

## Indeks stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych w Polsce

Nadesłany: 07.11.16 | Zaakceptowany do druku: 25.11.16

**Igor Kravchuk\***

Celem badania jest weryfikacja zakłóceń na rynku zbywalnych instrumentów finansowych w Polsce na podstawie szacunków kompozytowego indeksu stresu, który obejmuje wskaźniki dotyczące rynku akcji (zmienność, płynność, CMAX na podstawie indeksu giełdowego WIG), rynku obligacji (zmienność rentowności 10-letnich obligacji skarbowych, ich płynność, spread suwerenny oraz krzywej rentowności) i rynku derywatów (zmiana liczby otwartych pozycji oraz wolumenu na rynku kontraktów terminowych i opcji). Przeprowadzona analiza wartości indeksu w latach 2007–2015 potwierdza skuteczność indeksu stresu (FIMSI) w rozpoznaniu zakłóceń na rynku (kiedy wartość indeksu przekracza trend długoterminowy więcej niż o jedno odchylenie standardowe).

**Słowa kluczowe:** indeks stresu, rynek zbywalnych instrumentów finansowych, stabilność finansowa, płynność rynkowa, zmienność rynku.

## Stress Index in the Negotiable Financial Instruments Market in Poland

Submitted: 07.11.16 | Accepted: 25.11.16

The aim of the study is to verify the turbulence in the negotiable financial instruments market in Poland, by evaluating the composite stress index, which includes indicators concerning the stock market (volatility, liquidity, CMAX based on stock index WIG), the bond market (volatility of 10-year Treasury bonds, their liquidity, the sovereign spread and the yield curve spread) and the derivatives market (the change in the number of open positions and volume in the futures and options market). The analysis of index values for the years 2007–2015 confirms the robustness of the stress index (FIMSI) in the diagnosis of stresses in the market (when the index value exceeds the long-term trend by more than 1 standard deviation).

**Keywords:** stress index, negotiable financial instruments market, financial stability, market liquidity, market volatility.

**JEL:** C43, G01, G10.

---

\* **Igor Kravchuk** – dr, Tarnopolski Narodowy Uniwersytet Ekonomiczny (Ukraina), Uniwersytet Warszawski, Wydział Zarządzania (staż habilitacyjny).

Adres do korespondencji: ul. Małyszka, 1/36, Tarnopol, Ukraina, 46011; e-mail: igskrav@gmail.com.

## 1. Wprowadzenie

Zapewnienie zrównoważonego rozwoju gospodarki wymaga wspierania stabilności systemu finansowego, który jest podstawowym źródłem finansowania sektora realnego, zwłaszcza przy realizacji programów inwestycyjnych.

System finansowy z instytucyjnego punktu widzenia w teorii (Schinasi, 2004; Holló, Kremer i Lo Duca, 2012) i praktyce (ECB, 2009) rozpatrywano jako całość instytucji finansowych, rynków finansowych oraz infrastruktury finansowej. Rynki finansowe, zwłaszcza rynki zbywalnych instrumentów finansowych (papierów wartościowych i derywatów), są immanentnym elementem systemu finansowego, ich stabilność odzwierciedla oczekiwania inwestorów o przyszłym stanie gospodarki i w efekcie determinuje atrakcyjność inwestycyjną kraju.

Stabilność rynku zbywalnych instrumentów finansowych możemy definiować jako normalny stan rynku, który cechuje się niewielką dywergencją cen zbywalnych instrumentów finansowych od trendu długoterminowego, brak dużych fluktuacji wolumenów obrotów, wystarczający poziom płynności rynku, zdolność uczestników rynku do absorpcji negatywnych oddziaływań wstrząsów i niegenerowanie negatywnych efektów zewnętrznych przy niekorzystnych sytuacjach gospodarczych lub finansowych, a również przy materializacji ryzyka systemowego.

Różne efekty (asymetria informacyjna, homogeniczność zachowania inwestorów, wysoki apetyt do ryzyka itp.) mogą negatywnie wpływać na rynki i zwiększać ich kruchość, czyli czułość na ewentualne wstrząsy, które powodują niestabilność (duże odchylenia od długoterminowego trendu wartości agregowanej podstawowych wskaźników stabilności rynku).

Na podstawie prac Louzisa i Vouldisa (2013), Holló i in. (2012), Kliensena, Owyanga i Vermanna (2012), Balakrishnana, Danningera, Elekdaga i Tytella (2009), Hakkio i Keetona (2009), Aspachsa, Goodharta, Tsomocosa i Zicchino (2007), Borio i Lowe (2002), Borio (2004), Borio i Lowe (2004) możemy wymienić szereg cech stresu jako wielowymiarowego problemu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych, co pozwoli uniknąć błędów utożsamiania stresu oraz immanentnych dla rynku wahań:

