



ekonomia

międzynarodowa

- **Wpływ zadłużenia publicznego na dynamikę wzrostu gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej**
- **Przychody pierwotne a nierówności dochodowe w krajach wschodzących**
- **Manipulacja informacją na rynkach finansowych: przyczynek do analizy na przykładzie rynku kapitałowego w Polsce**
- **Wolność gospodarcza a postępy w transformacji gospodarczej krajów WNP w latach 2000–2014**



ekonomia

międzynarodowa



WYDZIAŁ
EKONOMICZNO-SOCJOLOGICZNY
Uniwersytet Łódzki



Ekonomia Międzynarodowa

Nr 26, 2019

Redakcja:

Piotr Gabrielczak – Redaktor naczelny

Jakub Kronenberg

Tomasz Serwach

Kinga Dudzik – Redaktor językowy

Mark Muirhead – Redaktor językowy

Mariusz Plich – Redaktor statystyczny

Rada naukowa:

prof. zw. dr hab. Janusz Świerkocki (Uniwersytet Łódzki) – Przewodniczący

prof. dr Costea Munteanu (Academia de Studii Economice din Bucuresti)

prof. dr hab. Rafał Matera (Uniwersytet Łódzki)

dr Agnieszka Chidlow (University of Birmingham)

dr Tilo Halaszovich (Universität Bremen)

dr Lilianna Jodkowska (Hochschule für Technik und Wirtschaft, Berlin)

Szczegółowe informacje o czasopiśmie i archiwum na stronie www.ekonomia-m.pl

Wydawca: Uniwersytet Łódzki

Projekt okładki: Michał Stanowski, Agata Wodzińska-Zajac

Korekta: Kinga Dudzik, Mark Muirhead

Skład: Kinga Dudzik

ISSN: 2082-4440

e-ISSN: 2300-6005

Spis treści

Wpływ zadłużenia publicznego na dynamikę wzrostu gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej (Zbigniew Karmela)	74
Przychody pierwotne a nierówności dochodowe w krajach wschodzących (Olgierd Kotyło).....	96
Manipulacja informacją na rynkach finansowych: przyczynek do analizy na przykładzie rynku kapitałowego w Polsce (Paweł Podolski)	112
Wolność gospodarcza a postępy w transformacji gospodarczej krajów WNP w latach 2000–2014 (Daria Pilarczyk)	134

Wpływ zadłużenia publicznego na dynamikę wzrostu gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej

Zbigniew Karmela*

Wstęp

Oddziaływanie długu publicznego na wzrost gospodarczy oraz wysokość bezpiecznego poziomu zadłużenia po następstwach kryzysu finansowego w USA w 2007 r. stało się przedmiotem ożywionej dyskusji zarówno wśród ekonomistów, jak i polityków, a późniejsza dekoniunktura gospodarcza przyczyniła się do podjęcia działań zapobiegawczych w zakresie polityki monetarnej oraz fiskalnej. Wiązało się to często ze znacznym zwiększeniem zadłużenia publicznego lub nawet wystąpieniem kryzysu finansów publicznych w niektórych krajach, w tym Europy Środkowo-Wschodniej (Litwa, Łotwa). Znaczący wzrost obciążeń budżetowych skłania do refleksji nad tym, czy bezpieczny poziom długu, zapewniający stałe tempo wzrostu gospodarczego, został już przekroczony.

Do zasadniczych celów badawczych artykułu należą ocena możliwości wpływu wysokości zadłużenia publicznego na dynamikę wzrostu gospodarczego w wybranych krajach oraz określenie stopnia ryzyka nadmiernego zadłużenia. Przeprowadzone analizy empiryczne koncentrują się na weryfikacji współistnienia zjawisk dużego długu publicznego i niskiego wzrostu PKB *per capita*, a także na określeniu, czy między tymi wskaźnikami zachodzi związek przyczynowo-skutkowy. Szczególną uwagę poświęcono maksymalnej dopuszczalnej wielkości zadłużenia w relacji do PKB. Warto jednak zaznaczyć, że istnieje wiele ograniczeń dotyczących badania zależności między tymi zmiennymi, a ekonomiści niestety nie są zgodni co sposobu, w jaki należy to robić. Ponadto istnieje pewne prawdopodobieństwo, że w krajach, które przekroczyły krytyczny poziom długu, wzrost gospodarczy nadal będzie stosunkowo duży. Przykładem takiej sytuacji może być brak załamania się wzrostu gospodarczego w USA po przekroczeniu wskazywa-

* Zbigniew Karmela – magister, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Makroekonomii, zbigniewkar@gmail.com.

nej przez Reinhart i Rogoff 90-procentowej granicznej relacji zadłużenia do PKB. Autor jest świadomy tych problemów, dlatego w niniejszym opracowaniu zwrócono uwagę na różnicę pomiędzy współistnieniem wysokiego długu publicznego i niskiego tempa PKB a charakterem związku przyczynowo-skutkowego między tymi kategoriami ekonomicznymi. W celu zminimalizowania błędu w kalkulacji teoretycznego granicznego poziomu długu zastosowano cztery alternatywne modele ekonometryczne. Należy jednak pamiętać, że wyliczone graniczne poziomy udziału zadłużenia mają charakter poglądowy, a nie wiążący, i są uzupełnieniem dyskusji na temat ważnego problemu skutków występowania długu publicznego.

Na początku artykułu zostały przedstawione wybrane opisane w literaturze przedmiotu dotychczasowe wyniki badań, uwzględniające także wnioski płynące z dwóch metaanaliz literatury. W dalszej części omówiono wątpliwości metodyczne związane z badaniem wpływu zadłużenia publicznego na tempo wzrostu gospodarczego. W ostatniej części opracowania skupiono się na empirycznej weryfikacji zależności między opisywanymi zjawiskami. Weryfikację statystyczno-ekonometryczną podzielono na dwie części. Pierwsza z nich to analiza statystyk opisowych, mająca za zadanie dowieść, czy wysoki dług publiczny jest skorelowany z niskim wzrostem PKB. W drugiej części opisano metodologię oraz wyniki estymacji czterech modeli ekonometrycznych dla danych przekrojowo-czasowych, pochodzących z obserwacji (w latach 1996–2017) 11 krajów Europy Środkowo-Wschodniej należących do Unii Europejskiej. Estymacje te były również podstawą wyliczenia różnych poziomów maksymalnej dopuszczalnej wielkości zadłużenia publicznego.

Przegląd literatury

Rozważania teoretyczne nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o występowanie zależności pomiędzy długiem publicznym a wzrostem PKB. Co więcej, badacze tego zagadnienia są dalecy od konsensusu. Wyniki niektórych prac empirycznych wskazują na negatywny wpływ zadłużenia publicznego na tempo wzrostu PKB. Na podstawie innych można wywnioskować, że taka zależność nie istnieje. Występują również opracowania, w których dowodzi się, że dług publiczny nieliniowo wpływa na tempo wzrostu gospodarczego, które ostatecznie zależy od dodatkowych czynników. Do zmiennych różnicujących oddziaływanie wysokości zadłużenia publicznego na dynamikę PKB zalicza się m.in. wysokość udziału długu publicznego w PKB, poziom rozwoju ekonomicznego danego państwa, a także występowanie kryzysów zadłużenia we wcześniejszym okresie (Siwińska-Gorzela 2015). W opracowaniach wskazujących na nieliniową relację między długiem a wzrostem zwykle stosuje się czynnik różnicujący w postaci prognozy zadłużenia, wprowadzając do równań regresji zmienne zero-jedynkowe lub umieszczając kwadrat zadłużenia publicznego. Stosując pewne ustalone progi, można określić

graniczną wartość poziomu zadłużenia, w przypadku którego zmienia się charakter bądź intensywność zależności pomiędzy omawianymi zmiennymi. Niektórzy naukowcy zauważają, że dług może mieć pozytywne skutki, ale tylko wtedy, gdy jego poziom jest niewielki.

Pierwsze studia empiryczne koncentrują się na zależności liniowej. Badacze tacy jak Diamond (1965), Modigliani (1961), Saint-Paul (1992), Blanchard (1985), Barro (1990), a później także Aizenman (2007), bazując na neoklasycznych endogenicznych modelach wzrostu gospodarczego, pokazują, że w długim okresie dług – niezależnie od tego, jaki jest on duży – determinuje spowolnienie tempa wzrostu gospodarczego. Jest to spowodowane mniejszą akumulacją kapitału będącą następstwem obniżonej stopy inwestycji. Ekonomiści Tanzi i Chalk (2000), Gale i Orszag (2003), Laubach (2009) oraz Baldacci i Kumar (2010) dowodzą, że skutki rosnącego zadłużenia publicznego, ze względu na tzw. efekt wypychania, są negatywne. Wzrost zadłużenia prowadzi do podwyższenia rynkowej stopy procentowej, a w konsekwencji – do zmniejszenia inwestycji prywatnych. Wysoki odsetek długu – jak zauważają m.in. Teles i Mussolini (2014) – może także zniechęcić zagranicznych inwestorów, którzy zaczną zmniejszać rozmiary inwestycji w zadłużonych krajach. Kumar i Woo (2010) stwierdzają, że wysoki poziom długu publicznego ma negatywny wpływ na tempo wzrostu gospodarczego w 5-letnim horyzoncie czasowym. Naukowcy ci, stosując wielowymiarową analizę, dowodzą, że wzrost relacji długu publicznego do PKB o 10 punktów procentowych (pp.) skutkuje spowolnieniem tempa wzrostu gospodarczego o 2 pp. Schclarek (2004) natomiast dokonał rozróżnienia względem rozwoju gospodarczego poszczególnych państw. Autor konkluduje, że istnieje istotna negatywna zależność pomiędzy długiem a wzrostem wśród krajów rozwijających się, która jednak nie pojawia się w przypadku krajów rozwiniętych.

Na nieliniową relację między zadłużeniem publicznym a wzrostem gospodarczym wskazują często przywoływane przez innych autorów badania Reinhart i Rogoff (2010). Autorzy, agregując dane dla 44 krajów i używając szeregów czasowych sięgających w niektórych przypadkach nawet XVII w., stwierdzili, że wpływ zadłużenia publicznego na tempo wzrostu gospodarczego krajów rozwiniętych jest niewielki, pod warunkiem, że omawiana relacja nie przekroczy 90%. Po przekroczeniu tego progu następuje spadek tempa wzrostu gospodarczego o 1–4 pp. Rozpatrując dane dotyczące krajów rozwijających się, wyliczono, że w przypadku 60-procentowego progu relacji zadłużenia publicznego do PKB średni wzrost PKB jest o 2 pp. niższy. Studia, w których wyliczono krytyczne wartości progowe dla pewnych poziomów długu, przeprowadzili również Chcherita-Westphal oraz Rother (2012), Cecchetti i in. (2011), Baum i in. (2013), Mencinger i in. (2015). Z badań tych wynika, że maksymalna dopuszczalna wielkość zadłużenia wynosi 66–96% (w przypadku krajów rozwijających się 40–60%) (Mencinger i in. 2015). Znacznie wyższe wartości graniczne pojawiają się w opracowaniu Karadama (2018), zwłaszcza odnośnie do krajów rozwijających się,

w przypadku których dopiero po przekroczeniu 88,2% poziomu zadłużenia ma nastąpić spadek tempa PKB. Próg bezpiecznego zadłużenia krajów rozwiniętych to 106,6%. Afonso i Jalles (2013) oraz Chen i in. (2016) nie uwzględnili w swoich badaniach poziomu rozwoju gospodarczego. Przeprowadziwszy estymację panelową odpowiednio dla 155 i 65 krajów z obu tych grup, doszli oni do wniosku, że dług publiczny zaczyna negatywnie wpływać na wzrost gospodarczy po przekroczeniu ok. 60%. Caner (2010), przebadawszy 101 krajów, stwierdził, że po przekroczeniu 77% relacji długu do PKB wzrost gospodarczy zaczyna spowalniać, jednak w większym stopniu dotyczy to krajów rozwijających się. Wartości znacząco inne od najczęściej spotykanych wartości krytycznych uzyskał Egert (2015), który pokazał, że dług publiczny zaczyna determinować spadek tempa wzrostu PKB już po przekroczeniu 20%. Autor ten zwraca jednak szczególną uwagę na trudność wyliczenia wiarygodnych wartości progowych, argumentując, że zależy to od przyjętego modelu oraz zakresu wprowadzonych danych. Gómez-Puig i Sosvilla-Rivero (2015) przeanalizowali dane dotyczące krajów strefy euro, jednak nie przeprowadzili analizy panelowej dla całej grupy, tylko dla pojedynczych krajów, odrzucając przy tym estymacje, które nie wykazały przyczynowości w sensie Grangera.

