

Wojciech GRABOWSKI*

 <https://orcid.org/0000-0002-6707-3736>

EFEKT ZARAŻANIA W EUROPIE ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ W CZASIE KRYZYSU PANDEMICZNEGO ZASTOSOWANIE METODY REGRESJI KWANTYLOWEJ¹

Abstrakt

Przedmiot badań: W niniejszym artykule badane są powiązania między rynkami giełdowymi stosującymi strategię bezpośredniego celu inflacyjnego największych gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej w latach 2020–2021.

Cel badawczy: Badanie empiryczne ma na celu identyfikację wpływu pandemii koronawirusa oraz niepewności na rynkach giełdowych i walutowych na skalę zarażania między rynkami kapitałowymi w Europie Środkowo-Wschodniej.

Metoda badawcza: Wykorzystywana jest metoda regresji kwantylowej.

Wyniki: Rezultaty wskazują, że zarówno globalna, jak i krajowa niepewność na rynku giełdowym wpływała na transmisję szoków pozytywnych i negatywnych. Zaobserwowane zostały również powiązania między niepewnością na rynkach walutowych Polski, Czech i Węgier a intensywnością transmisji szoków między giełdami tych krajów. Przebieg pandemii koronawirusa miał silny wpływ na zachowania inwestorów i wzmacniał transmisję szoków.

Słowa kluczowe: regresja kwantylowa, efekt zarażania, rynek giełdowy.

Klasyfikacja JEL: C22, G01, G15

1. Wstęp

Pojęcie efektu zarażania było stosunkowo rzadko wykorzystywane w artykułach i prasie ekonomicznej przed 1995 r.² Wraz z wybuchem kryzysu meksykańskiego pojawiły się prace mające na celu ocenę wpływu kryzysu na inne gospodarki Ameryki Łacińskiej. Jednak gwałtowny wzrost zainteresowania

* Dr hab., prof. UŁ, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych; e-mail: wojciech.grabowski@uni.lodz.pl

¹ Opracowanie powstało w ramach realizacji grantu NCN nr 2015/19/D/HS4/03554.

² K.J. Forbes, *The “BIG C”*: identifying contagion, NBER Working Papers 2012/18465.

efektem zarażania pojawił się wraz z dewaluacją tajskiego bata i jej wpływem na inne gospodarki azjatyckie. Szczególny wzrost zainteresowania analizowanym zjawiskiem nastąpił po pojawieniu się turbulencji na rynkach finansowych w Stanach Zjednoczonych w 2007 r. Wynika to przede wszystkim z faktu, że wraz z upadkiem banku Lehman Brothers w Stanach Zjednoczonych w 2008 r. nastąpiła transmisja kryzysu na rynki finansowe na całym świecie.

Chociaż literatura dotycząca tematyki efektu zarażania jest bardzo bogata, istnieje wiele definicji omawianego zjawiska³. Jak wskazuje m.in. Forbes⁴, należy dokonać rozróżnienia między pojęciem współzależności a efektem zarażania. Pierwsze z pojęć definiowane jest jako występowanie silnych powiązań między rynkami zarówno w okresie kryzysu, jak i stabilności. W celu oceny skali powiązań na ogół wykorzystuje się współczynnik korelacji liniowej Pearsona lub kopule⁵. Z kolei efekt zarażania jest na ogół definiowany jako zjawisko transmisji negatywnych szoków między rynkami w okresie niestabilności. O wystąpieniu efektu zarażania mówimy wówczas, gdy po silnym negatywnym szoku na jednym rynku obserwowany jest silny i negatywny szok na innym rynku.

Wybuch pandemii koronawirusa miał znaczący wpływ na rynki finansowe zarówno w krajach rozwiniętych, jak i rozwijających się. Ze względu na drastyczne pogorszenie się sytuacji finansowej firm oraz załamanie łańcuchów dostaw nastąpił znaczący spadek wartości akcji spółek giełdowych. Szczególna panika obserwowana była na początku kryzysu pandemicznego. Poszczególne kraje wprowadzały obostrzenia sanitarne w zależności od rozwoju sytuacji epidemicznej. Głębokość restrykcji podobnie jak przebieg pandemii mogły mieć wpływ na nastroje inwestorów i przyczyniać się do spadków lub wzrostów wartości indeksów giełdowych. Pogorszenie sytuacji pandemicznej w jednym kraju mogło mieć wpływ nie tylko na wartości spółek notowanych na odpowiedniej giełdzie, ale także mogło przyczyniać się do pogorszenia wskaźników finansowych przedsiębiorstw w gospodarkach silnie powiązanych. Dlatego też można spodziewać się wzrostu skali zarażania między rynkami giełdowymi w okresie pandemii koronawirusa. Warto jest jednak postawić pytanie, czy przebieg pandemii oraz skala ograniczeń miały wpływ na intensywność transmisji szoków. W badaniu empirycznym podejmowana jest próba odpowiedzi na tak

³ M. Dungey, R.A. Fry, B. Gonzalez-Hermosillo, V. Martin, *Transmission of Financial Crises and Contagion: A Latent Factor Approach*, Oxford University Press, New York 2010.

⁴ K.J. Forbes, *op. cit.*

⁵ M. Doman, R. Doman, *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Wydawnictwo Diffin, Warszawa 2014.

postawione pytanie. Według najlepszej wiedzy autorów brakuje badań mających na celu oszacowanie wpływu przebiegu pandemii koronawirusa oraz skali wprowadzonych restrykcji sanitarnych na transmisję szoków między rynkami giełdowymi w Europie Środkowo-Wschodniej. Niniejsze badanie wypełnia tę lukę. Celem artykułu jest identyfikacja okresów łącznych załamań na polskiej, czeskiej i węgierskiej giełdzie w okresie kryzysu pandemicznego. Sprawdza się, jak często wystąpienie szoku na jednym rynku poprzedza pojawienie się szoku (o tym samym kierunku) w innym kraju regionu. Po sformułowaniu zmiennej wskazującej na wspólne występowanie szoków, szacowane są parametry modelu regresji kwantylowej mającego na celu identyfikację czynników wpływających na występowanie turbulencji na dwóch rynkach.