- zwiększenie liczby restrukturyzacji dotyczących obrotu instrumentów dłużnych, wysokie prawdopodobieństwo niewypłacalności lub oczekiwania niskich zysków i dywidend od emitentów papierów wartościowych;
- duże wahania cen rynkowych (wzrost zmienności aktywów finansowych);
- zniknięcie (*vanishing*) płynności (wzrost spreadów za ryzyko, premii za płynność);
- ostry wzrost ryzyka kontrahenta, zwłaszcza na rynku derywatów (które w swojej istocie są umowami);
- wzrost niepewności o wartości fundamentalne aktywów, o zachowaniu inwestorów;
- zwiększenie asymetrii informacji;

- *flight to quality* – zmniejszenie gotowości utrzymywania aktywów ryzykownych, czyli wzrost awersji do ryzyka;
- *flight to home* – zmniejszenie inwestycji na rynkach zagranicznych i przekierowanie środków do lokowania w instrumenty rynków wewnętrznych (wzrost *home bias*);
- wzrost krótkiej sprzedaży zbywalnych instrumentów finansowych.

Jednym z ważnych zadań instytucji regulacyjnych ma być monitorowanie rynków w kwestii poziomu ich kruchości, rozwoju niestabilności pod wpływem egzo- czy endogenicznych wstrząsów.

Dlatego celem niniejszej pracy jest weryfikacja zakłóceń na rynku zbywalnych instrumentów finansowych w Polsce na podstawie opracowania kompozytowego indeksu stresu, uwzględniając doświadczenie innych badaczy w tej płaszczyźnie. W kontekście celu badawczego postawiono hipotezę badawczą, że epizody niestabilności na rynku zbywalnych instrumentów finansowych w Polsce są w większości spowodowane zakłóceniami na międzynarodowych rynkach kapitałowych.

Podstawowym działaniem przy opracowaniu indeksów stresu na rynkach zbywalnych instrumentów finansowych jest selekcja odpowiednich zmiennych oraz wybór metody obliczania indeksu kompozytowego, co pozwoli ujawnić szczegółowość kwantyfikacji zakłóceń, uwzględniając poziom rozwoju rynku, dostępność oraz operatywność danych o sytuacji bieżącej na rynku.

Uwzględniając duże doświadczenie na poziomie międzynarodowym (Hakkio i Keeton, 2009; Islami i Kurz-Kim, 2013; Vermeulen i in., 2015; Balakrishnan i in., 2009; Slingenberg i De Haan, 2011; Cardarelli, Elekdağ i Lall, 2011; Oet, Dooley i Ong, 2015; Holló i in., 2012) dotyczące konstruowania indeksów stresu finansowego, zastosujemy następujące kryteria selekcji zmiennych:

- każda ze zmiennych powinna charakteryzować odpowiednio sytuację na rynku akcji, dłużnych papierów wartościowych lub derywatów;
- horyzont czasowy dostępności danych – najbardziej pożądane i dopuszczalne jest stosowanie danych codziennych, jednak realizacja tego kryterium napotyka wiele problemów, zwłaszcza na rynku pochodnych instrumentów finansowych w Polsce publicznie dostępne są tylko miesięczne dane historyczne, dlatego indeks kompozytowy będzie obliczany w interwale miesięcznym; ponadto dane rynkowe powinny być dostępne od 2007 r., żeby sprawdzić skuteczność indeksu w odzwierciedleniu światowego kryzysu finansowego;
- zmienne powinny być kompatybilne oraz związane z rozpoznaniem stresu na rynku; zmienne muszą bazować na cenach rynkowych, rentowności lub liczbie instrumentów finansowych, ponieważ wskaźniki te odzwierciedlają ogromny zbiór informacji (w tym w stosunku do oczekiwań inwestorów) i najszybciej reagują na zmiany warunków finansowych w wyniku wstrząsu;
- należy unikać powielania (*parsimony*), czyli zmienne nie mogą opisywać identycznych procesów na rynku.

Głównymi wskaźnikami, które charakteryzują istnienie (lub naruszenie) stabilności na rynku, są zmienność (*volatility*) i płynność, dlatego wyszukiwanie i dobór historycznych danych rynkowych dokonuje się właśnie dla obliczenia tych wskaźników.

Zmienność pozwala ocenić wahania rentowności zbywalnych instrumentów finansowych i określić poziom zakłóceń na rynku. Niektóre z metod oceny zmienności, a mianowicie zmienność implikowana (*implied volatility*), warunkowa (na podstawie GARCH) i realizowana (*realized volatility*), są stosowane do obliczenia indykatorów rynkowych przy opracowaniu indeksów stresu finansowego (tabela 1).

Autorzy	Implied volatility	GARCH (1,1)	Realized volatility
Illing i Liu (2003)		+	
Nelson i Perli (2006)	+		
Hakkio i Keeton (2009)	+		
Islami i Kurz-Kim (2013)	+		
Vermeulen i in. (2015)		+	
Balakrishnan i in. (2009)		+	
Park i Mercado (2013)		+	
Slingenberg i De Haan (2011)			
Cardarelli i in. (2011)		+	
Oet i in. (2015)			
Holló i in. (2012)			+
Kliesen i Smith (2010)	+		
Louzis i Vouldis (2013)		+	+
Lo Duca i Peltonen (2011)			+
Duprey, Klaus i Peltonen (2015)			+

Tab. 1. Metody obliczenia zmienności przy konstruowaniu indeksów stresu finansowego. Źródło: opracowanie własne.