Na podstawie tak skonstruowanych wyliczeń okazało się, że – jeśli występowała przyczynowość – próg powyżej którego wielkość długu była niekorzystna dla wzrostu PKB wynosił 56–103%. W późniejszym badaniu tych samych naukowców (2017 r.) progi bezpieczeństwa dla peryferyjnych krajów strefy euro oscylowały między 40% a 50%. W przypadku krajów bardziej rozwiniętych były one niewiele większe i wyniosły maksymalnie 61%. Rozszerzonej analizy wpływu długu na wzrost w krajach rozwijających się dokonali Cordella, Ricci i Ruiz-Arranz (2005), którzy oddzielnie badali grupę HIPC (ang. *Heavily Indebted Poor Countries*). Według tych ekonomistów wpływ długu na wzrost PKB w krajach rozwijających się, ale nienależących do grupy HIPC, jest nieliniowy i zmienny w zależności od wysokości długu. Wyróżnia się tu dwa progi – wraz z przekroczeniem pierwszego, na poziomie między 10% a 30%, tempo wzrostu zaczyna spadać. Natomiast po przekroczeniu drugiego progu, który wynosi ok. 80%, dalsze przyrosty długu nie mają znaczącego wpływu na tempo wzrostu PKB. W przypadku krajów z grupy HICP autorzy nie zauważyli istotnego negatywnego wpływu długu na dalsze tempo wzrostu PKB. Uważa się, że powodem tych różnic są bardziej preferencyjne warunki kredytowania zapewniane tym krajom przez instytucje międzynarodowe.

Bilan i Inhatow (2014), Mencinger i in. (2014) oraz Bilan (2015) przeprowadzili badanie interesujące w kontekście niniejszego opracowania, ponieważ uwzględnili podobną grupę krajów. Na podstawie wyliczeń autorów okazało się, że dla krajów członkowskich UE rozwiniętych gospodarczo bezpieczny poziom zadłużenia zamyka się w przedziale 80–99%, natomiast w przypadku krajów rozwijających się ten odsetek był znacznie niższy i wyniósł między 42% a 55%.

Wyraźne obniżenie bezpiecznego poziomu zadłużenia krajów rozwijających się było argumentowane mniejszą wiarygodnością dla inwestorów, większą podatnością na wstrząsy gospodarcze oraz większą zależnością od zewnętrznych transferów kapitałowych.

Panizza i Presbitero (2013) w swoim późniejszym opracowaniu zwracają uwagę na problem endogeniczności oraz odwrotnej przyczynowości. W badaniu obejmującym kraje OECD twierdzą, że przeprowadzenie regresji dla wartości zadłużenia oraz wzrostu PKB daje typową ujemną zależność pomiędzy tymi zmiennymi, często występującą w literaturze przedmiotu. Jednak po zastosowaniu zmiennej instrumentalnej silnie skorelowanej z wielkością długu publicznego zależność wzrostu PKB od długu przestaje być istotna. Eberhardt (2017), wykorzystując analizę kointegracyjną obejmującą 27 krajów, również nie znalazł dowodów na oddziaływanie długu publicznego na wzrost PKB. Co istotne autor ten, podobnie jak Reinhart i Rogoff, wykorzystał w swoim badaniu bardzo długie szeregi czasowe, sięgające nawet 1800 r.

Celem przedstawienia niniejszych rozważań empirycznych, które są jednymi z wielu istniejących w literaturze – było stworzenie jedynie pewnego uogólnionego przeglądu, a nie wyczerpanie analizowanego tematu. Przytoczenie większości z nich znacząco przekroczyłoby ramy niniejszego opracowania i zapewne również nie dałoby wiarygodnej i szczegółowej odpowiedzi na pytanie o rzeczywisty wpływ długu publicznego na wzrost gospodarczy.

Alternatywnym podejściem badawczym jest wtórna analiza polegająca na skwantyfikowanym przeglądzie literatury, którego istotą jest wypracowanie pewnej syntezy na podstawie istniejących badań. Próbę przeprowadzenia metaanalizy dotyczącej badań wpływu długu na wzrost, zgodnie z moją wiedzą, podjęli Moore i Thomas (2008)¹ oraz Siwińska-Gorzela (2015)². Obie metaanalizy pokazały, że wpływ zadłużenia publicznego na tempo wzrostu PKB jest różny w zależności od takich czynników jak: metoda agregacji danych, zastosowana metodologia lub próba krajów, na której dane badanie zostało przeprowadzone. Istotne znaczenie miało także tzw. skrzywienie publikacyjne polegające na unikaniu publikowania prac naukowych w przypadku braku wykrycia jakiejś zależności. Według oszacowań zawartych w pracy Siwińskiej-Gorzela istnieje ujemna i istotna zależność pomiędzy wysokim poziomem długu publicznego a tempem wzrostu PKB. Nale-

¹ Przytoczona metaanaliza została opracowana na podstawie 17 publikowanych i niepublikowanych prac badawczych. Opracowania zostały znalezione za pomocą wyszukiwarek JSTOR, EBSCO, ProQuest oraz Google Scholar przy użyciu słów kluczowych: *debt, growth*.

² Autorka wybrała 21 prac badawczych na podstawie następujących kryteriów: 1. Do wyszukiwania opracowań użyto wyszukiwarki REPEC Ideas i Google Scholar. 2. Artykuły wyszukiwano za pomocą słów kluczowych *public debt, government debt, external debt, growth, development*. 3. Wyszukiwanie ograniczono do artykułów zawierających badania empiryczne, opublikowanych po angielsku w recenzowanych pismach oraz seriach opracowań roboczych IMF i NBER. 4. Wykluczono oszacowania, które zawierały wielkość długu podniesioną do kwadratu. 5. Gdy wpływ niskiego zadłużenia na wzrost PKB był różny od wpływu wysokiego zadłużenia, wpływ niskiego zadłużenia został pominięty.

ży jednak zauważyć, że duże zadłużenie oznacza jedynie wartość relacji długu do PKB powyżej pewnego progu, który jest ustalany na różnych poziomach. Wyniki metaanalizy opracowanej przez Moore'a i Thomas (2008) pokazują, że dług może pozytywnie wpływać na wzrost gospodarczy, zwłaszcza jeśli jest finansowany kapitałem zagranicznym. Spośród 17 prac przebadanych przez tych autorów w 11 wykazano pozytywną zależność pomiędzy długiem a wzrostem gospodarczym. Należy jednak zastrzec, że ze względu na rok wydania pominięte zostały badania dotyczące kryzysu zadłużeniowego.

Problemy metodologiczne

Zasadniczymi problemami metodycznymi, na jakie natrafiają badacze, są niejasności dotyczące endogeniczności oraz przyczynowości długu publicznego względem przyrostu PKB. W badaniach empirycznych często można zaobserwować ujemną korelację pomiędzy tymi zmiennymi, jednak istnieją uzasadnione wątpliwości co do tego, czy wysoki dług publiczny rzeczywiście oddziałuje na niższe tempo wzrostu gospodarczego, lub tego, czy między tymi kategoriami nie występuje odwrotna przyczynowość.

Analizując literaturę dotyczącą tej problematyki (m.in. Ibis, Ranciere 2005; Panizza, Presbitero 2013), można zauważyć, że badacze borykali się głównie z kilkoma problemami. Pierwszym istotnym problemem jest sama konstrukcja wskaźnika długu publicznego. Stosowanie w oszacowaniach ekonometrycznych równoległych obserwacji dla przyrostów PKB oraz wartości stosunków długu do PKB nie może dać jednoznacznej odpowiedzi wskazującej na przyczynowość długu względem wzrostu PKB z powodu konstrukcji zmiennej reprezentującej wielkość długu publicznego (relacja długu publicznego do PKB). Przyrost PKB zwiększa wartość mianownika tej miary, a z drugiej strony obniża jej licznik ze względu na działalność automatycznych stabilizatorów koniunktury lub dyskrecjonalną antycykliczną politykę fiskalną (Reinhart, Rogoff 2011). Dzięki temu zachodzi niejako automatyczna ujemna korelacja w przypadku długu publicznego i przyrostu PKB, jednak nie jest to dowodem na to, że wzrost długu hamuje PKB.

Rozwiązaniem tego problemu może być zastosowanie zmiennej instrumentalnej zastępującej zmienną wyrażającą stosunek długu do PKB, ale wysoce z nią skorelowanej, niebędącej przy tym zależną od dynamiki wzrostu gospodarczego. Do takich zmiennych można zaliczyć wcześniejsze wartości długu publicznego ze względu na wysoką korelację z późniejszymi danymi lub zmienne całkowicie zewnętrzne, jednak mocno skorelowane z wartościami długu. Niektórzy badacze (Panizza, Presbitero 2013; Westphal, Rother 2013) twierdzą jednak, że użycie jako zmiennej instrumentalnej opóźnionej wielkości długu publicznego nie eliminuje, a jedynie zmniejsza problem odwrotnej przyczynowości.

Po drugie, przyczyną korelacji pomiędzy PKB a długiem publicznym może być również dodatkowy czynnik, który oddziałuje na obie te zmienne, powodując ich endogeniczność. Wydaje się, że ekonomiści nie są zgodni, jeśli chodzi o wyeliminowanie opisanych problemów, jednak – jak się wydaje – można je ograniczyć, wykorzystując w modelach zmienne egzogeniczne skorelowane z bieżącą wartością długu, a nie samą bieżącą wartość stosunku długu publicznego do PKB będącą równoległą obserwacją.

Po trzecie, nie jest jasne, czy wpływ długu publicznego na wzrost gospodarczy ma charakter liniowy. W literaturze przedmiotu można znaleźć prace wskazujące na liniowy, jednoznacznie negatywny wpływ długu (m.in. Modigliani 1961; Saint-Paul 1992), jednak coraz częściej wykorzystuje się podejście zakładające nieliniową zależność pomiędzy tymi zmiennymi (m.in. Hansen 1999; Kumar, Woo 2010; Lind, Mehlum 2010; Checherita-Westphal, Rother 2012; Egert 2012).

Metodą często wykorzystywaną do weryfikowania hipotezy o nieliniowej zależności między wzrostem a długiem jest dodanie do estymowanych zmiennych niezależnych kwadratu długu publicznego. Pozwala to na znalezienie jednej wartości progowej wysokości zadłużenia, po której przekroczeniu dalszy jej przyrost wpływa negatywnie na tempo wzrostu PKB. Inne podejścia zakładają przeprowadzenie przynajmniej kilku regresji dla różnych poziomów długu publicznego. Przykładowo Cordella, Ricci i Ruiz-Arranz (2005), badając kraje HIPC, w skonstruowanym modelu zastosowali kilka regresji w zależności od poziomu długu. Dowiedli, że w krajach tych istnieją dwie wartości progowe, po których przekroczeniu wpływ długu na PKB ulega zmianie. Z kolei Imbs i Ranciere (2005), analizując 87 krajów rozwijających się, starali się zweryfikować hipotezę o nieliniowości wpływu długu publicznego na PKB, nie wyznaczając przy tym wartości progowych, a jedynie wykorzystując metodę „ruchomego okna” (*rolling window*), polegającą na przeprowadzaniu wielu regresji dla różnych poziomów zadłużenia publicznego.

Wspomniane problemy powodują, że niezmiernie trudno jest ustalić rzeczywisty wpływ długu publicznego na wzrost gospodarczy. Wyniki przeprowadzonych estymacji często zależą od hipotez dotyczących nieliniowości, a także doboru zmiennych reprezentujących wysokość długu publicznego.

Metodologia badania

W niniejszym opracowaniu postawiono dwie hipotezy. Według pierwszej z nich istnieje zjawisko współwystępowania wysokiego długu publicznego oraz niskiego wzrostu gospodarczego. Według drugiej hipotezy badawczej występuje również przyczynowość między tymi zmiennymi, a od pewnej wysokości dług publiczny zaczyna negatywnie wpływać na tempo wzrostu gospodarczego. Zakłada się

również, że punkt zwrotny, po przekroczeniu którego dług zaczyna negatywnie wpływać na wzrost gospodarczy, jest na niższym poziomie niż 85%. Proponowana wartość graniczna prognozy nawiązuje do badań m.in. Reinhart i Rogoffa (2010) oraz Westphal i Rothera (2013), w których dla państw rozwiniętych wartość graniczna stosunku zadłużenia do PKB wynosiła 85–100%. Do zweryfikowania pierwszej hipotezy badawczej zakładającej współwystępowanie opisywanych zjawisk wykorzystano analizę statystyk opisowych zawierających: średnią, medianę, minimum oraz maksimum. Analizę średnich dodatkowo podzielono zależnie od sposobu agregacji danych.