Struktura artykułu jest następująca. Rozdział drugi zawiera przegląd literatury. W rozdziale trzecim opisywana jest metoda badawcza wykorzystywana w badaniu empirycznym. Rozdział czwarty zawiera opis danych, wyników estymacji oraz dyskusję. Konkluzje zawarte są w rozdziale piątym.

2. Przegląd literatury

Identyfikacja czynników wpływających na występowanie efektu zarażania wymaga zrozumienia mechanizmu przenoszenia szoków między rynkami finansowymi w okresach niestabilnych. Dlatego też niezbędne jest przywołanie literatury poświęconej opisowi mechanizmu transmisji szoków i wskazującej na czynniki wpływające na wrażliwość rynków finansowych na niestabilności zewnętrzne. Konieczna jest identyfikacja kanałów zarażania oraz wskazanie na determinanty analizowanego efektu. W literaturze wyróżnia się dwie grupy badań poświęconych czynnikom wpływającym na transmisję szoków w okresie kryzysu. Pierwsza grupa obejmuje badania poświęcone dłuższym horyzontom czasowym, gdzie próbuje się oszacować wpływ kategorii makroekonomicznych na prawdopodobieństwo wystąpienia efektu zarażania. Druga grupa obejmuje badania oparte tylko i wyłącznie na danych wysokiej częstotliwości, w których kategorie związane z niepewnością na rynkach giełdowych i walutowych wykorzystywane są jako główne determinanty transmisji negatywnych szoków.

Jak wskazuje Forbes⁶, wyróżnia się cztery główne kanały zarażania: handel, banki, inwestorzy portfelowi, fundamenty makroekonomiczne. Na podstawie zidentyfikowanych kanałów zarażania próbuje się wyjaśnić omawiane

⁶ K.J. Forbes, *op. cit.*

zjawisko za pomocą określonych kategorii ekonomicznych. Wpływ handlu na występowanie efektu zarażania wynika z faktu, że kryzys w jednej gospodarce może zmniejszyć dochody i związany z nimi popyt na artykuły importowane, tym samym redukując poziom eksportu z innych krajów⁷. Jednocześnie dewaluacja waluty kraju dotkniętego kryzysem może poprawić jego konkurencyjność na rynkach międzynarodowych i pogorszyć poziom konkurencyjności innych gospodarek. Dlatego też poziom otwartości handlowej lub relacja importu/eksportu w czasie kryzysu do tych samych wielkości w okresie przedkryzysowym są często wykorzystywanymi determinantami występowania efektu zarażania⁸.

Rola pośrednictwa finansowego jako kanału zarażania była szeroko opisywana w literaturze⁹. Szok w jednym kraju może spowodować, że banki ograniczą podaż kredytu w innych krajach, zmniejszając płynność i podnosząc oprocentowanie pożyczek¹⁰. Jak wskazują Acharya i in.¹¹, szok w systemie bankowym jednego kraju może spowodować wystąpienie efektu zarażania nie tylko poprzez zmniejszenie akcji pożyczkowych, ale także poprzez wzrost ryzyka niewypłacalności. Wyniki uzyskane przez Allen i in.¹² wskazują, że posiadanie podobnych aktywów o podobnych terminach zapadalności przez banki w różnych krajach zwiększa prawdopodobieństwo transmisji negatywnych szoków za pomocą kanału bankowego.

Różne mechanizmy powodują transmisję szoków między krajami przez inwestorów portfelowych¹³. Szok w jednej gospodarce może powodować pogorszenie się wartości portfeli inwestorów, a następnie zmusza ich do wycofywania się z innych krajów. Inne modele zarażania za pomocą kanału portfelowego wskazują na ważną rolę asymetrii informacyjnej w wywoływaniu nadmiernych reakcji u inwestorów¹⁴. Do kategorii ekonomicznych wykorzystywanych w mo-

⁷ S. Gerlach, F. Smets, *Contagious Speculative Attacks*, European Journal of Political Economy 1995/11; R. Glick, A. Rose, *Contagion and Trade: Why Are Currency Crises Regional?*, Journal of International Money and Finance 1999/18.

⁸ K.F. Luchtenberg, Q.V. Vu, *The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants*, Research in International Business and Finance 2015/33.

⁹ F. Allen, A. Babus, E. Carletti, *Financial Crises: Theory and Evidence*, Annual Review of Financial Economics 2009/1; H.S. Shin, *Global Banking Glut and Loan Risk Premium*, IMF Economic Review 2012/60.

¹⁰ F. Allen, A. Babus, E. Carletti, *op. cit.*

¹¹ V.V. Acharya, I. Drechsler, P. Schnabl, *A Pyrrhic victory? – Bank Bailouts and Sovereign Credit Risk*, NBER Working Paper.

¹² F. Allen, A. Babus, E. Carletti, *op. cit.*

¹³ L.E. Kodres, M. Pritsker, *A Rational Expectations Model of Financial Contagion*, Journal of Finance 2002/57.

¹⁴ C. Raddatz, S. Schmukler, *On the International Transmission of Shocks: Micro-Evidence from Mutual Fund Portfolios*, Journal of International Economics 2012/88.

delach wyjaśniających wystąpienie efektu zarażania należą przede wszystkim mierniki międzynarodowej pozycji inwestycyjnej oraz napływów portfelowych.

Efekt zarażania może wystąpić również poprzez kanał fundamentów makroekonomicznych. Dopiero w okresie niestabilnym inwestorzy mają świadomość złej kondycji makroekonomicznej kraju transmitującego kryzys. Jednocześnie zła sytuacja ekonomiczna w jednej gospodarce prowadzi do pogorszenia fundamentów makroekonomicznych w innych krajach charakteryzujących się powiązaniem gospodarczymi. Wówczas inwestorzy uważniej analizują sytuację makroekonomiczną innych gospodarek (zwłaszcza w tym samym regionie) i wycofują się z innych krajów na skutek pogorszenia się stanu podstawowych kategorii ekonomicznych.