Wskaźnik zmienności realizowanej charakteryzuje się znacznie większą czułością na zmiany dynamiki cenowej i obecnością dużej liczby wahań zmienności, co może być objaśnione obliczeniem zmienności na podstawie danych *intraday*. Dlatego odzwierciedla się dużo fluktuacji szumowych, co komplikuje interpretację wskaźnika. W pracy Liu i Yiu (2013), stosując metodę Monte Carlo, przeprowadzono porównywanie empiryczne różnych rodzajów zmienności i otrzymano wyniki, że kiedy

dostępne są tylko dane dzienne (bez uwzględnienia skoków cen *overnight*), to ocena warunkowej zmienności jest lepsza aniżeli ocena zmienności realizowanej.

Ponadto wadą stosowania metody zmienności realizowanej dla różnych instrumentów finansowych jest potrzeba zdobycia znacznego zbioru danych *intraday*, które nie zawsze są publicznie dostępne w interwałach wysokiej częstotliwości.

Dlatego przy opracowaniu indeksu stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych będą stosowane wartości wskaźnika zmienności warunkowej na podstawie procesu GARCH.

Zasadniczym wskaźnikiem, który opisuje stan rynku zbywalnych instrumentów finansowych, jest również płynność, na której przeprowadzono cały szereg badań akademickich, jednak – jak zauważa Baker (1996) – „nie ma jednej, jednoznacznej, teoretycznie prawidłowej lub uniwersalnej definicji płynności”. W celu uwzględnienia zmian płynności przy opracowaniu indeksu zakłóceń na rynku będzie stosowany współczynnik skuteczności rynkowej (*market efficiency coefficient*) zaproponowany przez Hasbroucka i Schwartza (1988), który jest jednym z najpopularniejszych wskaźników płynności dla odzwierciedlenia odporności rynku (*resiliency*).

Do analizy sytuacji zakłóceń na rynku będzie również stosowany współczynnik CMAX (*cumulative maximum loss*) zaproponowany przez Patela i Sarkara (1998) do identyfikacji kryzysów na rynku akcji. Tym miernikiem posługiwano się przy opracowaniu indeksów stresu finansowego w pracach Illinga i Liu (2003), Holló i in. (2012), Duprey i in. (2015), Louzisa i Vouldisa (2013). Wskaźnik oblicza się jako stosunek bieżącej wartości indeksu giełdowego do jego wartości maksymalnej w odpowiednim okresie:

$$\text{CMAX}_i = x_t / \max[x \in x_{t-1} \mid j = 0, 1, \dots, T], \quad (1)$$

gdzie:

$x$  – wartość indeksu giełdowego,

$T$  – okno czasowe.

Illing i Liu (2003) używają jako  $T$  jeden rok, Holló i in. (2012) oraz Duprey i in. (2015) – dwa lata. Niska wartość współczynnika świadczy o niestabilności finansowej.

Przy obliczeniach indeksów w celu zapewnienia kompatybilności danych przeprowadza się ich standaryzację. Większość opracowanych indeksów stresu finansowego (Hakkio i Keeton, 2009; Vermeulen i in., 2015; Balakrishnan i in., 2009; Slingenberg i De Haan, 2011) konstruowano, używając normalizacji (*z-score*), która bazuje na rozkładzie normalnym zmiennej. Jeżeli nie potwierdza się istnienie rozkładu normalnego, lepiej używać CDF (*cumulative density function*), która bazuje na obliczeniu rangi wartości wskaźników i ich transformacji w interwale wartości od 0 do 1.

Agregowanie wskaźników odbywa się przez stosowanie: (1) równych wag (Islami i Kurz-Kim, 2013; Vermeulen i in., 2015; Balakrishnan i in., 2009; Slingenberg i De Haan, 2011; Lo Duca i Peltonen, 2011); (2) ważenia na podstawie kredytów, zwłaszcza wykorzystując względny rozmiar poszczególnych rynków (Illing i Liu, 2003; Oet i in., 2015); (3) ważenia opartego na teorii portfelowej (Holló i in., 2012; Louzis i Vouldis, 2013; Duprey i in., 2015); (4) analizy głównych składowych (Hakkio i Keeton, 2009; Park i Mercado, 2013; Oet i in., 2015; Kliesen i Smith, 2010). W badaniu zostanie wykorzystana metoda równych wag.

