomocą weryfikacji zmian wariancji poszczególnych par walutowych w odpowiedzi na ogłoszenia.

## 1. Dane

Pierwszą grupą danych są dane dotyczące ogłoszenia wskaźnika Nonfarm Payrolls, które zostały pozyskane bezpłatnie z serwisu [www.fxstreet.com](http://www.fxstreet.com) ze strony [www 1]. Pierwotnie czas ogłoszeń był podany dla strefy UTC+00, a następnie przekształcony w czas strefy UTC+01. Ostatecznie uzyskano 117 obserwacji od 2007-03-09 do 2016-11-04 w godzinach 13.30 i 14.30 czasu UTC+01, zawierających m.in. informacje o aktualnym (ostatnim), przewidywa-

---

<sup>2</sup> Raporty bieżący i archiwalne są dostępne na stronie [www 3].

nym oraz przedostatnim poziomie wskaźnika. Wykorzystanie posiadanych danych będzie się ograniczać do momentów ogłoszeń wskaźnika NFP – dat i godzin ogłoszeń.

Drugą grupą danych są notowania 32 par walutowych z grupy G10 w interwale 30-minutowym w formacie OHLC z wolumenem transakcji. Dane pozyskano za pomocą darmowej aplikacji TickDownloader udostępnionej przez serwis [www.strategyquant.com](http://www.strategyquant.com), dostępnej na stronie [www 2]. Dane zawierają informacje dla następujących par walutowych: AUDCAD, AUDCHF, AUDJPY, AUDNZD, AUDUSD, CADCHF, CADJPY, CHFJPY, EURAUD, EURCAD, EURCHF, EURGBP, EURJPY, EURNOK, EURNZD, EURSEK, EURUSD, GBPAUD, GBPCAD, GBPCHE, GBPJPY, GBPUSD, NZDCAD, NZDCHF, NZDJPY, NZDUSD, USDCAD, USDCHF, USDJPY, USDNOK, USDSEK.

Ostatni dostępny moment notowań wszystkich 32 par walutowych to 2016-05-20, godz. 22:30 UTC+01. Najstarszy dostępny moment notowań to 2003-05-05, godz. 02:00 UTC+01 – pary EURUSD, GBPUSD, USDCHF oraz USDJPY. Najmłodszy dostępny początek notowań to 2006-12-12, godz. 01:00 UTC+01 – para AUDNZD.

Przyjęto, że do analizy zostaną włączone obserwacje, począwszy od momentu 2007-01-03, godz. 00:00 UTC+01 do chwili 2016-05-20, godz. 22:30 UTC+01. W pozyskanym zbiorze danych notowania par EURAUD oraz EURNOK na wskazany wyżej moment początkowy nie występują. W związku z tym notowania tych par zostały wyłączone z dalszych rozważań. Zweryfikowano ilość obserwacji dla pozostałych 30 par walutowych między pierwszym i ostatnim momentem wskazanymi powyżej. Największą ilość obserwacji w podanym zakresie czasowym posiada para EURCHF – 117229, a najmniejszą EURSEK – 96917. Do utworzenia zbioru par walutowych z jednakową ilością obserwacji i tymi samymi momentami obserwacji zakwalifikowano pary z ilością obserwacji powyżej 16000. Stąd wyłączone zostały pary: AUDCAD, AUDUSD, EURSEK oraz USDSEK. Dla pozostałych par walutowych zidentyfikowano wspólne momenty notowań, których ilość jest równa 116208, i wygenerowano listę 26 par walutowych z obserwacjami we wskazanych momentach. Sprawdzone też wśród wspólnych momentów dla poszczególnych par walutowych te, dla których różnica czasu pomiędzy danym momentem a poprzednim momentem notowań jest większa od 30 minut. Okazało się, że wszystkie pary walutowe posiadają 551 takich momentów i dla każdej pary walutowej są to te same momenty czasu. Obserwacje z takimi momentami nie zostały wykluczone ze zbiorów obserwacji.

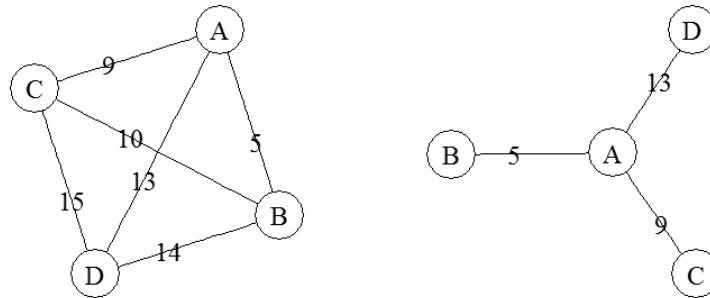
Z przygotowanej listy notowań OHLC z wolumenem transakcji dla 26 par walutowych utworzono macierz notowań par walutowych na zamknięcie kolejnych interwałów 30-minutowych (macierz cen Close), począwszy od momentu 2007-01-03, godz. 00:00 UTC+01, do momentu 2016-05-20, godz. 22.30 UTC+01. Dla każdej z 26 par ilość notowań zawartych w tej macierzy wynosi 116208. Stąd wymiary takiej macierzy to  $116208 \times 26$ . Następnie z powstałej macierzy notowań utworzono macierz logarytmicznych stóp zwrotu notowań 30-minutowych cen zamknięcia par walutowych o wymiarach  $116207 \times 26$  na momenty od 2007-01-03, godz. 00:30 UTC+01 do 2016-05-20, godz. 22.30 UTC+01.