Zrozumienie zjawiska transmisji szoków negatywnych w krótkim horyzoncie czasowym wymaga analizy wyników badań poświęconych efektowi zarażania, opartych na danych wysokiej częstotliwości. Wiele prac opartych na danych wysokiej częstotliwości porusza problem transmisji zmienności między rynkami giełdowymi¹⁵. Wskazuje się na wzrost znaczenia transmisji zmienności zarówno między rozwiniętymi, jak i rozwijającymi się rynkami giełdowymi wraz z wybuchem globalnego kryzysu finansowego¹⁶. Wyniki badań poświęconych analizowanemu zagadnieniu, a wykorzystujących zarówno dane z okresów kryzysowych, jak i stabilnych wskazują na zdecydowanie wyższą skalę transmisji zmienności w okresach niestabilnych, charakteryzujących się wyższą częstotliwością negatywnych zdarzeń ekstremalnych¹⁷ (wysokich co do modułu i negatywnych stóp zwrotu). Wzrost niepewności na rynku giełdowym danego kraju może prowadzić do jego większej wrażliwości na szoki zewnętrzne. Oprócz tego niepewność w jednym kraju może być utożsamiana ze złą sytuacją w całym regionie¹⁸. Dlatego też oczekuje się wzrostu intensywności efektu

¹⁵ **K. Harkmann**, *Stock Market Contagion from Western Europe to Central and Eastern Europe during the Crisis Years 2008–2012*, *Eastern European Economics* 2014/52; **M.A. King**, **S. Wadhvani**, *Transmission of Volatility Between Stock Markets*, *Review of Financial Studies* 1990/3.

¹⁶ **F.X. Diebold**, **K. Yilmaz**, *Better to Give than to Receive: Forecast-Based Measurement of Volatility Spillovers*, *International Journal of Forecasting* 2012/28; **S. Moagar-Poladian**, **D. Clichichi**, **C.-V. Stanciu**, *The Comovement of Exchange Rates and Stock Markets in Central and Eastern Europe*, *Sustainability* 2019/11.

¹⁷ **W. Bieńkowski**, **B. Gawrońska-Nowak**, **W. Grabowski**, *Comovements of stock markets in the CEE-3 countries during the global financial crisis*, *Eastern European Economics* 2014/52.

¹⁸ **W. Grabowski**, **A. Welfe**, *The Tobit Cointegrated Vector Autoregressive Model: An Application to the Currency Market*, *Economic Modelling* 2020/89; **J. Brzeszczyński**, **A. Welfe**, *Are*

zarażania z danego kraju i do niego wraz ze wzrostem historycznej zmienności na rynku giełdowym zarówno kraju zarażającego, jak i zarażanego.

Ze względu na potwierdzone silne zależności między rynkiem giełdowym a walutowym w stosujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego krajach grupy wyszehradzkiej¹⁹ historyczne zmienności na rynku walutowym ilustrujące poziom niepewności związany z inwestowaniem w daną walutę również są rozważane w badaniu empirycznym. Wzrost niepewności na rynku walutowym oznacza, że inwestorzy mają obawy dotyczące przyszłej wartości akcji emitowanych przez spółki w rodzimej walucie²⁰. Wpływ niepewności na rynku walutowym na transmisję szoków między rynkami giełdowymi może odbywać się za pomocą dwóch kanałów. Z jednej strony niepewność na rynku walutowym w jednej gospodarce może przyczyniać się do wzrostu niepewności na rynku walutowym innego kraju²¹. Pogorszenie się wartości waluty w dwóch krajach implikuje jednoczesne załamanie się cen akcji. Z drugiej strony niepewność na rynku walutowym osłabia zaufanie inwestorów do kraju charakteryzującego się elastycznym reżimem kursowym²².

Wybuch pandemii koronawirusa był zdarzeniem nieoczekiwanym, mającym znaczący i negatywny wpływ na gospodarki większości krajów w tym także państw Europy Środkowo-Wschodniej. Na początku 2020 r. stało się oczywiste, że recesja gospodarcza będzie miała istotny wpływ na kategorie fundamentalne spółek giełdowych, doprowadzi do licznych bankructw firm i przyczyni się do spadków indeksów giełdowych. Wraz z ogłaszaniem lockdownów w poszczególnych krajach sytuacja finansowa przedsiębiorstw pogarszała się znacząco. W odpowiedzi na panikę na rynkach światowych inwestorzy wysprzedawali aktywa, co przyczyniło się do równoczesnych spadków na wielu giełdach. Chociaż powstały liczne prace mające na celu oszacowanie wpływu pandemii koronawirusa na rynki giełdowe również w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, wydaje się, że brakuje prac poświęconych determinantom transmisji szoków w analizowanym regionie w okresie kryzysu pandemicznego. Dlatego też badanie empiryczne prezentowane w niniejszym artykule wypełnia istniejącą lukę badawczą.

There Benefits from Trading Strategy Based on the Returns Spillovers to the Emerging Stock Markets? Evidence from Poland, Emerging Markets Finance and Trade 2007/43.

¹⁹ **N. Kadlackova, L. Komarek**, *Foreign exchange market contagion in Central Europe from the viewpoint of extreme value theory*, Prague Economic Papers 2017/26.

²⁰ **M. Bahmani-Oskooee, S. Saha**, *On the Relation between stock prices and exchange rates: A review article*, Journal of Economic Studies 2015/42; **A. Morales-Zumaquero, S. Sosvilla-Rivero**, *Volatility spillovers between foreign exchange and stock markets in industrialized economies*, Quarterly Review of Economics and Finance 2018/70.

²¹ **N. Kadlackova, L. Komarek**, *op. cit.*

²² **M. Bahmani-Oskooee, S. Saha**, *op. cit.*

3. Opis metody badawczej

Głównymi podejściami metodycznymi wykorzystywanymi do oceny skali efektu zarażania są analiza probabilistyczna, analiza współczynników korelacji, modele wektorowej autoregresji, modele klasy GARCH oraz analiza zdarzeń ekstremalnych²³. W proponowanym badaniu empirycznym wykorzystywana jest analiza zdarzeń ekstremalnych oraz modele klasy GARCH.