## 2. Metoda badania

W celu rozpoznania zakłóceń na rynku zbywalnych instrumentów finansowych spróbujemy skonstruować kompozytowy indeks stresu rynku (FIMSI – *financial instrument markets stress index*), który obejmuje subindeksy rynku akcji (EMSI – *equity market stress index*), dłużnych papierów wartościowych (DSMSI – *debt securities market stress index*) oraz derywatów (DrMSI – *derivatives market stress index*):

$$FIMCI_i = \sum_{i=1}^n \frac{EMSI_i + DSMSI_i + DrMSI_i}{3}. \quad (2)$$

Zaproponowany FIMSI wyróżnia się następującymi cechami: dotyczy wyłącznie rynków zbywalnych instrumentów finansowych; uwzględnia zmiany płynności rynkowej; odzwierciedla fluktuacje na rynku pochodnych instrumentów finansowych.

Kalkulacja indeksu kompozytowego również charakteryzuje się pewnymi ograniczeniami. Należą do nich: uśrednienie danych, niska częstotliwość ujawniania poszczególnych danych rynkowych, niemożliwość dołączania niektórych wskaźników do składu indeksu z powodu braku publicznie dostępnej informacji (w retrospektywie) o dynamice ich wartości.

Subindeks rynku akcji (EMSI) obejmuje następujące mierniki:

1. Zmienność stopy zwrotu indeksu giełdowego WIG, który jest „zero-kim” indykatorem rynku, ponieważ zawiera wszystkie akcje notowane na Rynku Głównym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie (na dzień 13.09.2016 r. – 392 akcje). W Polsce działa tylko jedna giełda, dlatego dane są reprezentatywne i odzwierciedlają sytuację na polskim rynku akcji. Aby uzyskać wartości zmienności, użyto pakietu ekonometrycznego *Gretl*. Na pierwszym etapie obliczono logarytmiczną stopę zwrotu indeksu WIG<sup>1</sup>. Dalej szereg czasowy sprawdzono na stacjonarność za pomocą testu ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Statystyka testu wynosi  $-10,38$  i jest mniejsza od wartości krytycznej, czyli szereg danych stóp zwrotu indeksu WIG stacjonarny. Następny etap przewidywał budowanie modelu

autoregresji pierwszego rzędu (AR1), reszty (składnik losowy  $\varepsilon$ ), które stosowano jako dane wejściowe do procesu GARCH (1,1). W wyniku stosowania metody największej wiarygodności uzyskano model GARCH, za pomocą którego obliczono codzienne wartości wariancji warunkowej w wybranym okresie.

2. Miernik CMAX na podstawie wartości indeksu giełdowego WIG z jednorocznym oknem czasowym.
3. Współczynnik skuteczności rynkowej (MEC) w celu uwzględnienia zmian płynności, który oblicza się jako stosunek wariancji rentowności w „długim” okresie  $[Var(R_t)]$  do wariancji rentowności w „krótkim” okresie  $[Var(r_t)]$ :

$$MEC = \frac{Var(R_t)}{T \cdot Var(r_t)}. \quad (3)$$

Uwzględniając prace Hasbroucka i Schwartza (1988), Sarra i Lybeka (2002, s. 14) obrachunki wskaźnika MEC będą dokonywane jako stosunek dwudniowej do jednodniowej wariancji logarytmu stóp zwrotu indeksu WIG. Zmienność obliczono na podstawie GARCH (1,1).

Subindeks akcji można usprawnić poprzez dołączenia miernika, który charakteryzuje korelację pomiędzy indeksem WIG a indeksem skarbowych papierów wartościowych. Podobny wskaźnik zaproponowano w pracy Hakkio i Keetona (2009). Negatywna korelacja pomiędzy rynkiem akcji i rynkiem skarbowych obligacji lub bonów może świadczyć o stresie finansowym. Indeks skarbowych papierów wartościowych dla Polski (*TBSP.Index*) oblicza Bond-Spot (jednostka GPW), jak również indeks *Thomson Reuters Poland 10 Years Government Benchmark Thomson Reuters* oblicza Thomson Reuters, jednak dane historyczne dostępne są tylko od 2011 r., a jednym z zadań konstruowania indeksu stresu rynku jest sprawdzanie jego skuteczności na podstawie *event study* podczas światowego kryzysu finansowego w latach 2008–2009.

Subindeks rynku dłużnych papierów wartościowych (DSMSI) konstruowany jest na podstawie następujących wskaźników:

1. Suwerenny spread – różnica rentowności dziesięcioletnich obligacji skarbowych Polski i USA. Biorąc pod uwagę, że polski rynek należy do *emerging market*, ryzyko inwestycji jest wyższe niż w krajach rozwiniętych. Im wyższy spread, tym większe ryzyko, co będzie świadczyć o pogorszeniu sytuacji finansowej na rynku długu w Polsce.
2. Zmienność rentowności dziesięcioletnich obligacji skarbowych w Polsce. Obliczenia dokonano na podstawie procesu GARCH (1,1) codziennej zmiany rentowności ( $\Delta r$ ). Używanie właśnie dziesięcioletnich obligacji można wytłumaczyć zdaniem Illing i Liu (2003), że długoterminową rentowność należy rozpatrywać jako równoważną do rynku rządowych papierów wartościowych.