Pierwszy sposób agregacji polegał na wyliczeniu średnich wzrostu gospodarczego oraz długu publicznego dla poszczególnych państw w badanym okresie. Następnie na podstawie tych danych oszacowano równania regresji, w przypadku których zmienną zależną było tempo wzrostu gospodarczego, a zmienną niezależną – dług publiczny. Kolejnym krokiem była agregacja nie ze względu na poszczególne kraje, lecz w podziale na obserwacje mieszczące się w wartościach granicznych stosunku długu publicznego do PKB. Ustalono trzy progi: do 30%, 31–60% oraz powyżej 60%. Zakres przyjętych przedziałów wynikał z praktyk stosowanych przez innych autorów – m.in. Reinhart i Rogoffa (2010) – oraz liczby obserwacji obejmujących skrajne wielkości zadłużenia. W literaturze można spotkać estymacje dla wielkości progowych nawet na poziomie powyżej 90%, jednak tylko dwie z zebranych obserwacji przekroczyły tę wartość, więc zaniechano prezentacji statystyk w tym przypadkach. Dla tak przyjętych przedziałów zaprezentowano również statystyki median, minimum oraz maksimum.

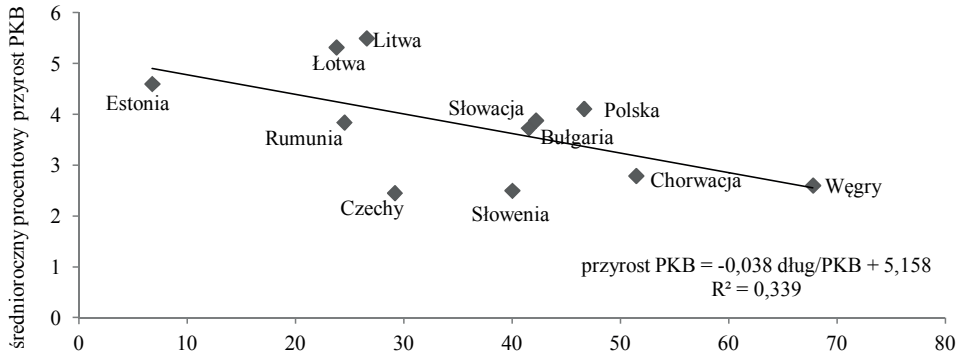
Uśrednione wartości obserwacji pokazują, że w okresie 1996–2017 zdecydowanie najniższy stosunek długu publicznego do PKB można było zaobserwować w Estonii – 6,7% (zob. tabela 1), a najbardziej zadłużonym państwem okazały się Węgry ze średnią relacją długu do PKB na poziomie 67,8%. Drugim najbardziej zadłużonym krajem była Chorwacja, jednak należy zauważyć, że stosunek długu do PKB w przypadku tego kraju był o 16,4 pp. mniejszy niż w przypadku Węgiei. Na wykresach 1 i 2 zaprezentowano równania regresji z trendem liniowym. Jako zmienne objaśniane zastosowano w pierwszym równaniu średnioroczny procentowy wzrost PKB, a w drugim – skumulowany roczny wskaźnik wzrostu PKB (ang. *Compound Annual Growth Rate*). Zmienną objaśniającą jest stosunek długu publicznego do PKB. Otrzymane statystyki R^2 na poziomie 0,292–0,339 świadczą o umiarkowanej ujemnej zależności wskaźników przyrostu PKB *per capita* względem średniej relacji długu publicznego do PKB. Kraje takie jak Polska, Słowacja, Litwa, Łotwa oraz Bułgaria osiągnęły wyższy średni wzrost gospodarczy niż wynika to z zaprezentowanych linii trendu. Wyliczone równania oraz zaprezentowane trendy ze względu na niewielką liczbę obserwacji, a także równoległe szeregi czasowe są jednak pogładowe.

Tabela 1. Statystyki dotyczące relacji długu do PKB oraz średniego przyrostu PKB *per capita* dla wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1996–2017

	Kraj										
	Bułgaria	Chorwacja	Czechy	Estonia	Litwa	Łotwa	Polska	Rumunia	Słowacja	Słowenia	Węgry
Średni udział długu publicznego w PKB (%)	41,5	51,4	29,1	6,7	26,5	23,7	46,6	24,5	42,2	40,0	67,8
Średnioroczny procentowy wzrost PKB	3,7	2,8	2,5	4,6	5,5	5,3	4,1	3,8	3,9	2,5	2,6
Skumulowany roczny wskaźnik wzrostu PKB (CAGR)	3,8	2,4	2,3	4,3	5,3	5,2	4,0	3,7	3,7	2,4	2,7

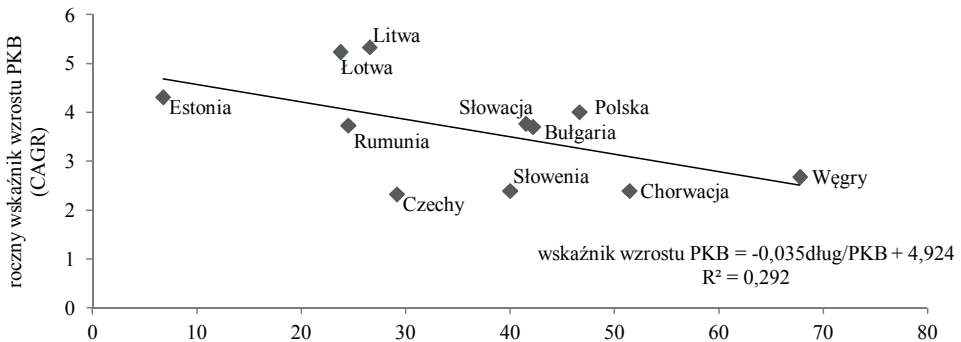
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego oraz Eurostatu.

Wykres 1. Równanie regresji dla średniorocznego przyrostu PKB *per capita* oraz średniej relacji długu do PKB dla wybranych państw Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1996–2017



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego oraz Eurostatu.

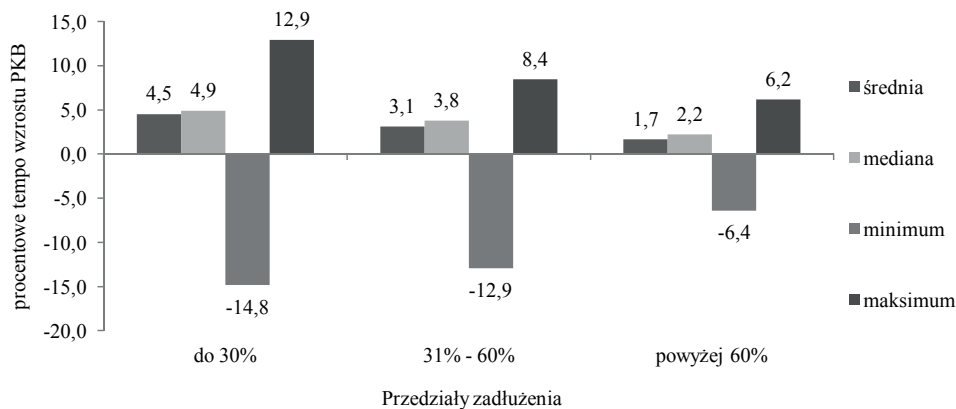
Wykres 2. Równanie regresji dla skumul. rocznego wskaźnika wzrostu (CAGR) PKB *per capita* i średniej relacji długu do PKB dla wybranych państw Europy Środk.-Wsch. w latach 1996–2017



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego oraz Eurostatu.

Próba danych, w której zagregowano obserwacje ze względu na poszczególne przedziały długu publicznego w PKB, liczyła 242 przypadki (11 krajów badanych w odniesieniu do okresu 1996–2017). W przypadku 105 obserwacji odnotowano relację długu publicznego do PKB na poziomie do 30% włącznie. 104 obserwacje charakteryzowały się stosunkiem długu do PKB w przedziale między 31% a 60%, a w przypadku 33 obserwacji stosunek ten przekroczył 60%. Statystyki dotyczące średniej oraz mediany wskazują, że wraz z przekraczaniem kolejnych progowych wartości długu przeciętny wzrost gospodarczy obniża się. Analizując wyliczone średnie wartości, można zaobserwować, że wraz ze zwiększaniem przedziału relacji długu do PKB do 31–60% średni wzrost gospodarczy obniża się o 1,4 pp. W przypadku najwyższego progu zadłużenia, przekraczającego 60%, średnie tempo wzrostu obniżyło się o kolejne 1,4 pp. Maksymalne wartości odnotowanych przyrostów PKB także były większe wtedy, gdy zadłużenie było mniejsze. Jednak warto zwrócić uwagę na to, że obserwacje cechujące się największym załamaniem wzrostu gospodarczego zostały odnotowane w przypadku mniejszego zadłużenia. Na Litwie, pomimo niewielkiego zadłużenia publicznego, w 2009 r. wystąpił największy spadek tempa wzrostu gospodarczego spośród wszystkich analizowanych państw (–14,8%), a w grupie krajów relatywnie najbardziej zadłużonych największym spadkiem tempa PKB charakteryzowały się Węgry (–6,4%). Oznacza to, że w przypadku obserwacji o wyższym współczynniku zadłużenia można się było spodziewać mniejszych wahań tempa wzrostu PKB *per capita*.

Wykres 3. Statystyki opisowe dla wzrostu PKB w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w zależności od wysokości długu publicznego w relacji do PKB *per capita*



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Światowego oraz Eurostatu.

Zgodnie z zaprezentowaną analizą statystyk opisowych oraz przytoczonym wcześniej przeglądem literatury należy domniemywać, że wielkość długu przynajmniej w pewnym zakresie może wywierać wpływ na tempo wzrostu gospodarczego. Relacja pomiędzy opisywanymi wartościami często nie jest

liniowa – dopiero po przekroczeniu pewnej krytycznej wartości dług publiczny zaczyna negatywnie wpływać na wzrost gospodarczy. W celu weryfikacji tej hipotezy skonstruowano cztery modele ekonometryczne dla danych panelowych; są to: klasyczny model najmniejszych kwadratów, model z efektami ustalonymi (*fixed effects*), systemowa uogólniona metoda momentów (Blundell, Bond 1998) oraz uogólniona metoda momentów pierwszych różnic (Arellano, Bond 1991). Do badania wykorzystano dane roczne dotyczące 11 krajów Europy Środkowo-Wschodniej³ z lat 1996–2017. Dane pochodzą z baz statystycznych Banku Światowego (*World Development Indicators*) oraz Eurostatu⁴. W przeprowadzonych analizach jako zmienną zależną wykorzystano tempo wzrostu PKB *per capita*. Aby zweryfikować hipotezę o nieliniowej zależności pomiędzy wzrostem gospodarczym a długiem publicznym, posłużono się zmiennymi niezależnymi, obejmującymi m.in. dane dla udziału zadłużenia publicznego w PKB oraz kwadratu tej wielkości. Jako pozostałe zmienne kontrolne, mające za zadanie zmniejszyć potencjalne obciążenie zmiennych zawierających dane o zadłużeniu, włączono:

1. udział inwestycji w PKB (inwestycje);
2. udział wydatków publicznych w PKB (wydatki publiczne);
3. procentowy rzeczywisty przyrost ludności danego kraju (przyrost populacji);
4. wskaźnik inflacji CPI (inflacja);
5. PKB *per capita* w cenach stałych z 2010 r. z zachowaniem parytetu siły nabywczej (PKB *per capita*);
6. udział pracowników z wykształceniem wyższym wśród ogółu siły roboczej (wykształceni pracownicy);
7. udział osób w wieku 0–14 oraz 64 i więcej wśród ogółu ludności (obciążenie demograficzne);
8. sumę udziałów eksportu i importu w PKB opisującą otwartość gospodarki (handel);
9. deficyt budżetowy jako odsetek PKB (deficyt);
10. opóźnioną wartość przyrostu PKB *per capita* (przyrost PKB *per capita* (t-1)).

Dobór zmiennych kontrolnych w znacznej mierze wynikał z analizy porównawczej przeprowadzonej na potrzeby analogicznych badań nad wpływem zadłużenia publicznego na przyrost PKB (por. np. Siwińska-Gorzela, Mencinger i in., Westphal i in.).

Zmienna ukazująca wielkość inwestycji została włączona dlatego, że jest ona zasadniczą determinantą tworzenia nowego kapitału produkcyjnego przy-

³ Badanie obejmowało następujące kraje: Bułgarię, Chorwację, Czechy, Estonię, Litwę, Łotwę, Polskę, Rumunię, Słowację, Słowenię oraz Węgry. Z powodu braku danych z analizy wykluczono: Białoruś, Ukrainę, Bośnię i Hercegowinę, Serbię, Czarnogórę, Macedonię oraz Albanie.