W celu identyfikacji okresów wspólnych zdarzeń ekstremalnych wykorzystywana jest następująca formuła zaproponowana w pracy Baur i Schulze²⁴:

$$C(e_{it}^s, e_{jt}^s) = \begin{cases} \min(e_{it}^s, e_{jt-1}^s) & \text{gdy } e_{it}^s > 0 \text{ oraz } e_{jt-1}^s > 0; \\ \max(e_{it}^s, e_{jt-1}^s) & \text{gdy } e_{it}^s < 0 \text{ oraz } e_{jt-1}^s < 0, \\ 0 & \text{gdy } e_{it}^s e_{jt-1}^s < 0. \end{cases} \quad (1)$$

We wzorze (1) e_{it}^s oraz e_{jt}^s odpowiadają standaryzowanym reszdom odpowiednio dla rynku i oraz j . Rynkiem podatnym na zarażenie jest rynek i , natomiast zaraża rynek j . Standaryzowane reszty uzyskiwane są w wyniku estymacji parametrów modelu ARMAX(p, q)-EGARCH(r, f)²⁵. Wysoka co do modułu i dodatnia wartość zmiennej e_{it}^s oznacza, że w okresie t stopa zwrotu na rynku i była zdecydowanie wyższa niż wynikałoby to z oczekiwań dotyczących jej kształtowania się na podstawie innych kategorii. Oznacza to zatem, że nastąpił szok polegający na nieoczekiwanym wzroście wartości indeksu. W przypadku wysokiej co do modułu i ujemnej wartości zmiennej e_{it}^s mówimy o wystąpieniu szoku negatywnego. Procedura filtrująca dla stóp zwrotu oparta jest na modelu czynnikowym²⁶ zakładającym, że stopy zwrotu z indeksu giełdowego w danym kraju są funkcją czynników globalnych (zmian cen ropy naftowej (r_t^{OIL}) i złota (r_t^{GOLD})) oraz wewnątrz- i międzykrajowych (np. stopa zwrotu z indeksu giełdowego w kraju o dużym znaczeniu w gospodarce światowej (r_t^{main})), stopa

²³ K.J. Forbes, *op. cit.*

²⁴ D.G. Baur, N. Schulze, *Coexceedances in financial markets – a quantile regression analysis of contagion*, *Emerging Markets Review* 2005/6.

²⁵ R. Horvath, S. Lycosa, E. Baumohl, *Stock market contagion in Central and Eastern Europe: unexpected volatility and extreme coexceedance*, *European Journal of Finance* 2018/24.

²⁶ K.J. Forbes, M.D. Chin, *A decomposition of global linkages in financial markets over time*, *Review of Economics and Statistics* 2004/86.

zwrotu z kursu walutowego (r_t^{FX}). Dzięki temu izolowane są szoki powstające w danym kraju. Dla każdego rynku rozważany jest model:

$$r_t = \tilde{\alpha}_1 r_t^{main} + \tilde{\alpha}_2 r_t^{FX} + \tilde{\alpha}_3 r_t^{OIL} + \tilde{\alpha}_4 r_t^{GOLD} + \xi_t, \quad (2)$$

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i L^i\right) \xi_t = \left(1 + \sum_{j=1}^q \theta_j L^j\right) \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \eta_t, \quad \eta_t \sim iid(0,1), \quad (4)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{k=1}^r (\alpha_k s_{t-k} + \gamma_k (|s_{t-k}| - E[|s_{t-k}|])) + \sum_{l=1}^f \beta_l \ln(\sigma_{t-1}^2), \quad (5)$$

gdzie $\tilde{\alpha}_1, \tilde{\alpha}_2, \tilde{\alpha}_3, \tilde{\alpha}_4, \tilde{\alpha}_i$ dla $i = 1, \dots, p$, a także θ_j dla $j = 1, \dots, q$ są parametrami równania średniej, natomiast α_k i γ_k dla $k = 1, \dots, r$ oraz β_l dla $l = 1, \dots, f$ są parametrami równania wariancji. s_t oznacza standaryzowany składnik losowy.

Ponieważ punktem zainteresowania jest zależność między stopami zwrotu dla Polski, Czech i Węgier w warunkach bardzo złej lub bardzo dobrej sytuacji na rynkach giełdowych, wykorzystywana jest metoda regresji kwantylowej²⁷. W tym celu definiowana jest macierz wspólnych nadmiernych spadków C_{ij} o wymiarze TXI , macierz X składająca się ze zmiennych egzogenicznych i wyrazu wolnego, a także wektor parametrów $\beta(\tau)$ oraz wektor składników losowych $\varepsilon(\tau)$. Zakłada się, że elementy wektora C_{ij} w sposób liniowy zależą od zmiennych egzogenicznych. Model regresji kwantylowej dla kwantyla rzędu τ dany jest wzorem:

$$C_{ij} = X\beta(\tau) + \varepsilon(\tau). \quad (6)$$

Przyjmując założenie, że kwantyl rzędu τ dla składnika losowego jest równy 0, a także, że forma funkcyjna równania (6) jest liniowa, uzyskujemy następujący model definiujący kwantyl rzędu τ wektora C_{ij} :

²⁷ D.G. Baur, *The structure and degree of dependence: a quantile regression approach*, Journal of Banking and Finance 2013/37.

$$Q_{C_{ijt}}(\tau | X) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}(\tau), \quad (7)$$

Oszacowania parametrów modelu regresji kwantylowej uzyskiwane są w wyniku minimalizacji następującej ważonej sumy odchyłeń wartości empirycznych od teoretycznych:

$$\boldsymbol{\beta}(\tau) = \arg \min_{\boldsymbol{\beta}(\tau) \in R^k} \left\{ \sum_{t: C_{ijt} \geq \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta}(\tau)} \tau |C_{ijt} - \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta}(\tau)| + \sum_{t: C_{ijt} < \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta}(\tau)} (1 - \tau) |C_{ijt} - \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta}(\tau)| \right\} \quad (8)$$

4. Dane. Wyniki estymacji. Dyskusja

W celu sprawdzenia występowania efektu zarażania w okresie kryzysu związanego z rozprzestrzenianiem się pandemii koronawirusa oraz wpływu zmienności na rynkach finansowych na skalę propagacji szoków wykorzystywane są dane dzienne obejmujące okres od stycznia 2020 do czerwca 2021 r. Badanie ma charakter dwustopniowy. W pierwszym kroku szacowane są parametry modelu ARMAX(p,q)-EGARCH(r,f) danego równaniami (2)–(5). Po obliczeniu szeregów dla zmiennej (1) szacowane są parametry modelu regresji kwantylowej (6). Wśród determinant efektu zarażania rozważane są historyczne zmienności na rynkach giełdowych w poszczególnych krajach, historyczne zmienności na rynkach walutowych oraz zmienne związane z przebiegiem pandemii koronawirusa. Tabela 1 prezentuje opis zmiennych użytych w badaniu empirycznym. Wartości wszystkich zmiennych pochodzą z bazy Thomson Reuters Datastream.