3. Współczynnik skuteczności rynkowej (MEC) w celu uwzględnienia zmian płynności.
4. Spread krzywej rentowności – różnica rentowności dziesięcioletnich i dwuletnich obligacji skarbowych, ponieważ dane o rentowności krótkoterminowych bonów skarbowych nie są dostępne dla całego okresu (od 2007 r.) do konstruowania indeksu stresu. W 2012 r. emisję bonów zawieszono i ponownie odnowiono na początku 2016 r. Jeżeli krzywa rentowności jest odwrócona (rentowność krótkoterminowych dłużnych papierów wartościowych wyższa niż rentowność długoterminowych), świadczy to o istnieniu sytuacji stresowych na rynkach finansowych. Ten wskaźnik również jest uważany za indyktor prognostyczny wystąpienia recesji (Estrella i Mishkin, 1996).

Istniejąca sytuacja (luka w ciągłości danych o rentowności bonów skarbowych) doprowadziła również do braku możliwości odzwierciedlenia w subindeksie wpływu zmian rentowności krótkoterminowych zbywalnych instrumentów finansowych (ryнку pieniężnego). Ponadto w Polsce publicznie nie jest dostępna zagregowana informacja dotycząca wskaźników rentowności wysokodochodowych (spekulacyjnych) obligacji korporacyjnych.

Subindeks rynku derywatów (DrMSI) obejmuje następujące wskaźniki:

1. Wartość bezwzględna zmiany liczby otwartych pozycji (kontraktów terminowych i opcji) na GPW.
2. Wartość bezwzględna zmiany wolumenu na rynku kontraktów terminowych i opcji na GPW.

Pomiędzy wskaźnikami rynku derywatów prawie nie ma korelacji ( $-0,03$ ) i spełnione jest kryterium unikania powielania przy selekcji wskaźników.

Dalej wszystkie mierniki rynków zbywalnych instrumentów finansowych standaryzowano za pomocą CDF, ponieważ dla większości wskaźników, które będą stosowane do konstruowania indeksu stresu, nie potwierdza się istnienie rozkładu normalnego (tabela 2), zwłaszcza nie możemy odrzucić hipotezy o rozkładzie normalnym ( $p\text{-value} > 0,05$ ) tylko dla wskaźników MEC, a dla spreadu suwerennego i mierników rynku pochodnych instrumentów finansowych wartości testów są niejednoznaczne (różne wyniki testów Shapiro-Wilka i Kolmogorova-Smirnova).

Do wskaźników CMAX, MEC i spreadu krzywej rentowności użyto inwersji, ponieważ kierunek ich zmian (zmniejszenie wartości), który informuje o ewentualnej niestabilności na rynku, jest odwrotny do kierunku zmian wskaźników zmienności itp. (wzrost wartości).

Transformowane mierniki (elementy indeksu stresu) obliczono w następujący sposób (Holló i in., 2012, s. 15):

$$z_t = F_n(x_t) = \begin{cases} \frac{r}{n} & \text{dla } x_{[r]} \leq x_t < x_{[r+1]}, \quad r = 1, 2, \dots, n-1, \\ 1 & \text{dla } x_t \geq x_{[n]} \end{cases}, \quad (4)$$



gdzie:

$z_t$  – transformowana wartość poszczególnego wskaźnika,

$x_t$  – wartość początkowa w okresie  $t$ ,

$r$  – numer wartości wskaźnika w próbie po obliczeniu rangi.

Standaryzowane wskaźniki agregowano w subindeksy oraz indeks kompozytowy stresu rynku, stosując równe wagi dla składników indeksów.

Wskaźnik	p-value	
	Test Shapiro-Wilka	Test Kolmogorova-Smirnova
Zmienność indeksu WIG	0,0	0,00025
MEC dla indeksu WIG	<b>0,254398</b>	<b>0,471338</b>
CMAX	0,0	0,0000888176
Zmienność rentowności 10-letnich obligacji skarbowych	0,0	0,000122934
MEC dla 10-letnich obligacji skarbowych	<b>0,173625</b>	<b>0,742959</b>
Spread suwerenny	0,000120338	<b>0,237756</b>
Spread krzywej rentowności	0,0	0,036128
Zmiana liczby otwartych pozycji (kontraktów terminowych i opcji)	0,00000135064	<b>0,0743757</b>
Zmiana wolumenu na rynku kontraktów terminowych i opcji	0,0	<b>0,174184</b>