## 2. Szereg czasowy minimalnych drzew rozpinających

Przed opisem sposobu konstrukcji szeregu czasowego składającego się z MST należy w pierwszej kolejności przedstawić definicję grafu jako podstawowego obiektu teorii grafów i definicję MST oraz ich wybrane i elementarne charakterystyki. Sposób przedstawienia wskazanych pojęć w pewnym stopniu odbiega od formalnego zapisu i ma na celu uproszczenie ich prezentacji. Inne formuły opisu definiowanych tu pojęć można znaleźć m.in. w pracach: Voloshin [2009]; Gross, Yellen i Zhang [2013]; Koh i in. [2015].

Graf jest parą  $G = (V, E)$ , gdzie  $V$  jest zbiorem wierzchołków grafu, natomiast  $E$  zbiorem jego krawędzi. Jeśli krawędziom grafu są przyporządkowane wagi (liczby), to taki graf jest nazywany grafem ważonym krawędziowo. Gdy nie istnieje wierzchołek grafu, z którego można „przejsć” poprzez kolejne wierzchołki połączone krawędziami, wracając do tego wierzchołka, wówczas w grafie nie istnieje cykl i taki graf jest nazywany acyklicznym. Z kolei graf jest połączony, jeśli istnieje „przejście” między dowolną parą wierzchołków w grafie.

Minimalne drzewo rozpinające (*Minimum Spanning Tree* – MST) ważonego krawędziowo grafu  $G$  jest acyklicznym i połączonym podgrafem  $G$ , którego suma wag krawędzi jest minimalna. Podgrafem grafu  $G$  jest taki graf, którego zbiór wierzchołków i krawędzi są podzbiorem odpowiednio zbioru wierzchołków oraz zbioru krawędzi grafu  $G$ .



**Rys. 1.** Przykład grafu ważonego, połączonego i cyklicznego (po lewej) oraz jego minimalne drzewo rozpinające (po prawej)

Źródło: Opracowanie własne.

Szereg czasowy minimalnych drzew rozpinających wygenerowano w sposób opisany poniżej. Macierz logarytmicznych stóp zwrotu na zamknięcie 30-minutowych interwałów par walutowych przekształcono w szereg macierzy korelacji między logarytmicznymi stopami zwrotu. Kolejne elementy szeregu wygenerowano z okien kroczących o długości 206 i krokiem równym 1 z macierzy logarytmicznych stóp zwrotu. Dobór długości okna przeprowadzono z wykorzystaniem zbadanego przypadku [Plerou i in., 2001] macierzy 6648 zwrotów 30-minutowych 1000 akcji, która w kontekście Teorii Macierzy Losowych została zweryfikowana jako macierz losowa. Iloraz  $Q = \frac{L}{N} = \frac{6648}{1000} = 6,448$  pozwala, przy ilości szeregów czasowych par walutowych  $N = 32$ , wyznaczyć długość okna w następujący sposób:  $L = Q \cdot N = 6,448 \cdot 32 = 206,336$ . Po zaokrągleniu  $L = 206$ . Ilość okien kroczących – długość szeregu macierzy korelacji między logarytmicznymi stopami zwrotu została wyznaczona ze wzoru:  $\left\lfloor \frac{n-w}{s} \right\rfloor + 1$ , gdzie  $n$  oznacza długość szeregów czasowych logarytmicznych stóp zwrotu cen zamknięcia par walutowych – 116207,  $w$  to długość okna, która jest równa 206, natomiast  $s$  jest długością kroku wynoszącą 1. Stąd ilość macierzy korelacji w szeregu wynosi 116002. Każda macierz korelacji została następnie przekształcona w macierz odległości poprzez przekształcenie poszczególnych wartości korelacji w odległości. W celu wygenerowania szeregu  $MST_t$  można zastosować miarę odległości  $d_k(i, j) = \sqrt{2[1 - \rho_k(i, j)]}$  [Mantegna, 1999; Onnela i in., 2003; Misuno, Takayasu i Takayasu, 2005; Naylor, Rose i Moyle, 2006; Eryigit

i Erygił, 2009] , gdzie  $d_k(i, j) \in [0, 2]$ , a indeks  $k$  oznacza numer okna<sup>3</sup>. Miara ta jest asymetryczna względem siły korelacji pomiędzy parami walutowymi. Jeśli  $\rho_k(i, j) = 1$ , wówczas odległość między elementami pary  $\{i, j\}$  wynosi 0, natomiast gdy  $\rho_k(i, j) = -1$ , to  $d_k(i, j) = 2$ . W tym artykule zastosowano symetryczną ze względu na siłę korelacji znormalizowaną miarę odległości w postaci:

$$d_k(i, j) = 1 - |\rho_k(i, j)|,$$

gdzie  $d_k(i, j) \in [0, 1]$ . Miara ta przyjmuje wartość 0 w przypadku gdy  $\rho_k(i, j)$  przyjmuje wartość ze zbioru  $\{-1, 1\}$  i wartość 1, jeśli  $\rho_k(i, j) = 0$ . Tak zdefiniowana miara odległości wskazuje, że im większa jest siła korelacji między kwotowaniami par walutowych, tym mniejsza odległość między tymi parami. W wyniku wspomnianego wyżej przekształcenia otrzymano szereg czasowy 116002 macierzy odległości między parami walutowymi. Ostatecznie z każdej macierzy odległości zostało wygenerowane MST z 26 wierzchołkami i 25 krawędziami i tym samym utworzono szereg czasowy składający się z 116002 MST –  $MST_t, t \in \{1, 2, \dots, 116002\}$ . Pierwsze drzewo w szeregu odpowiada momentowi, który jest 207 momentem, licząc od momentu 2007-01-03, godz. 00:00 UTC+01.

Każdy graf MST modeluje stan sieci par walutowych na zamknięcie kolejnego 30-minutowego interwału czasowego. Wierzchołkami grafu są poszczególne pary walutowe, a krawędzie oznaczają istnienie relatywnie małych odległości i tym samym dużych podobieństw pomiędzy tymi parami pod względem ich kwotowań na zamknięcie określonego interwału.