TABELA 1: Zmienne wykorzystywane w badaniu empirycznym

Nazwa	Definicja
1	2
r_t^a	Stopa zwrotu z indeksu a , gdzie $a = WIG, BUX, PX$
r_t^{DAX}	Stopa zwrotu z indeksu DAX
r_t^b	Stopa zwrotu z kursu walutowego b ($b = EUR/PLN, EUR/HUF, EUR/CZK$)
r_t^{OIL}	Procentowa zmiana cen paliw

TABELA 1 (cd.)

1	2
r_t^{GOLD}	Procentowa zmiana cen złota
h_t^c	Historyczna zmienność na rynku giełdowym w kraju c ($c = PL, CZ, HU$) obliczona na podstawie modelu GARCH(1,1) dla stóp zwrotu po odjęciu średnich
vix_t	VIX, czyli historyczna zmienność z indeksu S&P500, ilustrująca skalę niepewności na rynkach globalnych
h_t^b	Historyczna zmienność na rynku walutowym dla kursu b ($b = EUR/PLN, EUR/HUF, EUR/CZK$)
str_t^c	Indeks „dokuczliwości” restrykcji sanitarnych wprowadzanych w kraju c ($c = PL, CZ, HU$)
cas_t^c	Liczba zakażeń koronawirusem w kraju c ($c = PL, CZ, HU$)
$deat_t^c$	Liczba śmierci wynikająca z zakażenia koronawirusem w kraju c ($c = PL, CZ, HU$)

Źródło: opracowanie własne.

Analiza kształtowania się kategorii związanych z przebiegiem pandemii koronawirusa wskazuje, że zmienne str_t , cas_t , oraz $deat_t$ mogą być realizacjami zintegrowanych w stopniu pierwszym procesów stochastycznych. W celu zwyfikowania stopnia zintegrowania zmiennych związanych z przebiegiem pandemii koronawirusa przeprowadzony został test ADF-GLS²⁸. Wszystkie szeregi związane z przebiegiem pandemii koronawirusa okazały się być realizacjami zintegrowanych w stopniu pierwszym procesów stochastycznych²⁹. Ze względu na stacjonarność reszt z modelu ARMAX-GARCH przyrosty analizowanych zmiennych, związanych z przebiegiem pandemii koronawirusa, wykorzystywane są w modelu. W tabeli 2 prezentowane są oszacowania parametrów modelu (2)–(5) dla trzech krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

²⁸ G. Elliot, T.J. Rothenberg, J.H. Stock, *Efficient tests for an autoregressive unit root*, *Econometrica* 1996/64.

²⁹ Wyniki dotyczące testowania stopnia zintegrowania kategorii związanych z przebiegiem pandemii koronawirusa nie są prezentowane ze względu na oszczędność miejsca. Są one jednak dostępne na życzenie.

TABELA 2: *Oszacowania parametrów modeli ARMAX-EGARCH wyjaśniających kształtowanie się stóp zwrotu z indeksów giełdowych WIG, BUX i PX*

Zmienne	r_t^{WIG}	r_t^{PX}	r_t^{BUX}
r_t^{DAX}	0,530***	0,216***	0,204***
r_t^{FX}	–	-0,342***	–
r_t^{OIL}	0,065***	0,048***	0,087***
r_{t-1}^a	0,070*	–	0,087***
ω	-0,627**	0,000	-0,761***
a_1	0,209***	0,263**	0,331***
γ_1	-0,099**	–	-0,099**
β_1	0,949***	0,731***	0,943***

O b j a ś n i e n i a: *, **, *** oznaczają istotność na poziomie odpowiednio 0,1, 0,05, 0,01.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Uzyskane oszacowania wskazują, że analizowane rynki giełdowe silnie reagowały na stopy zwrotu z indeksu DAX. Najsilniejsza reakcja dotyczyła giełdy warszawskiej. Tylko w przypadku Czech odnotowano negatywną zależność między stopą zwrotu z indeksu giełdowego a stopą zwrotu z kursu walutowego względem euro. Wynik ten jest pewnym zaskoczeniem, ponieważ badania empiryczne przeprowadzone dla Polski, ale obejmujące dłuższy horyzont czasowy i okres przedcovidowy wskazują na silne długo- i krótkookresowe zależności między rynkiem giełdowym a walutowym³⁰. Pozytywna zależność między procentową zmianą cen paliw a stopami zwrotu na analizowanych trzech rynkach giełdowych wynika z faktu, że na początku kryzysu pandemicznego obserwowane było załamanie zarówno na rynkach kapitałowych, jak i na rynku paliw. W momencie kiedy inwestorzy nauczyli się wybierać spółki rentowne, których funkcjonowanie jest odporne na pandemię koronawirusa, nastąpiły ponowne wzrosty wartości głównych indeksów. Jednocześnie rządy krajów wprowadzały działania mające na celu pobudzenie gospodarek w sytuacji lockdownu, natomiast wzrost znaczenia e-commerce przyczynił się do pobudzenia transportu. Dlatego też w porównaniu z okresem z początku pandemii koronawirusa nastąpił wzrost popytu na paliwa, a także wzrost ich cen. W przypadku polskiego

³⁰ W. Grabowski, A. Welfe, *op. cit.*

i węgierskiego rynku giełdowego odnotowano wpływ opóźnionej stopy zwrotu na bieżącą. Wskazuje to na niską efektywność tych rynków kapitałowych w okresach turbulencji. Analizowane rynki giełdowe różniły się także z punktu widzenia symetryczności wpływu szoków na zmienność. O ile w przypadku Polski i Węgier hipoteza o symetryczności wpływu szoków została odrzucona, o tyle w przypadku praskiego rynku giełdowego szacowano parametry modelu ARMAX-GARCH ze względu na nieistotność parametru γ .