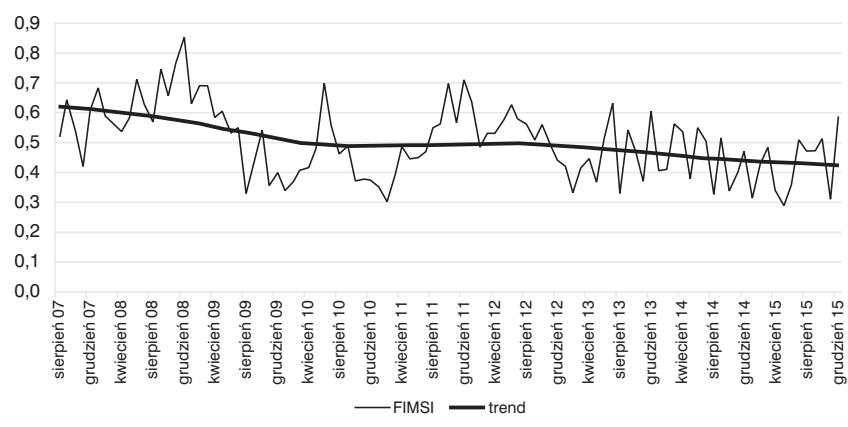
Tab. 2. Testy na rozkład normalny (p-value) wskaźników indeksu stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych z przedziałem ufności 95%. Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie prac Cardarelli i in. (2011, s. 81) oraz Parka i Mercado (2013, s. 11) zastosowano podejście, według którego identyfikowano stres finansowy, kiedy wartość indeksu przekracza trend długoterminowy więcej niż o jedno odchylenie standardowe. W celu określenia trendu długoterminowego użyto filtra Hodricka–Prescotta (HP) z wartością współczynnika  $\lambda$  dla danych miesięcznych na poziomie 14 400 (Hodrick i Prescott, 1997). Epizody stresowe obejmują również czas wewnątrz okresów stresu według poleceń Parka i Mercado (2013, s. 11). Zwłaszcza, jeżeli w marcu i maju 2009 r. rozpoznano stres, wtedy kwiecień również będzie stresowy.

### 3. Wyniki badania

Analiza miesięcznego indeksu stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych (rysunek 1) pozwoliła zidentyfikować 34 sytuacje stresowe (nie licząc miesięcy, które są wewnątrz okresów stresowych i w odniesieniu

do których wahanie indeksu nie przekracza jednego odchylenia standardowego od trendu) w okresie od sierpnia 2007 roku do grudnia 2015 roku (101 wartości indeksu).



Rys. 1. Dynamika kompozytowego indeksu stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych w Polsce. Źródło: opracowanie własne.

Epizody zakłóceń (z których większość była spowodowana czynnikami zewnętrznymi) na polskim rynku zbywalnych instrumentów finansowych obejmują następujące okresy (tabela 3):

1. Styczeń 2008 r., zwłaszcza 21 stycznia odnotowano największy spadek cen na rynkach europejskich od 11 sierpnia 2001 r. (EURO STOXX50 zniżył o 7,6%). Polski WIG w ten dzień stracił 5,7%.
2. Czerwiec 2008 r., wrzesień 2008 r.–maj 2009 r. W tym okresie subindeksy dla rynku akcji (EMSI) i dla rynku dłużnych papierów wartościowych osiągnęły maksymalne średnie wartości (od 2007 r. do 2015 r.) – odpowiednio 0,77 i 0,73. Największą wartość kompozytowego indeksu stresu odnotowano w grudniu 2008 r. – 0,85. Epizod (wrzesień 2008 r.–maj 2009 r.) charakteryzuje się ostrą fazą kryzysu finansowego na rynkach międzynarodowych, zwłaszcza mamy tu upadłość banków Lehman Brothers (15 września), Washington Mutual i Wachovia (28–29 września), informację o problemach trzech największych banków Islandii – Glitnir, Kaupthing i Landsbanki (7–8 października) oraz inne turbulencje finansowe. Na początku 2009 r. Commerzbank (8 stycznia) ogłosił częściową nacjonalizację, banki Deutsche Bank, Credit Suisse, Royal Bank of Scotland i in. raportowały o dużych stratach. W Polsce rozwija się stres na rynku instrumentów pochodnych, zwłaszcza opcji walutowych. Spółka „Odlewnie Polskie” pierwsza składa wniosek o upadłość z powodu transakcji na opcjach walutowych. Od września do końca grudnia 2008 r. indeks WIG stracił 35,6%, a od września 2008 r. do końca maja 2009 r. – 27,35%.

Okres	Wartości indeksów (średnie)			
	FIMSI	Subindeksy		
		EMSI	DSMSI	DrMSI
Styczeń 2008 r.	0,68	0,69	0,44	0,92
Czerwiec 2008 r.	0,71	0,71	0,53	0,89
Wrzesień 2008 r.–maj 2009 r.	0,69	0,77	0,73	0,57
Czerwiec–lipiec 2010 r.	0,62	0,67	0,60	0,60
Sierpień 2011 r.–styczeń 2012 r.	0,62	0,71	0,59	0,56
Maj–październik 2012 r.	0,57	0,50	0,65	0,55
Lipiec–wrzesień 2013 r.	0,50	0,41	0,53	0,57
Grudzień 2013 r.	0,60	0,56	0,40	0,85
Marzec–wrzesień 2014 r.	0,48	0,41	0,47	0,56
Lipiec 2015 r.	0,51	0,52	0,41	0,59
Październik–grudzień 2015 r.	0,47	0,50	0,36	0,52

Tab. 3. Okresy zakłóceń na rynkach zbywalnych instrumentów finansowych w Polsce. Źródło: opracowanie własne.