### 3. Szereg czasowy jednokrokowych współczynników przeżycia

Jednokrokowy współczynnik przeżycia (*Single-Step Survival Ratio* – SSSR) mierzy podobieństwo struktury kolejnych grafów:  $MST_{k-1}$  oraz  $MST_k$  w szeregu czasowym  $MST_t$  pod względem istnienia wspólnych krawędzi w tych grafach. Wspólna krawędź w dwóch grafach to taka krawędź, która łączy tę samą parę wierzchołków w jednym i drugim grafie. SSSR w chwili  $k$  jest definiowany jako:

$$SSSR_k = \frac{1}{N-1} |E_k \cap E_{k-1}|.$$

<sup>3</sup> Do wygenerowania każdego elementu szeregu  $MST_t$  – pojedynczego drzewa  $MST$ , został użyty algorytm Prima realizowany przez zastosowaną w tym celu funkcję środowiska R *mst* z pakietu *igraph*.

$E_{k-1}$  oraz  $E_k$  oznaczają odpowiednio zbiór krawędzi w drzewie  $MST_{k-1}$  i w  $MST_k$ , wielkość  $|E_k \cap E_{k-1}|$  jest równa ilości wspólnych krawędzi w kolejnych drzewach, natomiast  $N - 1$  to ilość krawędzi każdego grafu z szeregu czasowego  $MST_t$ . Jeśli wszystkie krawędzie w kolejnych grafach łączą te same pary wierzchołków, wówczas  $SSSR_k = 1$ . Brak wspólnych krawędzi w sąsiednich grafach (żadna para tych samych wierzchołków w kolejnych grafach nie jest połączona krawędzią) oznacza, że  $SSSR_k = 0$ .

Stosując jednokrokowy współczynnik przeżycia dla wszystkich par sąsiednich drzew szeregu czasowego  $MST_t$ , otrzymuje się szereg czasowy jednokrokových współczynników przeżycia:  $SSSR_t, t \in \{1, 2, \dots, 116001\}$ . Pierwszy jednokrokowy współczynnik przeżycia w szeregu przypada na moment, który jest 208 momentem, licząc od momentu 2007-01-03, godz. 00:00 UTC+01.

#### **4. Wpływ ogłoszenia NFP na rozkład elementów procesu logarytmicznych stóp zwrotu jednokrokowego współczynnika przeżycia**

Jednym z faktów stylizowanych charakteryzujących finansowe procesy stochastyczne jest stacjonarność logarytmicznych stóp zwrotu tych procesów. Sprawdzone zatem zostanie, czy proces  $(SSSR_t)$  jest stacjonarny i w przypadku gdyby okazał się niestacjonarny, zostanie zweryfikowana stacjonarność procesu logarytmicznych stóp zmian –  $(LR\_SSSR_t)$ . Procesy stacjonarne są również nazywane w literaturze [Brockwell i Davis, 1991, s. 12] m.in. procesami słabo stacjonarnymi albo stacjonarnymi w szerszym sensie. W procesach tego typu stałe są wartość oczekiwana i wariancja elementów szeregu, a kowariancja pomiędzy elementami dla dwóch różnych momentów w czasie zależy wyłącznie od różnicy czasu. Jeśli dwa elementy procesu mają inną wartość oczekiwaną lub wariancję, to mają też inne rozkłady. Istnieją rozkłady, dla których zmiana wartości oczekiwanej lub wariancji współwystępuje ze zmianami innych parametrów rozkładu, np. skośności lub kurtozy<sup>4</sup>. W rzeczywistych procesach stacjonarnych – określonych jako stacjonarne, z określonym prawdopodobieństwem mogą istnieć takie elementy procesu, które nie mają statystycznie identycznych wartości oczekiwanych i wariancji oraz ewentualnie innych charakterystyk rozkładu, np. skośności i kurtozy. W procesach statystycznie stacjonarnych można

<sup>4</sup> Istnieją też takie rozkłady, dla których skośność i kurtoza są stałe – nie mają związku ani z poziomem wartości oczekiwanej, ani wariancji. Należą do nich np. rozkłady normalny i wykładniczy.



taką sytuację uznać za anomalię. Wskazanie procesu stacjonarnego wśród procesów  $(SSSR_t)$  i  $(LR\_SSSR_t)$  może więc pozwolić na identyfikację w takim procesie anomalii w postaci różności rozkładów sąsiednich jego elementów i tym samym sprawdzić, czy element wybranego procesu przypadający na moment ogłoszenia NFP różni się pod tym względem od wcześniejszych elementów tego szeregu i od całego szeregu.

Powyższe rozważania prowadzą do sformułowania następujących hipotez badawczych:

- HIPOTEZA 1: Proces  $(X_t) \in \{(SSSR_t), (LR\_SSSR_t)\}$  jest stacjonarny.
- HIPOTEZA 2: Rozkład elementu wybranego procesu stacjonarnego w chwili ogłoszenia wskaźnika NFP różni się od rozkładu elementu poprzedniego:  $F_{X_{NFP\pm 0}} \neq F_{X_{NFP-30}}$  i kolejnych kilka elementów procesu na momenty wcześniejsze ma ten sam rozkład:  $F_{X_{NFP-k}} = F_{X_{NFP-k+30}}$ , gdzie  $k \in \{60, 120, 150\}$  i oznacza ilość minut.
- HIPOTEZA 3: Kilka kolejnych elementów wybranego procesu poprzedzających moment ogłoszenia NFP ma taki sam rozkład, jak rozkład wybranego procesu stacjonarnego:  $F_{X_{NFP-k}} = F_X$ ,  $k \in \{30, 60, 90, 120, 150\}$ , a rozkład elementu tego procesu w momencie ogłoszenia NFP jest różny od rozkładu tego szeregu:  $F_{X_{NFP\pm 0}} \neq F_X$ .  $X$  oznacza zmienną, której realizacją jest stacjonarny szereg  $X_t$ .