⁴ Gdy brakowało pojedynczych wartości, przypisywano wartość z roku następnego. Braki danych nie przekraczały jednak 10% całego zbioru.

czyniącego się do zwiększania potencjalnego poziomu PKB. Kapitał to zmienna standardowo umieszczana zarówno w neoklasycznych, jak i endogenicznych modelach wzrostu gospodarczego, m.in. Solow (1956), Diamond (1965), Romer (1986), Lucas (1988), Rebelo (1991) Mankiw – Romer – Weil (1992) oraz Aghion-Howitt (1992).

Wielkość wydatków publicznych może mieć również wpływ na tempo wzrostu PKB, co odzwierciedla model Barro (1990), gdzie do argumentów funkcji produkcji dołączono produktywne wydatki publiczne. W późniejszych pracach, m.in. metaanalizie Nijkamp i Poot (2004), Magazzino (2011), Afonso i Furceri (2010) oraz Lamartina i Zaghini (2011) potwierdzono, że większość z grup wydatków mieszczących się w klasyfikacji COFOG (ang. *Classification of the Functions of Government*) ma wpływ na wzrost gospodarczy.

Rzeczywisty przyrost ludności może dwojako wpływać na przyrost PKB *per capita*. Z jednej strony może doprowadzić do nadmiernej eksploatacji zasobów naturalnych oraz przewyższać wzrost produkcji żywności (zob. np. Malthus 1798; Coale i Hoover 1958; Meadows i in. 1972; Barney 1980; Yamaguchi 2001). Z drugiej strony podkreśla się pozytywny wpływ na powstawanie nowych technologii oraz występowanie efektu skali związanego z przyrostem zatrudnionych (zob. np. Kuznets 1967; Romer 1990; Kernel 1993; Mankiw 2010).

Wielkość inflacji włączono, gdyż jest to zmienna wywołująca szereg skutków ekonomicznych. Wysoka inflacja powoduje m.in. wzrost niepewności, wzrost kosztów obsługi działalności gospodarczej, zniekształcenie informacyjnej funkcji cen, niepożądaną redystrybucję dochodów i tzw. ucieczkę od pieniądza. Wymienione skutki pośrednio wpływają na wzrost gospodarczy oraz stabilność ekonomiczną (zob. np. Fisher 1993; Barro 1995; Bruno, Easterly 1998; Khan, Senhadji 2001; Kramer i in. 2013).

Poziom PKB *per capita* został umieszczony ze względu na domniemanie występowania hipotezy konwergencji. Teoria konwergencji wynika z założeń neoklasycznych oraz nowych teorii wzrostu gospodarczego (m.in. Solow 1956; Grossman, Helpman 1991; Mankiw, Romer, Weil 1992) zakładających malejącą produktywność kapitału, a w konsekwencji – szybszy wzrost gospodarczy w krajach biedniejszych. W przypadku tej hipotezy można przypuszczać, że kraje o wyższym PKB *per capita* będą odnotowywać mniejszy jego przyrost.

Udział pracowników z wyższym wykształceniem jest zmienną reprezentującą inwestycje w kapitał ludzki – często wykorzystywany w modelach wzrostu gospodarczego obok kapitału fizycznego. Kapitał ludzki jako zmienna występuje w dwusektorowych modelach wzrostu, m.in. Mankiwa, Romera, Weila (1992), Lucasa (1988), Romera (1986) i Rebelo (1991).

Obciążenie demograficzne przyczynia się do zmniejszenia liczby osób aktywnych zawodowo, a w konsekwencji – do zmniejszenia produkcji. Liczba osób aktywnych zawodowo stanowi jeden z argumentów funkcji produkcji wyrażonej w tradycyjnych oraz endogenicznych koncepcjach wzrostu gospodarczego (m.in.

Solow 1956; Grossman, Helpman 1991; Mankiw, Romer, Weil 1992). Zwiększenie się liczby osób w wieku nieprodukcyjnym w stosunku do liczby osób w wieku produkcyjnym zazwyczaj obniża wielkość zasobu pracy w przeliczeniu na mieszkańca danego kraju, a więc również PKB *per capita*. Pozytywny wpływ rosnącego udziału siły roboczej w całej populacji na wzrost gospodarczy potwierdzają badania m.in. Blooma i Williamsona (1998), Blooma, Canninga i Malaney (2000) oraz Kelley'ego i Schmidta (2005).

Otwartość gospodarki mierzona sumą udziałów eksportu i importu w PKB może pozytywnie lub negatywnie wpływać na tempo PKB, jednak często występuje jako punkt odniesienia w modelowaniu wzrostu gospodarczego. Pozytywny wpływ otwartości handlu na gospodarkę jest uzasadniony w teorii przewag komparatywnych Torrensa (1808), spopularyzowanej przez Ricardo (1817), zgodnie z którą gospodarki poszczególnych krajów zwiększają potencjalną produkcję dzięki wprowadzeniu specjalizacji i braku barier celnych. Nowsze teorie wymiany handlowej, zaprezentowane m.in. przez Helpmana i Krugmana (1985) oraz Romera (1986), podkreślają zalety zwiększonej wymiany handlowej związane z przyciąganiem inwestycji zagranicznych, pozytywnym oddziaływaniem na przedsiębiorczość oraz przepływem nowych technologii. Jednak według niektórych autorów liberalizacja handlu może wpływać na wzrost gospodarczy tylko w przypadku pewnej grupy krajów rozwiniętych, negatywnie oddziałując na wzrost gospodarczy w krajach rozwijających się (m.in. Dollar 1992; Sachs, Warner 1995; Edwards 1998; Frankel, Romer 1999; Yanikkaya 2003; Lee 2005).

Kierunek wpływu deficytu budżetowego na tempo PKB nie jest jednoznacznie określony i często zależy od różnych dodatkowych czynników, jednak analizy niektórych naukowców pokazują, że zmienna ta ma istotny wpływ na wzrost. Fisher (1993) podkreśla negatywne oddziaływanie deficytu budżetowego na akumulację kapitału i wydajności czynników produkcji, co przekłada się na spadek tempa wzrostu PKB. Kneller, Gemmell i Bleaney (1999) twierdzą, że jeśli deficyt budżetowy wystąpi na skutek cięć w podatkach zniekształcających alokację zasobów bądź wzrostu produktywnych wydatków publicznych to jego oddziaływanie na wzrost gospodarczy będzie pozytywne. Według badań Adam i Bevan (2005) dotyczących 45 krajów rozwiniętych redukcja deficytu budżetowego do maksymalnej wielkości 1,5% PKB pozytywnie wpływa na tempo wzrostu. Wartość produktywności wydatków na inwestycje poczynione dzięki pożyczce państwa podkreślają także m.in. Gupta i Baldacci (2005), Bose, Haque i Osborn (2007) oraz Brender i Drazen (2008).

Po wstępnej estymacji zaprezentowanego modelu odrzucone zostały zmienne kontrolne o niskim poziomie istotności, który dla statystyki p przekroczył 10%. Okazało się, że we wszystkich czterech modelach odnotowano ten sam zestaw nieistotnych parametrów. Wśród zmiennych kontrolnych ujętych w modelu ostatecznie znalazły się: udział inwestycji w PKB (inwestycje), udział wydatków publicznych w PKB (wydatki publiczne) oraz procentowy rzeczywisty przyrost ludności

danego kraju (przyrost populacji). W celu uniknięcia zaburzenia estymacji modeli wyeliminowano obserwacje odstające, tj. wartości liczbowe zmiennych dla krajów bałtyckich (Litwa, Łotwa i Estonia) w latach 2008–2009. Wówczas te państwa odnotowały wyjątkowo wysoki spadek produkcji, będący efektem wybuchu kryzysu finansowego. Podstawowy model przyjął ostatecznie następującą postać:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 KD_{i,t-1} + \beta_3 X_{i,t} + (\alpha_1 + \varepsilon_{i,t})$$

gdzie:

$Y_{i,t}$ – poziom przyrostu PKB *per capita* w *i*-tym regionie w okresie *t*

$\alpha_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ – parametry strukturalne

$D_{i,t}$ – udział długu publicznego w PKB w *i*-tym regionie w okresie *t*

$KD_{i,t}$ – kwadrat udziału długu publicznego w PKB w *i*-tym regionie w okresie *t*

$X_{i,t}$ – wektor zmiennych kontrolnych w *i*-tym regionie w okresie *t*

α_1 – efekty grupowe

$\varepsilon_{i,t}$ – składnik losowy

W celu eliminacji problemu odwrotnej przyczynowości oraz automatycznej ujemnej korelacji w modelach zastosowano opóźnione o jeden okres zmienne objaśniające: *dług publiczny* oraz *kwadrat długu publicznego*. Aby przeprowadzić oszacowania dynamiczne modeli panelowych UMM systemowej oraz UMM pierwszych różnic, do zmiennych niezależnych dodano opóźnioną o jeden okres zmienną zależną – przyrost PKB *per capita* – w celu polepszenia właściwości modeli. Opóźnionej zmiennej zależnej nie dodano do statycznych modeli KMNK oraz modelu z efektami stałymi z powodu potencjalnej niezgodności i obciążenia estymatorów. Do weryfikacji jakości modeli KMNK oraz modelu z efektami stałymi użyto statystyki R^2 , a jakość modeli bazujących na uogólnionej metodzie momentów oceniono na podstawie testu autokorelacji Arellando – Bonada (AR 1, AR 2). Wyniki testu zawarte w tabeli 2 dla modeli metody momentów świadczą o tym, że warunki momentów wykorzystane w procesie estymacji są poprawne w obu przypadkach. Wartości testu AR (1) oraz AR (2) pokazują, że w omawianych modelach występuje autokorelacja pierwszego rzędu, a brakuje autokorelacji drugiego rzędu. Instrumenty użyte podczas estymacji są zatem właściwe.

Wyniki estymacji modeli panelowych

Analizując wyniki estymacji zaprezentowanych modeli (zob. tabela 2), można potwierdzić hipotezę o nieliniowej zależności pomiędzy wzrostem gospodarczym a wielkością długu publicznego. Dodatni współczynnik zmiennej *dług (t-1)* oraz ujemny zmiennej *kwadrat długu (t-1)* świadczy o tym, że zależność pomiędzy długiem a wzrostem ma kształt odwróconej litery „U”. Z przedstawionych

wyliczeń wynika, że wielkość graniczna relacji długu publicznego do PKB, po której należy spodziewać się obniżenia tempa wzrostu gospodarczego, waha się w przedziale 67,3–77,0%. Świadczą o tym wartości ekstremów funkcji kwadratowych ze zmienną zależną *wzrost gospodarczy* oraz zmiennymi niezależnymi *dług (t-1)* i *kwadrat długu (t-1)*. Oznacza to, że wskaźnik długu publicznego w 8 z 11 analizowanych państw (z wyjątkiem Chorwacji, Słowenii oraz Węgier) nie przekroczył najniższej wielkości granicznej (67,3%) w 2017 r. W trzech krajach wartości zadłużenia przekraczały progi wyliczone za pomocą modelu KMNK, modelu z efektami stałymi oraz UMM systemowej na poziomach 63,7%, 70,1% oraz 70,9%. Jedynie w Chorwacji został przekroczony również najwyższy próg zadłużenia wyliczony za pomocą modelu UMM pierwszych różnic (77,0%).

Tabela 2. Wyniki estymacji parametrów równania bezpiecznego poziomu zadłużenia

Zmienna	Model			
	KMNK	Model z efektami stałymi	UMM systemowa	UMM pierwszych różnic
Dług (t-1)	0,0738**	0,0810**	0,1078**	0,1985***
	(0,0326)	(0,0382)	(0,0464)	(0,0433)
Kwadrat długu (t-1)	-0,0005*	-0,0006*	-0,0008**	-0,0013***
	(0,0003)	(0,0003)	(0,0003)	(0,0003)
Inwestycje	0,2908***	0,3615***	0,2860***	0,3776***
	(0,0575)	(0,0646)	(0,0641)	(0,0715)
Wydatki publiczne	-0,2425**	-0,3906***	-0,2745***	-0,4519***
	(0,0533)	(0,0721)	(0,0743)	(0,1191)
Przyrost populacji	-0,1895***	-0,1876***	-0,1736***	-0,1775***
	(0,0402)	(0,0505)	(0,0282)	(0,0245)
Przyrost PKB per capita (t-1)	–	–	0,1483*	0,0666
	–	–	(0,0816)	(0,0820)
Punkt zwrotny	67,30	70,10	70,9	77,0
Liczba obserwacji	222,00	222,00	222,00	211,00
Współczynnik R ²	0,33	0,44	–	–
Test AR1	–	–	-2,3356	-2,3362
Wartość p dla testu AR1	–	–	0,0195	0,0195
Test AR2	–	–	-0,0336	-0,2471
Wartość p dla testu AR2	–	–	0,9732	0,8048

Symbole ***, **, * świadczą o istotności parametru odpowiednio na poziomach: 1%, 5% oraz 10%; w nawiasach podano błędy standardowe.