W dalszej kolejności obliczone zostały reszty z modeli ARMAX-EGARCH (ARMAX-GARCH w przypadku rynku czeskiego), a następnie wyznaczone zostały wartości zmiennej związanej z występowaniem efektu zarażania na podstawie wzoru (1). Tabela 3 zawiera oszacowania parametrów modeli regresji kwantylowej dla wszystkich możliwych 6 par zawierających rynek zarażający i podatny na zarażanie.

Oszacowania dla kwantyla rzędu 0,05 oznaczają wpływ zmiennej na transmisję szoków negatywnych, zaś oszacowania dla kwantyla rzędu 0,95 informują o wpływie kategorii na transmisję szoków pozytywnych. W przypadku negatywnych oszacowań parametrów dla kwantyla rzędu 0,05 należy mówić, że wzrost wartości zmiennej przyczynia się do wzmocnienia transmisji szoków negatywnych, natomiast pozytywne oszacowania informują o łagodzeniu transmisji. Z kolei w przypadku dodatnich oszacowań dla kwantyla rzędu 0,95 należy mówić o wzmocnieniu transmisji szoków pozytywnych. Z drugiej strony ujemne oszacowania dla wysokiego kwantyla informują o łagodzeniu transmisji szoków pozytywnych wraz ze wzrostem wartości zmiennej objaśniającej.

Wyniki zawarte w tabeli 3 wskazują, że niepewność na rynku giełdowym i walutowym, a także przebieg pandemii koronawirusa wpływały na skalę zarażania między rynkami głównie w fazie transmisji silnych szoków dodatnich i ujemnych. Niepewność na globalnych rynkach finansowych wzmocniała transmisję negatywnych szoków do Polski z obu pozostałych krajów, a także między Czechami a Węgrami. Wraz ze wzrostem niepewności na rynkach globalnych obserwowane było wzmocnienie transmisji silnych pozytywnych szoków z Węgier do Czech oraz osłabienie analogicznej transmisji z Czech do Węgier. Uzyskane rezultaty wskazujące na ważny wpływ niepewności na rynku globalnym na mechanizm transmisji szoków są zgodne z wynikami innych badań empirycznych³¹.

³¹ D. Baur, *op. cit.*

TABELA 3: Oszacowania parametrów modeli regresji kwantylowej wyjaśniających skalę transmisji szoków między rynkami giełdowymi

Regresory	PL → CZ		HU → CZ		CZ → HU		PL → HU		CZ → PL		HU → PL	
	0,05	0,95	0,05	0,95	0,05	0,95	0,05	0,95	0,05	0,95	0,05	0,95
VIX	140,83	-33,50	-473,49	-57,00	-370,22	-29,74	-152,18	-57,90	-182,37	-52,26	-101,25	-109,22
h_t^{WIG}	-31,14	37,01	-	-	-	-	-27,79	19,86	-0,068	-2,678	-9,82	-1,34
h_t^{PX}	3,76	-14,47	1,922	0,659	0,935	12,216	-	-	7,361	7,461	-	-
h_t^{BUX}	-	-	3,976	2,303	4,327	-5,200	13,07	-11,33	-	-	5,07	1,65
$h_t^{EUR,PLN}$	-169,43	68,28	-	-	-	-	135,11	119,90	196,74	-21,08	31,70	-156,16
$h_t^{EUR,CZK}$	117,12	-27,78	-32,57	-40,54	-11,29	-63,11	-	-	-136,50	48,99	-	-
$h_t^{EUR,HUF}$	-	-	221,89	134,07	139,46	108,95	92,09	108,95	-	-	-155,93	320,95
Δstr_t^{PL}	0,051	-0,069	-	-	-	-	0,361	-0,095	-0,044	0,335	0,24	-0,20
Δstr_t^{CZ}	0,220	-0,361	-0,294	-0,060	-0,122	-0,442	-	-	-0,353	-0,413	-	-
Δstr_t^{HU}	-	-	0,376	-0,065	0,055	-0,058	0,044	0,153	-	-	-0,12	2,01
Δcas_t^{PL}	-0,011	0,032	-	-	-	-	0,004	0,003	-0,001	-0,000	0,003	0,110
Δcas_t^{CZ}	-0,001	-0,004	0,006	0,001	0,001	0,010	-	-	-0,004	0,002	-	-
Δcas_t^{HU}	-	-	0,000	-0,001	0,004	-0,005	-0,008	0,004	-	-	-0,013	0,018
$\Delta deat_t^{PL}$	0,081	0,037	-	-	-	-	-0,072	0,004	0,011	0,007	0,012	0,105
$\Delta deat_t^{CZ}$	-0,084	0,125	-0,035	-0,003	0,011	-0,053	-	-	0,018	-0,054	-	-
$\Delta deat_t^{HU}$	-	-	-0,023	-0,012	0,034	0,070	0,317	0,092	-	-	-0,043	-0,029

U w a g a: wartości pogrubione wskazują na istotność zmiennej na poziomie istotności 0,05.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Niepewność na polskim rynku giełdowym okazała się silniej wpływać na transmisję szoków z Polski niż transmisję w przeciwnym kierunku. Okazuje się jednak, że wraz ze wzrostem niepewności polski rynek kapitałowy okazał się być wrażliwy na silne negatywne szoki zarówno z giełdy praskiej, jak i budapesztańskiej. Niepewność na czeskim rynku giełdowym okazała się mieć słabszy wpływ na transmisję negatywnych i pozytywnych szoków między rynkami giełdowymi w grupie trzech krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Należy jednak zwrócić uwagę na istotność historycznej zmienności na rynku praskim w równaniu wyjaśniającym skalę zarażania z Czech do Polski. Wraz ze wzrostem analizowanej kategorii obserwowane jest łagodzenie transmisji szoków negatywnych i wzmocnienie transmisji szoków pozytywnych. Historyczna zmienność indeksu BUX wpływała głównie na absorpcję szoków pozytywnych z innych rynków analizowanej grupy krajów. Wraz ze wzrostem niepewności na węgierskim rynku giełdowym następowało łagodzenie transmisji szoków pozytywnych z Czech i Polski.