W celu zbadania wpływu ogłoszenia NFP na  $(SSSR_t)$  albo  $(LR\_SSSR_t)$  oraz weryfikacji powyższych hipotez przeprowadzono opisane poniżej czynności. Aby sprawdzić prawdziwość HIPOTEZY 1 zweryfikowano stacjonarność procesów:  $(SSSR_t)$  i  $(LR\_SSSR_t)$ . Do badania stacjonarności wykorzystano testy: ADF (test Augmented Dickeya-Fullera), PP (test Phillipsa-Perrona) oraz KPSS (test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina)<sup>5</sup>. Hipoteza zerowa dla testów ADF oraz PP ma postać  $H_0: (X_t) \sim I(1)$ , natomiast alternatywna  $H_1: (X_t) \sim I(0)$ , a w przypadku testu KPSS  $H_0: (X_t) \sim I(0)$  i  $H_1: (X_t) \sim I(1)$ .  $(X_t)$  oznacza badany proces stochastyczny –  $(X_t) \in \{(SSSR_t), (LR\_SSSR_t)\}$ ,  $(X_t) \sim I(0)$  wskazuje, że proces jest zintegrowany w stopniu zerowym – jest stacjonarny, natomiast jeżeli  $(X_t) \sim I(1)$ , to szereg jest zintegrowany co najmniej w stopniu pierwszym – nie jest stacjonarny.

W zidentyfikowanym jako stacjonarnym procesie stochastycznym – jednym z powyżej wymienionych, została zbadana zgodność rozkładów kolejnych par jego elementów włącznie z parą zawierającą element procesu na moment ogłoszenia

<sup>5</sup> Do przeprowadzenia testów: ADF, PP i KPSS wykorzystano funkcje środowiska R odpowiednio: *adf.test*, *pp.test* oraz *kpss.test* z domyślnymi argumentami. Funkcje te są zawarte w pakiecie *tseries*.

NFP. Do badania przyjęto następujące pary zmiennych:  $\{X_{NFP-150}, X_{NFP-120}\}$ ,  $\{X_{NFP-120}, X_{NFP-90}\}$ ,  $\{X_{NFP-90}, X_{NFP-60}\}$ ,  $\{X_{NFP-60}, X_{NFP-30}\}$  oraz  $\{X_{NFP-30}, X_{NFP\pm 0}\}$ . Indeks  $NFP - k$  wskazuje na moment  $k$  minut poprzedzający moment ogłoszenia NFP, który jest oznaczony jako  $NFP \pm 0$ . Na potrzeby weryfikacji statystycznej zgodności wymienionych par rozkładów – weryfikacja HIPOTEZY 2 dla  $k \in \{30, 60, 120, 150\}$ , sformułowano zestaw następujących hipotez:

$$\begin{aligned} H_0: F_{X_{NFP-k}} &= F_{X_{NFP-k+30}} \\ H_1: F_{X_{NFP-k}} &\neq F_{X_{NFP-k+30}} \end{aligned}$$

Każdy z elementów  $X_{NFP-k}$  oraz element  $X_{NFP\pm 0}$  składa się ze 111 realizacji, ponieważ tyle momentów ogłoszeń NFP spośród 117 pozyskanych obserwacji pokrywa się z momentami występującymi w procesach:  $(SSSR_t)$  i  $(LR\_SSSR_t)$ . Stąd badanie zgodności rozkładów w parach wskazanych zmiennych odbyło się dla poszczególnych zmiennych z wykorzystaniem prób o liczebności 111.

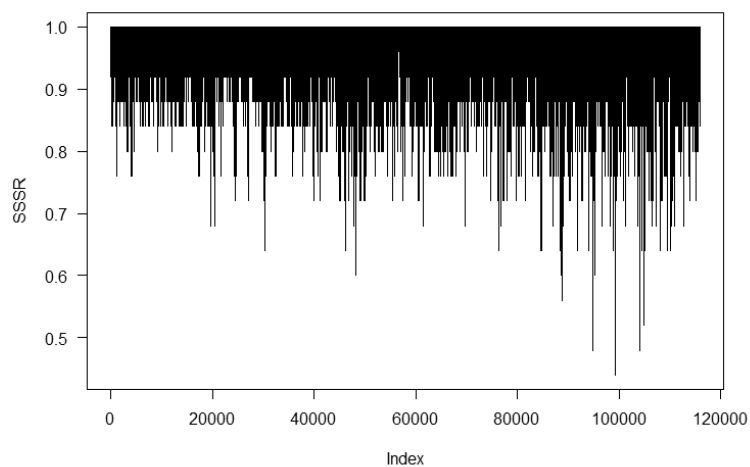
Dodatkowo zweryfikowano zgodności rozkładów sześciu elementów procesu  $(X_t) \in \{(SSSR_t), (LR\_SSSR_t)\}$ , począwszy od elementu 150 minut poprzedzającego moment ogłoszenia NFP do elementu przypadającego na moment ogłoszenia z rozkładem zmiennej  $X$ . Rozkład zmiennej  $X$  jest reprezentowany przez realizację procesu  $(SSSR_t)$  – szereg czasowy  $SSSR_t$  o długości 116001 albo realizację procesu  $LR\_SSSR_t$  – szereg czasowy  $LR\_SSSR_t$  o długości 116000. Dla wybranego procesu stacjonarnego jego szereg czasowy jest traktowany jako próba losowa z rozkładu zmiennej  $X$ . Próba ta składa się 116001 albo 116000 elementów. W tej części badania testy zgodności zostały więc przeprowadzone dla par:  $\{X_{NFP-150}, X\}$ ,  $\{X_{NFP-120}, X\}$ ,  $\{X_{NFP-90}, X\}$ ,  $\{X_{NFP-60}, X\}$ ,  $\{X_{NFP-30}, X\}$  i  $\{X_{NFP\pm 0}, X\}$ . Dla  $k \in \{30, 60, 120, 150\}$  zbiór hipotez testowych ma następującą postać:

$$\begin{aligned} H_0: F_{X_{NFP-k}} &= F_X \\ H_1: F_{X_{NFP-k}} &\neq F_X \end{aligned}$$

Badana zgodność dotyczy rozkładów dyskretnych. Wynika to z faktu, że zmienna  $SSSR_k$  (zdefiniowana w podpunkcie 3) jest dyskretna. Testowanie zgodności odbyło się za pomocą testu permutacyjnego ze statystyką t-Walsha<sup>6</sup>.