Źródło: opracowanie własne przy użyciu programu GRETL na podstawie danych Eurostatu oraz Banku Światowego (*World Development Indicators*).

Porównując otrzymane wyniki z wcześniej omówionymi badaniami, należy zwrócić uwagę na kilka kwestii. Jedną z hipotez niniejszej analizy zakłada, że oddziaływanie długu na wzrost jest nieliniowe, co zostało ujęte w specyfikacji modeli ekonometrycznych. Wobec tego zakres porównań będzie dotyczył autorów, którzy w swoich pracach uwzględnili hipotezę nieliniowego oddziaływania. Część analiz, w których dowiedziono występowania nieliniowej relacji między długiem a wzrostem, dotyczy wyszczególnionej grupy krajów rozwijających się, w tym należących do grupy badawczej niniejszego opracowania. Prezentowane wyniki dotyczą nowych krajów członkowskich UE z Europy Środkowo-Wschodniej, wobec czego większy nacisk położono na odniesienie się do studiów uwzględniających podobną grupę badawczą.

W opracowaniach, w których nie rozróżniono grupy badawczej (zob. tabela 3), można zauważyć, że w przypadku trzech spośród pięciu prezentowanych badań odnotowano niższą wartość bezpiecznego zadłużenia (Afonso, Jalles 2013; Egert 2015; Chen, Yao, Hu, Lin 2016). Najbardziej obszerne pod względem liczby krajów opracowanie, Afonso i Jallea, wskazuje na próg bezpiecznego zadłużenia o wartości 59%. Wyniki badań Bilana i Inhatowa (2015) oraz Canera i in. (2010), w których wyliczono większe granice zadłużenia, różnią się od siebie o 16,9 pp., jednak należy zauważyć znaczącą różnicę w doborze wielkości grupy badawczej.

Wartości krytyczne bezpiecznego poziomu zadłużenia dla krajów rozwiniętych wyliczone w niniejszym opracowaniu są z kolei zazwyczaj niższe niż przytoczone w analizach innych autorów. Jedynie w badaniu Baum i in. oraz Puig i Rivery występują modele, w których dowiedziono niższych bezpiecznych poziomów długu. W analizie Baum i in. niższa graniczna wartość zadłużenia występuje dla szeregu czasowego kończącego się przed wybuchem kryzysu gospodarczego. Po uwzględnieniu okresu kryzysowego wartość progowa w zależności od modelu wzrasta przynajmniej o 5,3 pp., często przewyższając wartość graniczną wyliczoną w niniejszej analizie. W pracy Puig i Rivery wartości bezpiecznego poziomu długu poniżej 77% wyliczono dla Holandii i Hiszpanii – odpowiednio: 56% i 53%. W przypadku pozostałych krajów objętych badaniem były one wyższe.

W zdecydowanej większości analiz, w których uwzględniono grupę krajów rozwijających się, oszacowane wartości progowe były niższe i wynosiły 42,3–60%. Jedynie w badaniu Karadama (2018) wyliczono próg granicznego zadłużenia na poziomie 88,2%. Warto jednak zauważyć, że w opracowaniu tego autora grupa badawcza jest zdecydowanie najobszerniejsza.

Szczególnie interesującymi studiami w kontekście analizy porównawczej są opracowania Mencingera i in. (2014) oraz Bilan (2015), ponieważ dotyczą bardzo podobnej lub identycznej grupy krajów⁵ oraz uwzględniają następstwa kryzysu gospodarczego. W badaniu Mencingera i in. próg bezpiecznego poziomu

⁵ Badanie Mencingera i in. obejmuje oddzielnie 10 krajów UE, które dołączyły do wspólnoty po rozszerzeniu w 2005 r. W opracowaniu Bilan grupa badawcza jest identyczna, jednak w niektórych przypadkach wyłączone z oszacowań są dwa kraje – Bułgaria i Rumunia.

zadłużenia został oszacowany za pomocą modelu uogólnionej metody momentów ze zmiennymi instrumentalnymi (ang. GMM IV) i wyniósł 53,5%. Niższa wartość graniczna może wynikać z nieco odmiennej metody badania, krótszej próby czasowej oraz częściowo innych zmiennych kontrolnych. W analizie Mencingera et al. pominięto zmienną obrazującą przyrost populacji. Pewien wpływ może mieć też uwzględnienie w próbie badawczej Cypru i Malty oraz nieuwzględnienie Bułgarii, Chorwacji i Rumunii. Oszacowania w badaniu Bilan (2015) dotyczą identycznej grupy krajów, jednak można zauważyć różnice w okresie badawczym oraz specyfikacji modeli ekonometrycznych. Zmienne kontrolne obejmują dodatkowo: logarytm przyrostu PKB *per capita*, otwartość gospodarki⁶, deficyt budżetowy, wskaźnik praw politycznych i wolności obywatelskich (ang. *Freedom in the World*) oraz w jednym przypadku zmienną obrazującą wystąpienie kryzysu gospodarczego.

Tabela 3. Wybrane badania, w których zdiagnozowano nieliniowy charakter relacji między długiem publicznym a wzrostem gospodarczym

Autorzy badania	Metoda badawcza	Przedział czasowy	Liczba krajów ujęta w badaniu oraz podział grupy badawczej	Graniczne wartości bezpiecznego zadłużenia (stosunek długu publicznego do PKB) (w%)		
				brak podziału na gr. badaw.	kraje rozwijające się	kraje rozwinięte
Afonso i Jalles (2013)	modele metody najmn. kwadratów (OLS, IV-GLS), modele z efektami stałymi (FE) oraz modele uogólnionej metody momentów (GMM – SYS)	1970–2008	155 krajów, brak podziału grupy badawczej	59,00	–	–
Baum, Checherita-Westphal, Rother (2013)	dynamiczne modele panelowe, podwójna metoda najmn. kwadratów (IV 2SLS)	1990–2010	12 rozwiniętych krajów strefy euro	–	–	66,4–95,6
Bilan (2015)	modele metody najmn. kwadratów (OLS)	1994–2013	11 nowych krajów członkowskich UE z Europy Środk.-Wschodniej	–	42,3–55,3	–
Bilan i Inhatow (2015)	modele metody najmn. kwadratów (OLS)	1990–2011	22 rozwinięte kraje UE oraz 11 krajów rozwijających się należących do UE oraz kandydujących	93,90	44,70	98,60

⁶ Zmienna wyrażająca sumę udziałów eksportu i importu w stosunku do PKB.

Caner, Grennes, Koehler-Geib (2010)	modele metody najmn. kwadratów (OLS)	1980–2008	101 krajów, brak podziału grupy badawczej	77,0	–	–
Cecchetti, Mohanty, Zampolli (2011)	modele z efektami stałymi (FE) oraz modele uogólnionej metody momentów (GMM)	1980–2010	18 rozwiniętych krajów OECD	–	–	84–96
Checherita-Westphal i Rother (2012)	modele z efektami stałymi (FE) oraz model ze zmiennymi instrumentalnymi (IV REG)	1970–2010	12 rozwiniętych krajów strefy euro	–	–	81,2–104,6
Chen, Yao, Hu, Lin (2016)	modele regresji z wygładzaniem (PSTR)	1991–2014	65 krajów, brak podziału grupy badawczej	59,7	–	–
Egert (2015)	modele bayesowskie	1946–2009	29 krajów OECD, brak podziału grupy badawczej	20–60	–	–
Gómez-Puig, Sosvilla-Rivero (2015)	testy przyczynowości w sensie Grangera	1980–2013	11 rozwiniętych krajów strefy euro	–	–	56–103
Karadam (2018)	modele regresji z wygładzaniem (PSTR)	1970–2012	23 kraje rozwinięte i 113 krajów rozwijających się	–	88,2	106,6
Mencinger, Aristovnik, Verbic (2014)	modele z efektami stałymi (FE) oraz modele uogólnionej metody momentów (GMM IV)	1980–2010	15 krajów starej UE oraz 10 krajów nowej UE	–	53,5	79,6–94,1
Mencinger, Aristovnik, Verbic (2015)	modele z efektami stałymi (FE) oraz modele uogólnionej metody momentów (GMM IV)	1980–2010	24 kraje rozwinięte oraz 12 krajów rozwijających się	–	44,5	89,5–93,5
Reinhart, Rogoff (2010)	analiza statystyk opisowych – średniej i mediany	1946–2009	20 krajów rozwiniętych i 24 kraje rozwijające się	–	60	90

Źródło: opracowanie własne.

Znaczące różnice między bezpiecznymi poziomami zadłużenia mogą czasami wynikać z różnic metodologicznych, odmiennych prób czasowych oraz doboru różnych obiektów. Ponadto autorzy badań, dokonując rozróżnienia próby badawczej na kraje rozwijające się i rozwinięte, zwykle nie definiują tych pojęć. Konsekwencją tego może być wybranie do jednej kategorii krajów o znacząco różnym poziomie rozwoju gospodarczego.

Podsumowanie

Wpływ wysokości zadłużenia na PKB jest przedmiotem sporów wielu ekonomistów i – ze względu na trudności metodyczne w jego badaniu – nie jest jednoznacznie interpretowany. Problemów przysparzają często kwestie związane z nieliniowością, odwrotną przyczynowością oraz endogenicznością, powodując, że dotychczasowe badania empiryczne są obciążone pewnymi wątpliwościami natury metodologicznej, utrudniającymi interpretację rzeczywistego wpływu długu publicznego na wzrost gospodarczy. W niniejszym opracowaniu posłużono się dwiema metodami analizy – analizą statystyk opisowych oraz analizą ekonometryczną. Pierwsza z nich miała na celu zweryfikowanie współistnienia zjawisk niskiego długu publicznego oraz wysokiego tempa rozwoju gospodarczego. Analiza ekonometryczna miała za zadanie sprawdzenie, czy między tymi wskaźnikami zachodzi związek przyczynowo-skutkowy. W celu ograniczenia wątpliwości związanych z odwrotną przyczynowością i endogenicznością jako zmienne niezależne w prezentowanych modelach ekonometrycznych włączono opóźnione wartości wskaźników długu publicznego. Dzięki założeniu, że bieżący poziom wzrostu PKB *per capita* nie powinien mieć wpływu na opóźniony poziom wskaźnika długu publicznego, został ograniczony problem odwrotnej przyczynowości. Stosunek długu publicznego do PKB w roku poprzedzającym jest skorelowany ze swoją wartością w roku bieżącym i jako tak dobrana zmienna w pewnym stopniu ogranicza problem endogeniczności. Należy zaznaczyć, że nie opracowano jeszcze metody eliminacji tych dwóch problemów, które nie budzą jednak wątpliwości niektórych badaczy (por. np. Reinhart i in. 2012).

Na podstawie analizy uwzględniającej pewne opisane wcześniej trudności metodyczne można wyróżnić kilka kluczowych wniosków. Porównując statystyki opisowe, należy stwierdzić, że kraje o najwyższym wroście gospodarczym w latach 1996–2017 nie zawsze charakteryzowały się niską relacją długu publicznego do PKB, np. Polska i Słowacja, w przypadku których wskaźnik długu publicznego przekraczał średnią, odnotowywały relatywnie wysokie średnie tempo wzrostu gospodarczego – na poziomie powyżej 4%. Przeprowadzona weryfikacja okazała się bardziej jednoznaczna w odniesieniu do poszczególnych obserwacji, a nie krajów. Obserwacje, w przypadku których odnotowano wskaźnik długu publicznego na poziomie poniżej 30%, cechowały się wyższym średnim oraz średnim tempem wzrostu gospodarczego niż obserwacje z większymi wskaźnikami długu publicznego sklasyfikowanymi w przedziałach odpowiednio 31–60% oraz powyżej 60%. Uzyskane wyniki pozwalają potwierdzić, że w badanej próbie niskiemu poziomowi zadłużenia publicznego zazwyczaj odpowiadał wyższy przeciętny wzrost gospodarczy. Nie potwierdza to jednak hipotezy, że wysoki dług publiczny jest przyczyną niskiego wzrostu gospodarczego. W celu określenia związku przyczynowo-skutkowego pomiędzy tymi kategoriami skonstruowano cztery modele ekonometryczne z opóźnionymi wielkościami zadłużenia

publicznego oraz kwadrat zadłużenia publicznego. Zmienną *kwadrat zadłużenia publicznego* dodano, zakładając, że relacja pomiędzy zadłużeniem a wzrostem gospodarczym nie jest liniowa. Za pomocą przeprowadzonych estymacji wykazano, że wielkość relacji długu publicznego do PKB, po której przekroczeniu dług publiczny zaczyna negatywnie oddziaływać na tempo wzrostu gospodarczego, waha się w przedziale 67,3–77%. Należy jednak przy tym zauważyć, że jedynie trzy spośród 11 krajów przekroczyły przynajmniej najniższy próg. Można więc założyć, że większość badanych krajów Europy Środkowo-Wschodniej nie jest jeszcze zadłużona w takim stopniu, żeby sama wysoka wartości relacji między długiem publicznym a PKB miała negatywny wpływ na przyrost PKB *per capita*.