Odnotowane zostały istotne zależności między zmiennościami na rynkach walutowych a występowaniem zarażania między rynkami giełdowymi. Uzyskany rezultat wskazuje, że obserwowane w okresie poprzedzającym pandemię koronawirusa silne powiązania między rynkami giełdowymi a walutowymi Polski, Czech i Węgier utrzymywały się także w latach 2020–2021³². Szczególnie silny okazał się być wpływ historycznej zmienności z kursu walutowego EUR/HUF na transmisję szoków pozytywnych i negatywnych między węgierskim rynkiem giełdowym a rynkami kapitałowymi pozostałych krajów analizowanego regionu. Wraz ze wzrostem niepewności na węgierskim rynku walutowym następowało wzmocnienie transmisji szoków pozytywnych między warszawskim a budapesztańskim rynkiem giełdowym. Analizowana kategoria miała taki sam wpływ na transmisję szoków między giełdą czeską a węgierską. Wzrost zmienności na czeskim rynku walutowym wzmacniał transmisję silnych negatywnych szoków z rynku praskiego na warszawski oraz łagodził transmisję takich szoków na rynek budapesztański. Najśłabszy wpływ okazała się mieć zmienność historyczna na polskim rynku walutowym. Jest to zgodne z wynikami badań wskazującymi na słabsze powiązania między rynkiem giełdowym a walutowym w Polsce w porównaniu z innymi krajami grupy wyszehradzkiej³³. Należy jednak zauważyć, że wraz ze wzrostem niepewności na polskim rynku

³² N. Kadlackova, L. Komarek, *Foreign exchange market contagion in Central Europe from the viewpoint of extreme value theory*, Prague Economic Papers 2017/26.

³³ W. Grabowski, A. Welfe, *op. cit.*

walutowym odnotowano wzmocnienie transmisji pozytywnych i negatywnych szoków na praski rynek giełdowy.

Zmiana dokuczliwości restrykcji sanitarnych w niektórych przypadkach miała wpływ na skalę zarażania między rynkami giełdowymi. Wpływ ten okazał się być różny w zależności od kraju transmitującego i przyjmującego szoki. Na przykład, wzrost dokuczliwości w Polsce wzmocniał transmisję pozytywnych i negatywnych szoków z Czech oraz osłabiał transmisję szoków w przeciwnym kierunku. Wpływ zmiany indeksu dokuczliwości dla Czech na skalę zarażania między praskim a warszawskim rynkiem giełdowym okazał się być także zróżnicowany.

Wzrost liczby odnotowanych przypadków zakażenia koronawirusem na ogół powodował wzmocnienie transmisji pozytywnych i negatywnych szoków. Natomiast wzrost liczby przypadków śmiertelnych okazał się mieć największy wpływ na transmisję silnych szoków pozytywnych. Wyniki wskazujące na istotny wpływ kategorii związanych z przebiegiem pandemii na transmisję silnych pozytywnych i negatywnych szoków informują o ważnym znaczeniu przebiegu pandemii w procesie podejmowania decyzji przez inwestorów giełdowych. Okazuje się, że wraz z pogarszaniem się sytuacji epidemicznej inwestorzy gwałtownie reagowali poprzez wyprzedaż akcji emitowanych przez spółki reprezentujące branże wrażliwe na lockdown. Jednocześnie jako rezultat działań spekulacyjnych po okresach znaczących spadków następowały okresy silnych wzrostów, co uzasadnia wpływ zmiennych pandemicznych na transmisję silnych szoków pozytywnych. Okazało się zatem, że przebieg pandemii koronawirusa miał istotny wpływ na sytuację na rynkach giełdowych stosujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego krajów Europy Środkowo-Wschodniej, które weszły do Unii Europejskiej w 2004 r. Pod tym względem rezultaty uzyskane dla Polski, Czech i Węgier są podobne do wyników dotyczących wpływu pandemii koronawirusa na rynki giełdowe innych krajów³⁴. Ze względu na trwanie okresu pandemicznego po czerwcu 2021 r. wnioski dotyczące wpływu zmiennych związanych z przebiegiem pandemii koronawirusa wymagają potwierdzenia w ramach dalszych badań empirycznych.

³⁴ R. Gupta, S. Subramaniam, E. Bouri, Q. Ji, *Infectious disease-related uncertainty and the safe-haven characteristic of US treasury securities*, International Review of Economics and Finance 2021/71.

5. Podsumowanie

Wyniki badania empirycznego wskazują na silne powiązania między polskim, czeskim a węgierskim rynkiem giełdowym w okresie pandemii koronawirusa. Ponieważ pandemia miała charakter globalny, nie powinien dziwić fakt, że inwestorzy podobnie zareagowali na fakt wprowadzenia lockdownów w różnych krajach. Chociaż w okresie następującym po kryzysie strefy euro obserwowane było osłabienie integracji rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier z rynkami kapitałowymi krajów rozwiniętych, tendencja ta została odwrócona w latach 2020–2021.

Potwierdzona została silna zależność między sytuacją na rynku giełdowym a sytuacją na rynku walutowym w grupie krajów Europy Środkowo-Wschodniej stosujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Podobnie jak w okresie poprzedzającym kryzys pandemiczny, zależność dla Polski okazała się być słabsza niż w przypadku Czech i Węgier. Niepewność na rynkach walutowych analizowanych krajów grupy wyszehradzkiej miała istotny wpływ na transmisję pozytywnych i negatywnych szoków między rynkami giełdowymi.