Weryfikacja statystyczna stacjonarności procesu  $(SSSR_t)$  została poprzedzona wizualizacją jego realizacji przedstawioną na rys. 2.

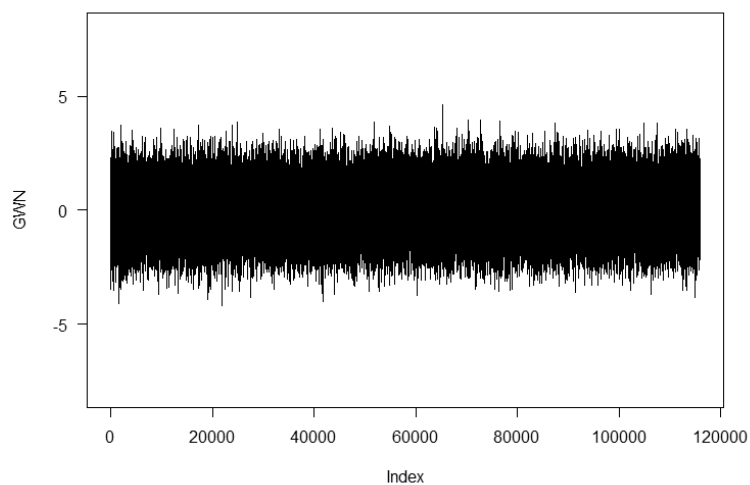
<sup>6</sup> Do przeprowadzenia testu permutacyjnego wykorzystano funkcję środowiska R *perm.t.test* z domyślnymi argumentami, z wyjątkiem argumentu  $B$  (został wybrany na poziomie 1000) wskazującego na ilość prób Monte Carlo w procedurze testowej. Funkcja *perm.t.test* jest częścią pakietu *Deducer*.



**Rys. 2.** Szereg czasowy procesu ( $SSSR_t$ )

Źródło: Opracowanie własne.

Wykres przedstawiony na rys. 2 wyraźnie odbiega swoim kształtem od kształtu typowego wykresu szeregu stacjonarnego, jakim jest realizacja białego szumu gaussowskiego, np. w postaci<sup>7</sup>  $GWN_t \sim N(0,1)$ . Szereg ten zilustrowano na rys. 3. Ocena wizualna wskazuje więc na niestacjonarność procesu ( $SSSR_t$ ).



**Rys. 3.** Realizacja białego szumu gaussowskiego:  $GWN_t \sim N(0,1)$

Źródło: Opracowanie własne.

<sup>7</sup> Ogólnie elementy procesu stochastycznego, jakim jest biały szum gaussowski, są definiowane następująco:  $GWN_t \sim N(0, \sigma^2)$ .

Testowanie stacjonarności procesu ( $SSSR_t$ ) za pomocą testów: ADF, PP oraz KPSS, mające na celu weryfikację HIPOTEZY 1, przyniosło rezultaty przedstawione w tabeli 1.

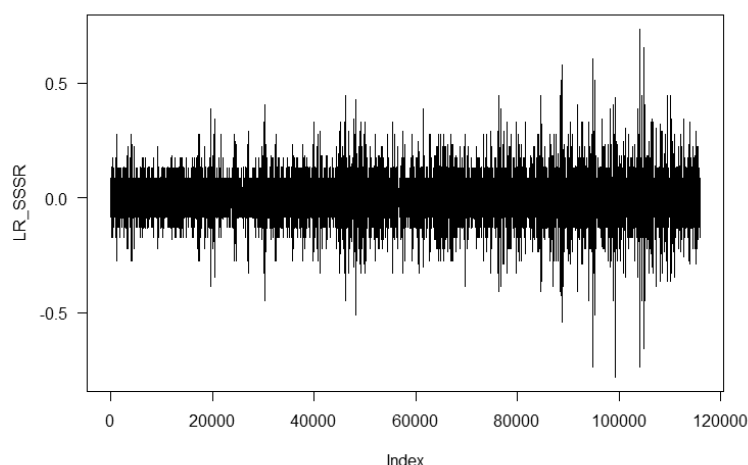
**Tabela 1.** p-value testów badających stacjonarność procesu ( $SSSR_t$ )

Test	ADF	PP	KPSS
p-value	< 0,01	< 0,01	< 0,01

Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie przeprowadzonych testów można stwierdzić, że na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  testy ADF i PP odrzucają hipotezę zerową o niestacjonarności procesu  $SSSR_t$ , natomiast test KPSS odrzuca hipotezę zerową o jego stacjonarności. Stąd wynika, że posługując się kryterium jednoznaczności wyników testów, nie można orzec o stacjonarności procesu ( $SSSR_t$ ).

Podczas analizy procesu ( $LR\_SSSR_t$ ) dokonano wstępnie prezentacji graficznej jego realizacji przedstawionej na rys. 4.



**Rys. 4.** Szereg czasowy procesu ( $LR\_SSSR_t$ )

Źródło: Opracowanie własne.