Bibliografia

- Afonso A., Jalles J.T. (2013), *Growth and productivity: The role of government debt*, „International Review of Economics and Finance”, nr 25.
- Baharumshah A.Z., Soon S.V., Lau E. (2017), *Fiscal sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad?*, „Journal of Policy Modeling”, nr 39.
- Baum A., Checherita-Westphal C., Rother P. (2013), *Debt and growth: New evidence for the euro area*, „Journal of International Money and Finance”, nr 32.
- Bilan I. (2015), *Economic consequences of public debt. The case of Central and Eastern European countries*, „Eurint”, nr 2.
- Bilan I., Julian I. (2015), *Public debt and economic growth: A two-sided story*, „International Journal of Economic Sciences”, nr 2.
- Cecchetti S., Zampolli F. (2011), *The real effects of debt*, „BIS Working Papers”, nr 52.
- Checherita-Westphal C., Rother P. (2012), *The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empiric investigation for the euro area*, „European Economic Review”, nr 56.
- Chen C., Yao S., Hu P., Lin Y. (2017), *Optimal government investment and public debt in an economic growth model*, „China Economic Review”, nr 45.
- Cordella T., Ricci L.A., Ruiz-Arranz M. (2005), *Debt overhang or debt irrelevance? Revisiting the Debt-Growth Link*, „IMF Working Paper”, nr 5/223.
- Eberhardt M. (2017), *Nonlinearities in the relationship between debt and growth: (no) evidence from over two centuries*, „Macroeconomic Dynamics”, nr 23.
- Eberhardt M., Presbitero A. (2015), *Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity*, „Journal of International Economics”, nr 97.
- Égert B. (2015), *Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality?*, „Journal of Macroeconomics”, nr 43.
- Gómez-Puig M., Sosvilla-Rivero S. (2015), *The causal relationship between debt and growth in EMU countries*, „Journal of Policy Modeling”, nr 37.

- Gómez-Puig M., Sosvilla-Rivero S. (2017), *Public debt and economic growth: Further evidence for the euro area*, „ICEI Working Papers”, nr 9.
- Imbs J., Ranciere R. (2005), *The overhang hangover*, „Economic Working Papers”, nr 878.
- Karadam D.Y. (2018), *An investigation of nonlinear effects of debt on growth*, „The Journal of Economic Asymmetries”, nr 18.
- Karagöz M., Demirhan A. (2016), *Is really debt a man's whip?* „Procedia Economics and Finance”, nr 38.
- Kempa B., Sadat K.N. (2017), *Spillover effects of debt and growth in the euro area: Evidence from a GVAR model*, „International Review of Economics and Finance”.
- Kumar M., Woo J. (2010), *Public debt and growth*, „IMF Working Paper”, nr 10/174.
- Mencinger J., Aristovnik A., Verbic M. (2014), *The impact of growing public debt on economic growth in the European Union*, „Amfiteatru Economic Journal”, nr 16.
- Mencinger J., Aristovnik A., Verbic M. (2015), *Revisiting the role of public debt in economic growth: the case of OECD countries*, „Engineering Economics”, nr 1.
- Misztal P. (2011), *Dług publiczny i wzrost gospodarczy w krajach członkowskich Unii Europejskiej, Polityki Europejskie*, „Finanse i Marketing”, nr 5 (54).
- Mitze T., Matz F. (2015), *Public debt and growth in German federal states: What can Europe learn?* „Journal of Policy Modeling”, nr 37.
- Moore W., Thomas C. (2008), *A meta-analysis of the relationship between debt and growth*, „International Journal of Development Issues”, nr 9.
- Owusu-Nantwi V., Erickson C. (2016), *Public debt and economic growth in Ghana*, „African Development Review”, nr 28.
- Panizza U., Presbitero A. (2014), *Public debt and economic growth: Is there a causal effect?* „Journal of Macroeconomics”, nr 41.
- Patillo C., Poirson H., Ricci L.A. (2011), *External debt and growth*, „Review of Economic and Institutions”, nr 3.
- Reinhart C., Rogoff K. (2010), *Growth in a time of debt*, „American Economic Review”, nr 2.
- Reinhart C., Reinhart V., Rogoff K. (2012), *Debt overhangs: Past and present*, NBER „Working Paper”, nr 18015.
- Reinhart C., Reinhart V., Rogoff K. (2012), *Public debt overhangs: Advanced-economy episodes since 1800*, „Journal of Economic Perspectives”, nr 3.
- Siwińska-Gorzela J. (2015), *Dług publiczny a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Teles V., Mussolini C. (2014), *Public debt and the limits of fiscal policy to increase economic growth*, „European Economic Review”, nr 66.

Streszczenie

W artykule podjęto próbę określenia wpływu wysokości zadłużenia publicznego na wzrost PKB *per capita* w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1996–2017. Przeprowadzona analiza dowiodła, że wysokie zadłużenie publiczne jest skorelowane z niskim tempem wzrostu gospodarczego. W celu zweryfikowania, czy współistnienie tych kategorii ekonomicznych ma charakter przyczynowo-skutkowy, dokonano estymacji parametrów dla opóźnionych wartości relacji długu do PKB oraz opóźnionego kwadratu tej zmiennej. Posłużono się czterema rodzajami modeli ekonometrycznych (KMNK, model z efektami stałymi, Uogólniona Metoda Momentów systemowa oraz UMM pierwszych różnic). W wyniku wyliczeń otrzymano teoretyczne progowe wartości maksymalnego stosunku zadłużenia publicznego do PKB *per capita* plasujące się między 67,3% a 77%. W odniesieniu do tak wyestymowanych wartości jedynie Słowenia, Chorwacja i Węgry osiągnęły niebezpieczny poziom długu publicznego.

Słowa kluczowe: dług publiczny, wzrost gospodarczy, polityka fiskalna

Summary

The impact of public debt on the dynamics of economic growth in Central-Eastern European countries

The paper concerns the impact of debt on economic growth in CEE countries for the years 1996–2017. The analysis has shown that there is a coexistence of high public debt and low economic growth. To verify whether the coexistence of these economic categories is causal, the estimation has delayed values of the debt to GDP ratio and the square of that variable. The analysis included four types of econometric models: OLS, GMM first difference, system GMM and fixed effects. As a result of our calculations, the thresholds for the maximum public debt-to-GDP ratio per capita ranged between 67.3% and 77%. For such computed thresholds only Slovenia, Croatia and Hungary have reached a dangerous level of public debt.

Keywords: public debt, economic growth, fiscal policy

JEL: E62, H60, O47

Przychody pierwotne a nierówności dochodowe w krajach wschodzących

Olgierd Kotyło*

Wprowadzenie

W ostatnich dziesięcioleciach nierówności dochodowe wyraźnie wzrastały, co przyczyniło się do powrotu do głównego nurtu debaty ekonomicznej zagadnień związanych z podziałem dochodu. Koncepcje teoretyczne powstające w celu wyjaśnienia tego zjawiska odwoływały się przede wszystkim do zmian technologicznych, ewolucji instytucji rynku pracy oraz skutków globalizacji. (Kierzenkowski, Koske 2013, s. 6). W tej ostatniej grupie mieszczą się teorie odnoszące się do trzech różnych wymiarów zjawiska globalizacji: przepływów siły roboczej (migracje ekonomiczne), przepływów dóbr i usług (handel zagraniczny) oraz przepływów kapitału (zagraniczne inwestycje bezpośrednie oraz portfelowe).

Przepływy towarów oraz czynników produkcji związane z procesami globalizacyjnymi generują istotne międzynarodowe strumienie dochodów. Upraszczając – wspomniane przepływy można utożsamiać z transferem zysków z zagranicznych oddziałów krajowych przedsiębiorstw oraz transferem dochodów emigrantów do kraju pochodzenia (MFW 2014, s. 219–234). W bilansie płatniczym omawiane strumienie są rejestrowane na rachunku obrotów bieżących jako dochody pierwotne (Nakoneczna-Kisiel 2016, s. 113). Celem pracy jest zbadanie wpływu, jaki procesy globalizacyjne wywierają na nierówności dochodowe w kraju pochodzenia czynników produkcji poprzez kanał przychodów pierwotnych¹. Postanowiono skoncentrować się na krajach wschodzących², dotychczas rzadko uwzględnianych w badaniach nad omawianym zjawiskiem.

* Olgierd Kotyło – student, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, kierunek studiów: ekonomia, olgierd.kotylo@gmail.com.

¹ Z ang. *primary income receipts*. W polskiej terminologii bilansu płatniczego pozycja „przychody” w kategorii „dochody pierwotne” na rachunku obrotów bieżących (www.nbp.pl/home.aspx). W niniejszej pracy dla zwięzłości używa się pojęcia „przychody pierwotne”.

² Spotyka się różne definicje rynków wschodzących. Na potrzeby niniejszej pracy przyjęto klasyfikację zgodną z metodologią dostawcy indeksów giełdowych MSCI Inc. (www.msci.com/indexes).

W pierwszej części artykułu przedstawiono wybrane koncepcje teoretyczne wiążące wzrost nierówności dochodowych z różnymi wymiarami zjawiska globalizacji. Kolejną część poświęcono omówieniu wyników dotychczasowych badań empirycznych obracających się wokół zależności pomiędzy przychodami pierwotnymi a nierównościami dochodowymi. W części trzeciej zaprezentowano własną analizę omawianej zależności przeprowadzoną za pomocą narzędzi kointegracji panelowej: kolejno omówiono wykorzystane dane, zastosowaną metodologię oraz uzyskane rezultaty. Część czwarta jest podsumowaniem przeprowadzonych rozważań. Artykuł zamyka aneks o charakterze statystycznym.

Globalizacja a nierówności – zarys teorii

Na zjawisko globalizacji składają się procesy związane z przepływami towarów, siły roboczej oraz kapitału. Handel zagraniczny, zgodnie z klasycznym podejściem opartym na teorii Heckshera – Ohlina i twierdzeniu Stolpera – Samuelsona, powinien skutkować specjalizacją poszczególnych krajów w produkcji dóbr wykorzystujących czynnik produkcji występujący we względnej obfitości (Budnikowski 2014, s. 9097). W efekcie w krajach rozwiniętych następowałby wzrost dochodów pracowników wysoko wykwalifikowanych (i wzrost nierówności dochodowych), a w krajach rozwijających się – wzrost dochodów pracowników nisko wykwalifikowanych (i spadek nierówności dochodowych). Podnosi się jednak, że przepływy handlowe pomiędzy krajami rozwiniętymi a rozwijającymi się w dobie dominacji handlu wewnątrzgałęziowego są zbyt małe, aby mogły wpłynąć znacząco na rozkład dochodów ludności (Kierzenkowski, Koske 2013, s. 9).

Teorie analizujące skutki dystrybucyjne przepływów siły roboczej koncentrują się na konsekwencjach imigracji dla kraju przyjmującego. Sugeruje się, że imigracja może przyczyniać się do wzrostu nierówności dochodowych w kraju przyjmującym, jeżeli struktura kwalifikacji migrantów odbiega od struktury kwalifikacji pracowników miejscowych, co prowadzi do zmiany płac względnych różnych grup pracowników (Card 2009, s. 18–19). Sumaryczna zależność pomiędzy emigracją a nierównościami dochodowymi w kraju pochodzenia migrantów nie została dotychczas szczegółowo opracowana. Badano natomiast – pozostające w bezpośrednim związku z tematem niniejszej pracy – skutki dystrybucyjne transferu dochodów emigrantów do kraju pochodzenia. Poza oddziaływaniem na dochody bieżące beneficjentów opisywane transfery w długim okresie mogą łagodzić niedoskonałości rynku kapitałowego, umożliwiając rozwój przedsiębiorczości oraz inwestycje w kapitał ludzki (Shen i in. 2010, s. 198). Wpływ tych transferów na nierówności dochodowe ma potencjalnie inny kierunek w krótkim i długim okresie, ostateczny efekt można zatem określić wyłącznie w sferze empirycznej. Odpowiednie badania zostały przytoczone w drugiej części pracy.