3. Czerwiec–lipiec 2010 r. Zaostrzenie kryzysu zadłużenia w Grecji (14 czerwca Moody's raportowała o obniżeniu ratingu Grecji do poziomu spekulacyjnego), Włochach, Portugalii i rozwój niestabilności w Polsce na podstawie efektu zarażenia (*contagion*) rynków, zwłaszcza wzrost spreadu suwerennego dla polskich obligacji skarbowych.
4. Sierpień 2011 r.–styczeń 2012 r. Najpierw odnotowano załamanie na światowych rynkach akcji 8 sierpnia (Black Monday). EURO STOXX50 spadł o 3,7%, a 10 sierpnia o 6,3% (w Stanach Zjednoczonych 8 sierpnia S&P500 stracił 6,7%), polski WIG od 8 do 10 sierpnia zniżył o 11,7%. Przyczynami załamania rynków i dalszej niestabilności było obniżenie ratingu kredytowego USA (6 sierpnia) i rozwój kryzysu zadłużeniowego w Europie. W okresie stresu zmieniono (w kierunku zmniejszenia) ratingi kredytowe we Włoszech (wrzesień–październik 2011 r.), Hiszpanii (październik 2011 r.), Francji (styczeń 2012 r.). W grudniu 2011 r. S&P raportowała o ewentualnej rewizji ratingów kredytowych 15 z 17 krajów strefy euro.
5. Maj–październik 2012 r. Pogłębienie kryzysu zadłużeniowego w Europie. W szczególności w czerwcu obniżono rating kredytowy Hiszpanii, kryzys na Cyprze.
6. Lipiec–wrzesień 2013 r. Do niestabilności na polskim rynku doprowadziły: informacja o ewentualnej reformie emerytalnej w kraju, załamania na węgierskim rynku akcji (w lipcu) itp.

7. Grudzień 2013 r. Zakłócenia na rynku z powodu uchwalenia przez polski parlament Ustawy o reformowaniu działalności otwartych funduszy emerytalnych (OFE).
8. Marzec–wrzesień 2014 r. Niestabilność na rynku zbywalnych instrumentów finansowych z powodu realizacji norm prawnych dotyczących reformy polskiego systemu emerytalnego i zmniejszenia roli OFE na rynku kapitałowym.
9. Lipiec 2015 r. Zakłócenia na rynku kapitałowym w Chinach (od 15 czerwca do końca lipca indeks Shanghai Composite spadł o 32%) i ich odzwierciedlenie na rynkach europejskich, w tym także na polskim rynku, który tak jak chiński odnosi się do *emerging markets*.
10. Październik–grudzień 2015 r. Niestabilność rynków pod wpływem wewnętrznych czynników politycznych w Polsce dotyczących wyborów parlamentarnych. W tym okresie WIG spadł o około 9%, wzrosła również zmienność na rynku obligacji skarbowych.

#### 4. Podsumowanie

W pracy zaproponowano metodologię identyfikacji stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych przez obliczenie indeksu kompozytowego, obejmującego subindeksy rynku akcji (agregowanie wskaźników zmienności, płynności, CMAX na podstawie indeksu giełdowego WIG), rynku obligacji (wskaźniki zmienności rentowności dziesięcioletnich obligacji skarbowych, ich płynności, spreadu suwerennego oraz krzywej rentowności) i rynku derywatów (zmiany liczby otwartych pozycji oraz wolumenu na rynku kontraktów terminowych i opcji). Przeprowadzone *event study* w latach 2007–2015 potwierdza skuteczność indeksu stresu (FIMSI) w rozpoznaniu zakłóceń na rynku, w tym także podczas światowego kryzysu finansowego.

Dynamika wartości indeksu stresu świadczy o ważnej roli czynników egzogenicznych (z innych krajów) w wywoływaniu niestabilności rynkowej, co potwierdza hipotezę badawczą o zaangażowaniu rynków zbywalnych instrumentów finansowych Polski w międzynarodowe procesy globalizacyjne. W ostatnich latach możemy również obserwować zwiększenie niestabilności polskiego rynku z powodu oddziaływania czynników wewnętrznych, z których głównym jest zmiana systemu funkcjonowania otwartych funduszy emerytalnych.

Zaproponowany indeks stresu na rynku zbywalnych instrumentów finansowych może być stosowany jako instrument prognozowania i potwierdzenia niestabilności w skali całego rynku i poszczególnych elementów dla opracowania działań makroostrożnościowych przez instytucje odpowiedzialne za stabilność finansową.

#### Przypisy

<sup>1</sup> Dane wartości indeksu WIG uzyskano ze strony internetowej: <http://www.stooq.pl>.