Widoczną cechą wspólną wykresów zaprezentowanych na rys. 3 i 4 jest oscylacja wartości poszczególnych szeregów wokół stałego poziomu. Na rysunku 4 można również dostrzec charakterystyczne dla finansowych szeregów czasowych klastry wariancji, jednak pomimo to wariancja jawi się jako stosunkowo stabilna. Ogląd kształtowania się zmian wartości realizacji procesu ( $LR\_SSSR_t$ ) wskazuje, że są podstawy do zidentyfikowania go jako procesu stacjonarnego.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki dodatkowych testów statystycznych pozwalających na weryfikację HIPOTEZY 1 – sprawdzających stacjonarność procesu ( $LR\_SSSR_t$ ).

**Tabela 2.** p-value testów badających stacjonarność procesu ( $LR\_SSSR_t$ )

Test	ADF	PP	KPSS
p-value	< 0,01	< 0,01	> 0,1

Źródło: Opracowanie własne.

Na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  testy: ADF oraz PP pozwalają na przyjęcie hipotezy o stacjonarności procesu ( $LR\_SSSR_t$ ) – testy te odrzucają hipotezę zerową o niestacjonarności, natomiast test KPSS nie odrzuca hipotezy zerowej o stacjonarności. Można więc na podstawie kryterium jednoznaczności wskazań testów stwierdzić, że badany proces jest stacjonarny. HIPOTEZA 1 o stacjonarności jednego z procesów: ( $SSSR_t$ ), ( $LR\_SSSR_t$ ) zostaje więc zweryfikowana pozytywnie.

Przed zaprezentowaniem wyników testów badających zgodność rozkładów w zakresie HIPOTEZY 2 i HIPOTEZY 3 w tabeli 3 przedstawiono niektóre charakterystyki rozkładów elementów procesu ( $LR\_SSSR_t$ ) w wybranych momentach czasu względem momentu ogłoszenia wskaźnika NFP.

**Tabela 3.** Charakterystyki elementów procesu ( $LR\_SSSR_t$ ) w wybranych momentach czasu względem momentu ogłoszenia wskaźnika NFP

Moment	Mediana	Średnia	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza
NFP – 150	0,00000000	0,001798	0,034042	-0,365465	7,638372
NFP – 120	0,00000000	0,002294	0,038326	0,010575	10,632898
NFP – 90	0,00000000	-0,003337	0,031350	-0,475280	4,920478
NFP – 60	0,00000000	0,004107	0,031874	0,573219	6,386306
NFP – 30	0,00000000	-0,009435	0,041118	-0,520773	5,563018
NFP±0	0,00000000	-0,045968	0,094199	-1,796423	6,290026
NFP + 30	0,00000000	0,035899	0,105724	1,573991	6,464361
NFP + 60	-0,04082199	-0,062494	0,113572	-2,551136	13,672434
NFP + 90	0,04082199	0,056447	0,122965	1,998305	10,899302
NFP + 120	0,00000000	0,009770	0,053430	0,898156	6,206553
NFP + 150	0,00000000	-0,001379	0,052651	-1,263667	6,489248

Źródło: Opracowanie własne.

Dane w tabeli 3 wskazują, że rozkład elementu procesu ( $LR\_SSSR_t$ ) w momencie ogłoszenia NFP –  $LR\_SSSR_{NFP\pm 0}$  różni się wyraźnie pod względem wartości średniej, odchylenia standardowego i skośności od elementów tego procesu poprzedzających ten moment. Średnia elementu procesu ( $LR\_SSSR_t$ ) w momencie  $NFP \pm 0$  co do wartości bezwzględnej jest o rząd wielkości więk-

sza od średniej dla elementów tego procesu w chwilach od  $NFP - 150$  do  $NFP - 30$  w odstępach 30-minutowych. Odchylenie standardowe jest w chwili ogłoszenia NFP ponad dwukrotnie większe od odchylenia standardowego każdego elementu procesu ( $LR\_SSSR_t$ ) na momenty poprzedzające wskazane w tabeli, natomiast skośność na moment  $NFP \pm 0$ , co do wartości bezwzględnej, jest ponad trzykrotnie większa od skośności elementów poprzedzających.

Tabela 4 przedstawia wyniki testu permutacyjnego badającego, w celu weryfikacji HIPOTEZY 2, zgodność kolejnych par rozkładów elementów procesu ( $LR\_SSSR_t$ ).

**Tabela 4.** p-value testu permutacyjnego weryfikującego zgodność rozkładów wybranych par elementów procesu ( $LR\_SSSR_t$ )

Testowana para	p-value
$\{LR\_SSSR_{NFP-150}, LR\_SSSR_{NFP-120}\}$	0,925075
$\{LR\_SSSR_{NFP-120}, LR\_SSSR_{NFP-90}\}$	0,260739
$\{LR\_SSSR_{NFP-90}, LR\_SSSR_{NFP-60}\}$	0,079920
$\{LR\_SSSR_{NFP-60}, LR\_SSSR_{NFP-30}\}$	0,003996
$\{LR\_SSSR_{NFP-30}, LR\_SSSR_{NFP\pm 0}\}$	0

Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie przedstawionych w tabeli 4 wyników testu można wnioskować (brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o identyczności rozkładów) na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ , że zmienne:  $LR\_SSSR_{NFP-150}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-120}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-90}$  oraz  $LR\_SSSR_{NFP-60}$  pochodzą z tego samego rozkładu, natomiast zmienna  $LR\_SSSR_{NFP-30}$  ma statystycznie ten sam rozkład, co wymienione zmienne na poziomie istotności  $\alpha < 0,003996$ . Warto tu zauważyć, że o zmiennej  $LR\_SSSR_{NFP\pm 0}$  wnioskuje się na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  ( $p - value = 0$ ), że ma ona inny rozkład niż zmienna bezpośrednio ją poprzedzająca –  $LR\_SSSR_{NFP-30}$ . Można stwierdzić (brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o identyczności rozkładów), że na poziomie istotności  $\alpha < 0,003996$  zmienne:  $LR\_SSSR_{NFP-150}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-120}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-90}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-60}$  i  $LR\_SSSR_{NFP-30}$  mają statystycznie ten sam rozkład i jest on inny niż rozkład zmiennej  $LR\_SSSR_{NFP\pm 0}$ . HIPOTEZA 2 zostaje tym samym pozytywnie zweryfikowana na poziomie istotności  $\alpha < 0,003996$ . Na poziomie istotności  $\alpha = 0.05$  nie można przyjąć HIPOTEZY 2, gdyż przy takim poziomie istotności zmienne  $LR\_SSSR_{NFP-150}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-120}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-90}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-60}$  mają ten sam rozkład, zmienna  $LR\_SSSR_{NFP-30}$  ma rozkład różny od wskazanych, natomiast zmienna  $LR\_SSSR_{NFP\pm 0}$  posiada rozkład inny niż  $LR\_SSSR_{NFP-30}$ . Wskazuje to jednak

na występowanie wyraźnych zmian w strukturze sieci par walutowych G10, nie tylko w 30-minutowym interwale bezpośrednio poprzedzającym moment ogłoszenia wskaźnika, ale również w okresie 30 minut, licząc od momentu na 60 minut przed tym ogłoszeniem.

Ostatni etap badań przeprowadzony w celu weryfikacji HIPOTEZY 3 został ukierunkowany na porównanie rozkładów wybranych zmiennych – elementów procesu  $(LR\_SSSR_t)$  na momenty:  $NFP - 150$ ,  $NFP - 120$ ,  $NFP - 60$ ,  $NFP - 30$  i  $NFP \pm 0$  z rozkładem zmiennej  $LR\_SSSR$ . Ze względu na to, że proces  $(LR\_SSSR_t)$  jest stacjonarny, rozkład zmiennej  $LR\_SSSR$  jest reprezentowany przez realizację procesu  $(LR\_SSSR_t)$  – szereg  $LR\_SSSR_t$ . Wyniki testu permutacyjnego przedstawiono w tabeli 5.

**Tabela 5.** p-value testu permutacyjnego weryfikującego zgodność rozkładów wybranych elementów procesu  $(LR\_SSSR_t)$  z rozkładem zmiennej  $LR\_SSSR$

Testowana para	p-value
$\{LR\_SSSR_{NFP-150}, LR\_SSSR\}$	0,601399
$\{LR\_SSSR_{NFP-120}, LR\_SSSR\}$	0,539461
$\{LR\_SSSR_{NFP-90}, LR\_SSSR\}$	0,223776
$\{LR\_SSSR_{NFP-60}, LR\_SSSR\}$	0,149850
$\{LR\_SSSR_{NFP-30}, LR\_SSSR\}$	0,013986
$\{LR\_SSSR_{NFP\pm 0}, LR\_SSSR\}$	0

Źródło: Opracowanie własne.

Rezultaty przeprowadzonego testu dla każdej z par zmiennych wskazanych w tabeli 5 pozwalają wnioskować (brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o identyczności rozkładów), że na poziomie istotności  $\alpha < 0,013986$  zmienne:  $LR\_SSSR_{NFP-150}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-120}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-90}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-60}$ ,  $LR\_SSSR_{NFP-30}$  mają statystycznie taki rozkład, jak zmienna  $LR\_SSSR$ , a rozkład zmiennej  $LR\_SSSR_{NFP\pm 0}$  jest różny od rozkładu zmiennej  $LR\_SSSR$ . Na tym poziomie istotności można wnioskować o prawdziwości HIPOTEZY 3. Przyjmując poziom istotności  $\alpha = 0,05$ , należy odrzucić HIPOTEZĘ 3, gdyż nie tylko zmienna  $LR\_SSSR_{NFP\pm 0}$  ma rozkład różny od rozkładu zmiennej  $LR\_SSSR$ , ale dotyczy to również zmiennej  $LR\_SSSR_{NFP-30}$ . Potwierdzone zostają tym samym sformułowane przy weryfikacji HIPOTEZY 2 wnioski o ewidentnych zmianach w dynamice sieci par walutowych w horyzoncie 60 minut przed ogłoszeniem wskaźnika NFP. Postawione hipotezy: HIPOTEZA 2 oraz HIPOTEZA 3 mogłyby więc zostać sformułowane bardziej radykalnie poprzez założenie o występowaniu wyprzedzających zmian w sieci G10 w horyzoncie poprzedzającym ogłoszenie wskaźnika NFP dłuższym niż 30 minut.

## Podsumowanie

Celem pracy było zbadanie, czy proces stochastyczny: jednokrokowy współczynnik przeżycia (SSSR) albo wskaźnik jego logarytmicznych zmian wykorzystany do opisu dynamiki zmian minimalnego drzewa rozpinającego (MST), zastosowanego jako model sieci par walutowych, ulega nietypowym zmianom pod względem rozkładu swoich elementów na skutek ogłoszenia wskaźnika Nonfarm Payrolls (NFP). Do konstrukcji minimalnego drzewa rozpinającego zastosowano symetryczną ze względu na korelację miarę podobieństwa pomiędzy kwotowaniami par walutowych, co stanowi inne od zazwyczaj stosowanego podejścia do budowy MST, w którym jest wykorzystywana asymetryczna ze względu na korelację miara odległości. Sprawdzono, że element procesu logarytmicznych stóp zmian SSSR jako procesu stacjonarnego na moment ogłoszenia NFP ma inny rozkład w stosunku do rozkładu elementu tego procesu w momencie na 30 minut przed ogłoszeniem NFP oraz że rozkład tego wcześniejszego elementu różni się od kilku jednakowych pod względem rozkładu elementów go poprzedzających. Może to oznaczać, że logarytmiczna stopa zmian SSSR ma charakter wyprzedzającego wskaźnika zmian struktury rynku walutowego wywołanych regularnymi i kalendarzowymi ogłoszeniami makroekonomicznymi. Nasuwają się zatem następujące pytania: czy stopa ta reaguje pod względem zmiany rozkładu swoich elementów na inne tego typu ogłoszenia makroekonomiczne i czy również w sposób wyprzedzający oraz jak zmienia się rozkład jej elementów w czasie po ogłoszeniu? Przeprowadzone w tym artykule badanie można powtórzyć i odpowiedzieć na zadane powyżej pytania dla uogólnienia wskaźnika SSSR, jakim jest wielokrokowy współczynnik przeżycia – Multi-Step Survival Ratio (MSSR).