Koncepcje teoretyczne łączące wzrost nierówności dochodowych z bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi (BIZ) odróżniają przypadek kraju dokonującego inwestycji (ang. *home country*) od przyjmującego inwestycje (ang. *host country*). Osobno rozważane są również inwestycje wertykalne, skoncentrowane na optymalizacji kosztów produkcji, oraz horyzontalne, mające na celu rozszerzenie rynków zbytu (Guschanski, Onaran 2018, s. 49). Należy również uwzględnić poziom rozwoju gospodarczego danego kraju. Przykładem teorii czerpiącej zarówno z hipotezy zmiany technologicznej, jak i z twierdzenia Stolpera – Samuelsona może być tzw. model północ – południe (Feenstra, Hanson 1995, s. 2). Zgodnie z tą teorią za pomocą BIZ kraje rozwinięte (północ) dokonują relokacji produkcji wykorzystującej pracę nisko wykwalifikowaną do krajów rozwijających się (południe). W krajach rozwiniętych, zgodnie z przewidywaniami twierdzenia Stolpera – Samuelsona, następuje wzrost nierówności dochodowych. Nierówności nie zmniejszają się jednak w krajach rozwijających się, ponieważ praca nisko wykwalifikowana z punktu widzenia północy jest pracą stosunkowo wysoko wykwalifikowaną na południu i wzrost popytu na tę kategorię pracy przekłada się na wzrost zróżnicowania płac.

Sugeruje się, że BIZ, prowadząc do relokacji produkcji za granicę³, mogą wywierać wpływ na spadek zatrudnienia w kraju inwestora, zwiększając w ten sposób rozwarstwienie dochodów (Perez, Gomes 2015, s. 16). Poza tym przedsiębiorstwa transnarodowe dzięki osiąganym korzyściom skali oraz transferowi technologii⁴ cechują się przeciętnie wyższą produktywnością i są w stanie oferować wyższe płace niż przedsiębiorstwa ograniczone do rynku krajowego, co przekłada się na zwiększenie nierówności zarówno w kraju pochodzenia, jak i przeznaczenia inwestycji (Mihaylova 2015, s. 28). Z drugiej strony wskazuje się na długookresowe efekty dyfuzji wiedzy i technologii zachodzące w obydwu krajach, prowadzące do zniwelowania różnic w produktywności pomiędzy przedsiębiorstwami. Sprzyja to wyrównywaniu poziomu wynagrodzeń między sektorem krajowym i umiędzynarodowionym, zmniejszając tym samym ogólny poziom nierówności dochodowych (Mihalyova 2015, s. 25).

Tematem niniejszego artykułu jest kwestia międzynarodowych transferów dochodów czynników produkcji. Zakres tego zjawiska jest jednak ściśle powiązany ze skalą samych migracji zarobkowych oraz BIZ (Akkermans 2017, s. 12–15). Wynika z tego, że na potrzeby artykułu należy przyjrzeć się nie tylko wspomnianym badaniom bezpośrednio skoncentrowanym na przychodach pierwotnych, lecz również analizom sumarycznego wpływu przepływów czynników produkcji na nierówności dochodowe.

³ Odnosi się to przede wszystkim do BIZ o charakterze wertykalnym, mających na celu obniżenie kosztów produkcji.

⁴ Wskazuje się, że transfer technologii oraz *know-how* następuje zarówno z kraju inwestora do kraju przeznaczenia inwestycji, jak i w przeciwnym kierunku (Perez, Gomes 2015, s. 18).

Globalizacja a nierówności – literatura empiryczna

Dotychczasowe empiryczne badania zależności pomiędzy emigracją zarobkową a nierównościami dochodowymi uwzględniały transfer dochodów z pracy do kraju pochodzenia migrantów, skupiały się jednak na emigrantach z krajów o niskim poziomie dochodu. V. Koechlin i G. Leon (2007), analizując dane przekrojowe dla 78 krajów rozwijających się, doszli do wniosku, że transfery dochodów do kraju pochodzenia przyczyniają się do wzrostu nierówności dochodowych w krótkim okresie. W długim okresie działają natomiast na rzecz zmniejszenia rozpiętości dochodów (Koechlin, Leon 2007, s. 138). Zbieżnych rezultatów dostarcza dynamiczny strukturalny model migracji ekonomicznych (Shen i in. 2010), który sugeruje U-kształtny profil zmian badanej zależności w czasie (s. 218). Z kolei wyniki modelu opartego na danych panelowych dla 65 krajów rozwijających się i okresu 1970–2015 wskazują, że transfer dochodów do kraju pochodzenia sprzyja wzrostowi nierówności dochodowych tylko w przypadku krajów o słabo rozwiniętym sektorze finansowym (Majeed 2016, s. 274). Istnieją również liczne studia przypadków dla poszczególnych krajów: przy pomocy analizy kointegracji oraz modelu VECM wykazano m.in. dodatnią relację pomiędzy transferami dochodów emigrantów a nierównościami dochodowymi w Pakistanie (Mushtaq i in. 2017, s. 334). Jak już odnotowano, wszystkie te prace koncentrują się na krajach rozwijających się, nie spotkano się natomiast z analizami omawianej zależności dotyczącymi grupy krajów wschodzących.

W literaturze przedmiotu wpływ BIZ na nierówności dochodowe w kraju pochodzenia inwestycji nie cieszył się dotychczas tak dużym zainteresowaniem, jak skutki inwestycji dla kraju przeznaczenia BIZ. C. Choi (2006) zaproponował model oparty na danych panelowych dla 119 krajów i okresu 1993–2002, w którym wśród zmiennych objaśniających poziom nierówności dochodowych znalazły się zasoby BIZ ulokowanych w danym kraju oraz pochodzących z danego kraju wyrażone w stosunku do PKB. Zastosowaną metodą estymacji była klasyczna metoda najmniejszych kwadratów dla danych panelowych (ang. *pooled OLS*). Oszacowanie parametru przy zmiennej mierzącej wpływ zasobu BIZ pochodzących z danego kraju jest dodatnie oraz istotne statystycznie niezależnie od specyfikacji modelu (Choi 2006, s. 814). Zastosowana metoda badawcza nie uwzględnia jednak ewentualnej heterogeniczności badanego efektu pomiędzy krajami. Ignoruje również problem możliwej niestacjonarności analizowanych zmiennych, co grozi wystąpieniem regresji pozornych i błędnym oszacowaniem statystyk testowych (Welfe 2018, s. 413).

Rozwiązaniem przedstawionego problemu jest sięgnięcie do narzędzi kointegracji panelowej⁵. S. Celik i U. Basdas (2010) przeanalizowali zależności pomiędzy nierównościami dochodowymi mierzonymi współczynnikiem Giniego a strumieniami

⁵ W przypadku większości krajów nie ma wystarczająco licznych prób, które umożliwiłyby przeprowadzenie analizy na podstawie pojedynczych szeregów czasowych.

napływu oraz wypływu BIZ wyrażonymi jako procent PKB dla trzech grup krajów: rozwiniętych, rozwijających się oraz azjatyckich krajów „cudu gospodarczego”. W próbie znalazło się łącznie 13 krajów, dane obejmowały okres 1990–2005. Testy pierwiastka jednostkowego oraz kointegracji pozwoliły na zastosowanie estymatora FMOLS (ang. *fully modified ordinary least squares*). Oszacowanie parametru kwantyfikującego zależność pomiędzy nierównościami dochodowymi a strumieniami wypływu BIZ jest ujemne i statystycznie istotne (Celik, Basdas 2010, s. 368). Oznacza to, że w badanej grupie krajów⁶ wzrost wypływu BIZ wiązał się ze zmniejszeniem nierówności dochodowych.

Zbliżone podejście metodologiczne zastosowali D. Herzer i P. Nunnenkamp (2013), badając zależność między nierównościami dochodowymi a zasobami BIZ dla 8 europejskich krajów rozwiniętych w okresie 1980–2000. Po przeprowadzeniu testów pierwiastka jednostkowego oraz kointegracji oszacowano parametry postulowanej zależności przy pomocy estymatora DOLS. Długookresowa zależność pomiędzy zmiennymi jest ujemna i statystycznie istotna. Wyniki tej analizy potwierdzono, oszacowując parametry wektorowego modelu korekty błędem. Jednocześnie stwierdzono, że w krótkim okresie badana zależność jest dodatnia i statystycznie istotna (Herzer, Nunnenkamp 2013, s. 409). Długookresowy związek pomiędzy zmiennymi jest ponadto obustronny: zmiany nierówności dochodowych są przyczyną zmian zasobów BIZ pochodzących z danego kraju, a zmiany zasobów BIZ pociągają za sobą ewolucję nierówności dochodowych. Podsumowując – w długim okresie wzrost zasobów BIZ pochodzących z danego kraju jest związany ze spadkiem nierówności dochodowych. Eksport kapitału prowadzi do wzrostu nierówności dochodowych w kraju pochodzenia jedynie w krótkim okresie.

Inną metodę badawczą zaproponowali W. Deng i Y. Lin (2012) w swojej analizie zależności pomiędzy nierównościami dochodowymi a strumieniami i zasobami BIZ dla 109 krajów w okresie 1970–2007. Wykorzystanie metod regresji semiparametrycznej umożliwiło uwzględnienie heterogeniczności parametrów w zależności od poziomu rozwoju kraju oraz zasobu kapitału ludzkiego. Wykazano, że skala zależności pomiędzy BIZ a nierównościami dochodowymi zależy nieliniowo od zasobu kapitału ludzkiego w danym kraju. Wpływ BIZ nie oddziałuje istotnie na nierówności dochodowe w krajach o wysokim oraz niskim poziomie rozwoju. Wzrost strumieni i zasobów BIZ pochodzących z danego kraju wiąże się natomiast ze wzrostem nierówności dochodowych w krajach o średnim poziomie rozwoju i niskim zasobie kapitału ludzkiego (Deng, Lin 2012, s. 869). Wydaje się, że ta charakterystyka może się odnosić do wielu krajów wschodzących.

Przywołane prace nie pozwalają na pozytywną weryfikację empiryczną hipotezy o związku pomiędzy BIZ a wzrostem nierówności dochodowych w kraju pochodzenia. Jak już jednak odnotowano, oddziaływanie BIZ na nierówności do-

⁶ Wpływ strumieni BIZ na kraj inwestora przeanalizowano tylko dla trzech krajów rozwiniętych. Niewielki rozmiar próby każe zatem traktować te wyniki z ostrożnością.

chodowe w kraju inwestora jest wielopłaszczyznowe. Brak czytelnego związku pomiędzy strumieniami lub zasobami BIZ a rosnącym zróżnicowaniem dochodów w kraju inwestora nie oznacza, że omawiana zależność nie dotyczy transferu dochodów inwestycyjnych. Rozstrzygnięcie tej kwestii oraz określenie roli, jaką odgrywają transfery dochodów emigrantów w krajach wschodzących, są przedmiotem osobnej analizy empirycznej w części trzeciej artykułu.

Przychody pierwotne a nierówności – model kointegracji panelowej

W celu zbadania zależności pomiędzy przychodami pierwotnymi a nierównościami dochodowymi postanowiono zastosować narzędzia kointegracji panelowej. Dane dotyczące przychodów pierwotnych zaczerpnięto z bazy danych Banku Światowego (<https://databank.worldbank.org/data>) i wyrażono w stosunku do PKB danego kraju⁷. Za wskaźnik nierówności dochodowych zdecydowano się przyjąć udział najwyższego centyla rozkładu w dochodzie narodowym⁸, zaczerpnięty z bazy danych *World Inequality Database* (<https://wid.world/data>). Przyczyn wyboru takiego wskaźnika nierówności dochodowych zamiast któregoś z powszechnie stosowanych mierników syntetycznych (takich jak współczynnik Giniego) jest kilka. Po pierwsze, udział najwyższego centyla w dochodzie narodowym publikowany w bazie WID jest obliczany na podstawie informacji pochodzących z różnych źródeł: badań ankietowych, statystyki publicznej oraz źródeł fiskalnych. Uważa się, że umożliwia to dokładniejsze oszacowanie nierówności dochodowych niż opieranie się wyłącznie na konwencjonalnych źródłach ankietowych (Brzeziński 2017, s. 2). Po drugie, zmiany udziału najwyższych kwantyli w dochodzie narodowym dobrze korelują z innymi wskaźnikami nierówności dochodowych i mogą być stosowane zamiennie (Leigh 2007, s. 589–603). Po trzecie, wskaźniki tego typu są coraz powszechniej stosowane zarówno w pracach empirycznych (por. Chintrakarn i in. 2012, s. 791), jak i teoretycznych (*World Inequality Report* 2018, s. 27).