Przebieg pandemii miał bardzo ważny wpływ na decyzje inwestorów dotyczące zakupu lub sprzedaży aktywów na rynkach giełdowych analizowanych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Zmienne związane z dokuczliwością restrykcji, liczbą zdiagnozowanych przypadków zakażenia koronawirusem oraz liczbą śmierci w wyniku choroby okazały się szczególnie silnie wpływać na transmisję znaczących negatywnych i pozytywnych szoków. Chociaż przebieg pandemii różnił się między analizowanymi krajami, znaczące spadki lub wzrosty indeksów WIG, BUX oraz PX były silnie zsynchronizowane.

Bibliografia

- Acharya V.V., Drechsler I., Schnabl P.**, *A Pyrrhic victory? – Bank Bailouts and Sovereign Credit Risk*, NBER Working Papers 2012/17136.
- Allen F., Babus A., Carletti E.**, *Asset Commonality, Debt Maturity and Systemic Risk*, *Journal of Financial Economics* 2012/105, s. 519–534.
- Allen F., Babus A., Carletti E.**, *Financial Crises: Theory and Evidence*, *Annual Review of Financial Economics* 2009/1, s. 97–116.
- Bahmani-Oskooee M., Saha S.**, *On the Relation between stock prices and exchange rates: A review article*, *Journal of Economic Studies* 2015/42, s. 707–732.
- Baur D.**, *The structure and degree of dependence: a quantile regression approach*, *Journal of Banking and Finance* 2013/37, s. 786–798.

- Baur D., Schulze N.**, *Coexceedances in financial markets – a quantile regression analysis of contagion*, *Emerging Markets Review* 2005/6, s. 21–43.
- Bieńkowski W., Gawrońska-Nowak B., Grabowski W.**, *Comovements of stock markets in the CEE-3 countries during the global financial crisis*, *Eastern European Economics* 2014/52, s. 32–55.
- Brzeczzyński J., Welfe A.**, *Are There Benefits from Trading Strategy Based on the Returns Spillovers to the Emerging Stock Markets? Evidence from Poland*, *Emerging Markets Finance and Trade* 2007/43, s. 74–92.
- Diebold F.X., Yilmaz K.**, *Better to Give than to Receive: Forecast-Based Measurement of Volatility Spillovers*, *International Journal of Forecasting* 2012/28, s. 57–66.
- Doman M., Doman R.**, *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Wydawnictwo Diffin, Warszawa 2014.
- Dungey M., Fry R.A., Gonzalez-Hermosillo B., Martin V.**, *Transmission of Financial Crises and Contagion: A Latent Factor Approach*, Oxford University Press, New York 2010.
- Elliot G., Rothenber T.J., Stock J.H.**, *Efficient tests for an autoregressive unit root*, *Econometrica* 1996/64, s. 813–836.
- Forbes K.J.**, *The “BIG C”: identifying contagion*, NBER Working Papers 2012/18465.
- Forbes K.J., Chin M.D.**, *A decomposition of global linkages in financial markets over time*, *Review of Economics and Statistics* 2004/86, s. 705–722.
- Gerlach S., Smets F.**, *Contagious Speculative Attacks*, *European Journal of Political Economy* 1995/11, s. 45–63.
- Glick R., Rose A.**, *Contagion and Trade: Why Are Currency Crises Regional?*, *Journal of International Money and Finance* 1999/18, s. 603–617.
- Grabowski W., Welfe A.**, *The tobit cointegrated vector autoregressive model: An application to the currency market*, *Economic Modelling* 2020/89, s. 88–100.
- Gupta R., Subramaniam S., Bouri E., Ji Q.**, *Infectious disease-related uncertainty and the safe-haven characteristic of US treasury securities*, *International Review of Economics and Finance* 2021/71, s. 289–298.
- Harkmann K.**, *Stock Market Contagion from Western Europe to Central and Eastern Europe during the Crisis Years 2008–2012*, *Eastern European Economics* 2014/52, s. 55–65.
- Horvath R., Lycosa S., Baumohl E.**, *Stock market contagion in Central and Eastern Europe: unexpected volatility and extreme coexceedance*, *European Journal of Finance* 2018/24, s. 391–412.
- Kadlackova N., Komarek L.**, *Foreign exchange market contagion in Central Europe from the viewpoint of extreme value theory*, *Prague Economic Papers* 2017/26, s. 690–721.
- King M.A., Wadhvani S.**, *Transmission of Volatility Between Stock Markets*, *Review of Financial Studies* 1990/1, s. 5–33.
- Kodres L.E., Pritsker M.**, *A Rational Expectations Model of Financial Contagion*, *Journal of Finance* 2002/57, s. 769–799.
- Luchtenberg K.F., Vu Q.V.**, *The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants*, *Research in International Business and Finance* 2015/33, s. 178–203.
- Moagar-Poladian S., Clichichi D., Stanciu C.-V.**, *The Comovement of Exchange Rates and Stock Markets in Central and Eastern Europe*, *Sustainability* 2019/11, s. 3985.

- Morales-Zumaquero A., Sosvilla-Rivero S.**, *Volatility spillovers between foreign exchange and stock markets in industrialized economies*, Quarterly Review of Economics and Finance 2018/70, s. 121–136.
- Raddatz C., Schmukler S.**, *On the International Transmission of Shocks: Micro-Evidence from Mutual Fund Portfolios*, Journal of International Economics 2012/88, s. 357–374.
- Shin H.S.**, *Global Banking Glut and Loan Risk Premium*, IMF Economic Review 2012/60, s. 155–192.
- Syllignakis M.N., Kouretas G.P.**, *German, US and Eastern European Stock Market Integration*, Open Economies Review 2010/27, s. 607–628.

Wojciech GRABOWSKI

CONTAGION IN THE CENTRAL AND EASTERN EUROPE DURING THE CORONAVIRUS PANDEMIC APPLICATION OF THE QUANTILE REGRESSION

Abstract

Background: Stock market contagion in the countries of Central and Eastern Europe in the years 2020–2021 is investigated.

Research purpose: The article evaluates the impact of the coronavirus pandemic, as well as stock and currency market uncertainty on the scale of contagion.

Methods: The quantile regression method is used.

Conclusions: Stock and currency market uncertainty strongly affected the shock transmission mechanism. Categories associated with the coronavirus pandemic were also important drivers of the shock transmission mechanism.

Keywords: quantile regression, contagion effect, stock market.