## Literatura

- Almeida A., Payne R., Goodhart C. (1997), *The Effects of Macroeconomic News on High Frequency Exchange Rate Behaviour*, FMG Discussion Papers, Financial Markets Group.
- Bauwens L., Omrane W.B., Giot P. (2005), *News Announcements, Market Activity and Volatility in the Euro/Dollar Foreign Exchange Market*, "Journal of International Money and Finance", Vol. 24, Iss. 7, s. 1108-1125.
- Brockwell P.J., Davis R.A. (1991), *Time Series: Theory and Methods*, Springer-Verlag, New York.



- Edison H.J. (1997), *The Reaction of Exchange Rates and Interest Rates to News Releases*, "International Journal of Finance & Economics", Vol. 2(2), April 1.
- Eryigit M., Eryigit R. (2009), *Network Structure of Cross-correlations among the World Market Indices*, "Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications", Vol. 388, Iss. 17, s. 3551-3562.
- Gross J.L., Yellen J., Zhang P. (2013), *Handbook of Graph Theory*, Chapman and Hall/CRC, Boca Raton.
- Koh K., Dong F., Ng K.L., Tay E.G. (2015), *Graph Theory: Undergraduate Mathematics*, World Scientific Publishing Company, Singapore.
- Laakkonen H. (2004), *The Impact of Macroeconomic News on Exchange Rate Volatility*, No. 24, Research Discussion Papers, Bank of Finland.
- Mantegna R. (1999), *Hierarchical Structure in Financial Markets*, "The European Physical Journal B: Condensed Matter and Complex Systems", Vol. 11, Iss. 1, s. 193-197.
- Mizuno T., Takayasu H., Takayasu M. (2005), *Correlation Networks Among Currencies*, Papers, arXiv.org.
- Naylor M.J., Rose L., Moyle B.J. (2006), *Topology of Foreign Exchange Markets using Hierarchical Structure Methods*, Papers, arXiv.org.
- Omrane W.B., Hafner C. (2015), *Macroeconomic News Surprises and Volatility Spillover in Foreign Exchange Markets*, "Empirical Economics", Vol. 48, Iss. 2, s. 577-607.
- Onnela J.-P., Chakraborti A., Kaski K., Kertész J. (2003), *Dynamic Asset Trees and Black Monday*, "Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications", Vol. 324, Iss. 1, s. 247-252.
- Onnela J.-P., Chakraborti A., Kaski K., Kertész J., Kanto A. (2003), *Asset Trees and Asset Graphs in Financial Markets*, "Physica Scripta", Vol. T106, s. 48-54.
- Plerou V., Gopikrishnan P., Rosenow B., Amaral L.A.N., Guhr T., Stanley H.E. (2001), *A Random Matrix Approach to Cross-Correlations in Financial Data*, "Physical Review", E 65, 066126.
- Rosa C. (2013), *The Financial Market Effect of FOMC Minutes*, "Economic Policy Review", Issue Dec., s. 67-81.
- Voloshin V.I. (2009), *Introduction to Graph Theory*, Nova Science Publishers, New York.
- Yamarone R. (2017), *The Economic Indicator Handbook: How to Evaluate Economic Trends to Maximize Profits and Minimize Losses*, 1st edition, Bloomberg Press.
- [www 1] <https://www.fxstreet.com/economic-calendar/event/9cdf56fd-99e4-4026-aa99-2b6c0ca92811> (dostęp: 27.11.2016).
- [www 2] <http://www.strategyquant.com/tickdownloader/> (dostęp: 27.11.2016).
- [www 3] <https://www.bls.gov/bls/news-release/empisit.htm> (dostęp: 27.11.2016).

---

**EXAMINING THE RESPONSE OF THE G10 CURRENCY MARKET  
STRUCTURE TO MACROECONOMIC SIGNALS WITH THE USE  
OF MINIMUM SPANNING TREES ON THE EXAMPLE OF THE RELEASES  
OF THE NONFARM PAYROLLS INDICATOR**

**Summary:** The partial purpose of this paper is to examine the stationarity of stochastic processes: the single-step survival ratio (SSSR) and logarithmic rate of change in the SSSR. These processes reflect the dynamics of a minimum spanning tree (MST) which is used in this research to model the structure of the network of G10 currency pairs. The main objective is to investigate the reaction to the announcement of the Nonfarm Payrolls indicator (NFP) of one of the above listed processes which has been identified as a stationary process and thereby verify the impact of this announcement on the change in the structure of the above mentioned network. Realization of this objective has allowed concurrently for verification of the research method utilizing MST. For this study, quotations of 26 currency pairs at 30-minute intervals have been selected and 111 moments when the NFP were released have been applied. For the construction of the minimum spanning tree, as to correlation, a symmetric distance measure between the quotes of currency pairs has been exploited which is different from such an approach, which uses, in terms of the correlation, an asymmetric distance measure. It has been shown that the logarithmic rate of change in the SSSR is a stationary process and that the release of the NFP triggers the leading changes in: this process, and thereby in the structure of the network of G10 currency pairs.

**Keywords:** event studies, exchange rates, graph theory, time series.