**Bibliografia**

- Aspachs, O., Goodhart, C., Tsomocos, D. i Zicchino, L. (2007). Towards a Measure of Financial Fragility. *Annals of Finance*, (3), 37–74, <http://doi.org/10.1007/s10436-006-0061-z>.
- Baker, K. (1996). Trading Location and Liquidity: An Analysis of U.S. Dealer and Agency Markets for Common Stocks. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 5(4).
- Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S. i Tytell, R. (2009). The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies. *IMF Working Paper*, (133).
- Borio, C. (2004). Market Distress and Vanishing Liquidity: Anatomy and policy Options. *BIS Working Papers*, (154), <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.781228>.
- Borio, C. i Lowe, P. (2002). Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus. *BIS Working Papers*, (114), <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.846305>.
- Borio, C. i Lowe, P. (2004). Securing Sustainable Price Stability: Should Credit Come Back from the Wilderness? *BIS Working Papers*, (157), <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.782324>.
- Cardarelli, R., Elekdag, S. i Lall, S. (2011). Financial Stress and Economic Contractions. *Journal of Financial Stability*, (7), 78–97, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2010.01.005>.
- Duprey, T., Klaus, B. i Peltonen, T. (2015). Dating Systemic Financial Stress Episodes in the EU Countries. *ECB Working Paper Series*, (1873).
- ECB. (2009). *Financial Stability Review*. Frankfurt am Main.
- Estrella, A. i Mishkin, F. (1996). The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions. *Federal Reserve Bank of New York. Current Issues in Economics and Finance*, 2(7), 1–6, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1001228>.
- Hakkio, C. i Keeton, W. (2009). Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter? *Economic Review*, (Q II), 5–50.
- Hasbrouck, J. i Schwartz, R. (1988). Liquidity and Execution Costs in Equity Markets. *Journal of Portfolio Management*, 14(3), 10–16, <http://dx.doi.org/10.3905/jpm.1988.409160>.
- Hodrick, R. i Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16, <http://dx.doi.org/10.2307/2953682>.
- Holló, D., Kremer, M., i Lo Duca, M. (2012). CISS – A Composite Indikator Of Systemic Stress In The Financial System. *ECB Working Paper Series*, (1426).
- Illing, M. i Liu, Y. (2003). An Index of Financial Stress for Canada. *Bank of Canada Working Paper*, (14).
- Islami, M. i Kurz-Kim, J.-R. (2013). A Single Composite Financial Stress Indicator and Its Real Impact in the Euro Area. *Bundesbank Discussion Paper*, (31).
- Kliesen, K., Owyang, M. i Vermann, K. (2012). Disentangling Diverse Measures: A Survey of Financial Stress Indexes. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 94(5), 369–397.
- Kliesen, K. i Smith, D. (2010). Measuring Financial Market Stress. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Economic Synopses*, (2).
- Liu, S. i Yiu, K. (2013). Estimation of Monthly Volatility: An Empirical Comparison of Realized Volatility, GARCH and ACD-ICV Methods. *Research Collection School Of Economics*. Pozyskano z: [http://ink.library.smu.edu.sg/soe\\_research/1476](http://ink.library.smu.edu.sg/soe_research/1476) (12.07.2016).
- Lo Duca, M. i Peltonen, T. (2011). Macro-financial Vulnerabilities And Future Financial Stress. Assessing Systemic Risk And Predicting Systemic Events. *ECB Working Paper Series*, (1311).
- Louzis, D. i Vouldis, A. (2013). A Financial Systemic Stress Index for Greece. *ECB Working Paper Series*, (1563).
- Nelson, R. i Perli, R. (2006). Selected Indicators of Financial Stability. *IFC Bulletin*, (23), 92–106.
- Oet, M., Dooley, J. i Ong, S. (2015). The Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk Conditions. *Risks*, (3), 420–444, <http://doi.org/10.3390/risks3030420>.
- Park, C.-Y. i Mercado, R. (2013). Determinants of Financial Stress in Emerging Market Economies. *ADB Economics Working Paper Series*, (356), <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2588983>.

- Patel, S. i Sarkar, A. (1998). Crises in Developed and Emerging Stock Markets. *Financial Analysts Journal*, 54(6), 50–61, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v54.n6.2225>.
- Sarr, A. i Lybek, T. (2002). Measuring Liquidity in Financial Markets. *IMF Working Paper*, (232).
- Schinasi, G. (2004). Defining Financial Stability. *IMF Working Paper*, (187), <http://dx.doi.org/10.5089/9781451859546.001>.
- Slingenberg, J. i De Haan, J. (2011). Forecasting Financial Stress. *DNB Working Paper*, (292), <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1951800>.
- Vermeulen, R., Hoeberichts, M., Vašíček, B., Žigraiová, D., Šmídková, K. i De Haan, J. (2015). Financial Stress Indexes and Financial Crises. *Open Economies Review*, 26(3), 383–406, <http://doi.org/10.1007/s11079-015-9348-x>.