Założeniem niniejszej pracy było zbadanie omawianej zależności w krajach spełniających przyjętą definicję rynków wschodzących. Dobór krajów i okresu analizy był wynikiem kompromisu pomiędzy dążeniem z jednej strony do zachowania elementarnej porównywalności, z drugiej zaś do osiągnięcia maksymalnego rozmiaru próby przy ograniczonej dostępności danych. Uznano, że spójność metodologiczna wykorzystywanych danych ma większe znaczenie dla celów prowadzonej analizy niż podobieństwo strukturalne wybranych krajów. Ostatecznie otrzymano zrównoważony panel złożony z sześciu krajów (Czechy,

⁷ W dalszej części pracy przychody pierwotne jako procent PKB oznaczono jako *PIR* (z ang. *primary income receipts*).

⁸ W dalszej części pracy: *TOPI*.

Egipt, Polska, Rosja, Turcja, Chile) dla okresu 1994–2014, co daje łącznie 126 obserwacji⁹. Podstawowe statystyki opisowe dla udziału najwyższego centyla w dochodzie narodowym (zmienna *TOP1*) oraz przychodów pierwotnych (zmienna *PIR*) przedstawiono w tabeli 1.

Przyjęto hipotezę, że pomiędzy badanymi zmiennymi występuje stabilna, długookresowa zależność:

$$TOP1_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \cdot PIR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Tabela 1. Statystyka opisowa

	Średnia (%)		Współczynnik zmienności (%)	
	<i>TOP1</i>	<i>PIR</i>	<i>TOP1</i>	<i>PIR</i>
Czechy	8,84	3,07	10,67	26,88
Egipt	18,35	1,44	6,45	71,14
Polska	11,53	2,04	9,99	44,50
Rosja	20,63	2,10	20,59	36,05
Turcja	21,88	0,85	16,24	24,98
Chile	22,12	2,22	7,38	38,26

Źródło: opracowanie własne na podstawie <https://wid.world/data> i <https://databank.worldbank.org/data>; obliczenia w pakiecie statystycznym R.

W równaniu [1] subskrypt *t* oznacza kolejne lata, a subskrypt *i* poszczególne kraje podlegające analizie. Założono, że poszczególne kraje odznaczają się niezmiennymi w czasie efektami strukturalnymi (parametr α_{0i}) oraz że siła i kierunek analizowanej zależności mogą α_{1i} być w ogólnym przypadku zależne od kraju (subskrypty indywidualne parametru przy zmiennej *PIR*). Jediną zmienną objaśniającą w równaniu [1] są przychody pierwotne. Jest to uzasadnione, ponieważ w przypadku występowania kointegracji pomiędzy zmiennymi składnik losowy regresji jest stacjonarny (Chintrakarn i in. 2012, s. 791) i żadna istotna zmienna wchodząca w skład relacji kointegrującej nie mogła zostać pominięta. Oznacza to, że estymatory modeli kointegracyjnych zastosowane w niniejszej analizie są odporne na problem pominiętych zmiennych (Herzer, Nunnenkamp 2013, s. 401).

Aby mogła zaistnieć relacja kointegrująca, zmienne muszą być zintegrowane w tym samym stopniu. Postawiono hipotezę, że udział najwyższego centyla w dochodzie narodowym oraz przychody pierwotne są zintegrowane w stopniu pierwszym. Aby zweryfikować tę hipotezę przeprowadzono panelowe testy pierwiastka jednostkowego dla poziomów oraz pierwszych przyrostów obu zmiennych.

⁹ Przy niewielkiej liczbie szacowanych parametrów jest to rozmiar próby wystarczający do zastosowania wybranych narzędzi statystycznych (por. Herzer, Nunnenkamp 2013).

Tabela 2. Panelowe testy pierwiastka jednostkowego

Test	$TOP1_{it}$	PIR_{it}	$\Delta TOP1_{it}$	ΔPIR_{it}
Empiryczny poziom istotności (p-value)				
Levin-Lin-Chu	0,0035	0,0029	0,0000	0,0000
Im-Pesaran-Shin	0,0411	0,1289	0,0000	0,0000
Maddala-Wu	0,0806	0,2199	0,0000	0,0000
Hadri	0,0000	0,0000	0,4240	0,8038
Statystyka CIPS				
CIPS	-1,9817	-1,7865	-4,4786	-3,8793

Uwagi: w specyfikacji regresji testowej uwzględniono wyrazy wolne. Nie uwzględniono trendów deterministycznych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie <https://wid.world/data> i <https://databank.worldbank.org/data>; obliczenia w pakiecie statystycznym R.

Zastosowano testy pierwszej generacji Im-Pesarana-Shina (IPS), Levina-Lin-Chu (LLC), Maddali-Wu (MW) i Hadriego oraz test drugiej generacji (CIPS) M. Pesarana (por. Baltagi 2005, s. 239–251) (wyniki przedstawia tabela 2). Rezultaty testów są niejednoznaczne, jednak ze względu na niewielki wymiar czasowy panelu i możliwość występowania korelacji przestrzennych najbardziej wiarygodnych wyników dostarczają testy MW oraz CIPS (Konopczak, Welfe 2014, s. 469), które potwierdzają hipotezę o zintegrowaniu obu zmiennych w stopniu pierwszym.

W kolejnym kroku przystąpiono do testowania hipotezy o skointegrowaniu analizowanych zmiennych. W tym celu zastosowano panelowy test kointegracji Pedroniego oparty na procedurze Engle'a – Grangera (Barbieri 2008, s. 12–16). W panelach o krótkim wymiarze czasowym testy tego typu odznaczają się mniejszym zniekształceniem rozmiaru niż alternatywne testy oparte na metodzie Johansena (Konopczak, Welfe 2014, s. 472). Wyniki testu zamieszczono w tabeli 3.

Tabela 3. Panelowy test kointegracji Pedroniego (H_0 : brak kointegracji)

Statystyka	Wartość empiryczna	P-value
v-panelowa	-3,0415	0,0012
ρ -panelowa	-7,4002	0,0000
t-panelowa (nieparametryczna)	-10,752	0,0000
t-panelowa (parametryczna)	-2,4e18	0,0000
ρ -grupowa	-0,4887	0,3125
t-grupowa (nieparametryczna)	-2,9280	0,0017
t-grupowa (parametryczna)	-3,0417	0,0018

Uwagi: w specyfikacji regresji testowej uwzględniono wyrazy wolne. Nie uwzględniono trendów deterministycznych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie <https://wid.world/data> i <https://databank.worldbank.org/data>; obliczenia w pakiecie statystycznym R.

W przypadku małych paneli największą mocą i najmniejszym zniekształceniem rozmiaru testu cechują się statystyki t-grupowe. Obliczone wartości empiryczne tych statystyk pozwalają na odrzucenie hipotezy o braku kointegracji na rzecz hipotezy alternatywnej o skointegrowaniu zmiennych na każdym typowym poziomie istotności. Uzyskane rezultaty pozwalają przejść do szacowania parametrów relacji długookresowej pomiędzy przychodami pierwotnymi a nierównościami dochodowymi.

W charakterze podstawowej metody estymacji postanowiono zastosować estymator CCE (ang. *common correlated effects*) zaproponowany przez Pesarana (2006). Oszacowano parametry równania:

$$TOP1_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \cdot PIR_{it} + \alpha_2 \cdot \overline{PIR}_t + \alpha_3 \cdot \overline{TOP1}_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie:

$\overline{PIR}_t = \frac{1}{6} \sum_i PIR_{it}$ – średni udział przychodów pierwotnych w PKB dla wszystkich badanych krajów w roku t ;

$\overline{TOP1}_t = \frac{1}{6} \sum_i TOP1_{it}$ – analogicznie, średni udział najwyższego centyla w dochodzie narodowym w roku t .

Założono, że siła i kierunek relacji pomiędzy skointegrowanymi zmiennymi są takie same we wszystkich analizowanych krajach. Z powodu różnic strukturalnych nieuchronnie występujących pomiędzy krajami stanowi to pewne uproszczenie. Podnosi się jednak, że korzyści płynące ze zwiększonej efektywności takiego zdefiniowania estymatora przeważają nad kosztami w postaci ewentualnej niezgodności punktowych oszacowań parametrów (Herzer, Nunnenkamp 2013, s. 402). Wyniki estymacji parametrów równania [2] zamieszczono w tabeli 4.

Tabela 4. Oszacowania parametrów modeli CCE/DOLS

Równanie	Metoda	α_1	P-value	R ²
[2]	CCE (FE)	1,8849	0,0000	0,2170
[3]	DOLS (FE)	1,6539	0,0000	0,2109
[3]	DOLS (FGLS)	1,7456	0,0000	0,9036

Uwagi: w nawiasach zaznaczono metodę estymacji. FE – estymator efektów stałych (ang. *fixed effects*), FGLS – uogólniona metoda najmniejszych kwadratów (ang. *feasible generalised least squares*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie <https://wid.world/data> i <https://databank.worldbank.org/data>; obliczenia w pakiecie statystycznym R.

Aby zweryfikować uzyskane wyniki, analizowaną zależność oszacowano dodatkowo za pomocą estymatora DOLS (ang. *dynamic ordinary least squares*). Można go stosować w panelach o krótkim wymiarze czasowym, jest również

odporny na problem pominiętej zmiennej (Herzer, Nunnenkamp 2013, s. 407). W porównaniu ze stosowanym powszechnie estymatorem FMOLS charakteryzuje się także mniejszym obciążeniem w małych próbach (Konopczak, Welfe 2014, s. 475), jest zatem bardziej adekwatny do niniejszej analizy. Szacowano parametry następującego modelu:

$$TOP1_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 \cdot PIR_{it} + \sum_j^1 =_{-1} \phi_j \cdot \Delta PIR_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

gdzie ΔPIR_{it-j} oznacza opóźnienia oraz wyprzedzenia pierwszych przyrostów zmiennej PIR odpowiednio dla dodatnich i ujemnych wartości subskryptyj¹⁰.

Zastosowanie wartości opóźnionych oraz wyprzedzonych pozwala uwzględnić problem ewentualnej endogeniczności oraz seryjnej korelacji, prowadząc do uzyskania nieobciążonych oszacowań parametrów (Herzer, Nunnenkamp 2013, s. 408). Parametry szacowano zarówno przy użyciu estymatora efektów stałych, jak i uogólnionej metody najmniejszych kwadratów. Wyniki estymacji parametrów równania [3] przedstawiono w tabeli 5.

Niezależnie od zastosowanej metody estymacji oszacowania parametru α_1 są dodatnie oraz statystycznie istotne. Cechują się ponadto zbliżonym rzędem wielkości, wahając się od 1,65 dla estymatora DOLS szacowanego przy uwzględnieniu efektów stałych do 1,88 w przypadku estymatora CCE. Oznacza to, że wzrost udziału przychodów pierwotnych w PKB o 1 pp. wiąże się przeciętnie ze wzrostem udziału najwyższego centyla w dochodzie narodowym wyraźnie większym niż 1 pp.

Skoro badane zmienne są skointegrowane, to na mocy twierdzenia Grangera o reprezentacji w układzie występuje mechanizm korekty błędem (Welfe 2018, s. 410). Zdecydowano się zatem oszacować parametry wektorowego modelu korekty błędem (VECM). Umożliwi to nie tylko dalsze potwierdzenie dotychczasowych rezultatów, ale również zbadanie relacji przyczynowych zachodzących pomiędzy zmiennymi. Dokonano estymacji parametrów następującego modelu VECM:

$$\Delta TOP1_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 \cdot \Delta TOP1_{it-1} + \alpha_2 \cdot \Delta PIR_{it-1} + \gamma \cdot \widehat{ECT}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\Delta PIR_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \cdot \Delta TOP1_{it-1} + \beta_2 \cdot \Delta PIR_{it-1} + \theta \cdot \widehat{ECT}_{it-1} + \vartheta_{it} \quad (5)$$

Jako \widehat{ECT}_{it} w równaniach (4) oraz (5) oznaczono czynnik korekty błędem obliczony na podstawie wartości teoretycznych zmiennej $TOP1$ otrzymanych przy użyciu estymatora DOLS.

¹⁰ Z powodu krótkiego wymiaru czasowego panelu zastosowano maksymalny rząd opóźnień i wyprzedzeń równy 2.

Oznacza to, że:

$$\widehat{ECT}_{it} = TOP1_{it} - \hat{\alpha}_1^{DOLS} \cdot PIR_{it} \quad (6)$$

Wyniki oszacowań parametrów modelu VECM znajdują się w tabeli 5.

Tabela 5. Oszacowania parametrów modelu VECM

Zmienna	Oszacowanie parametru	P-value
Zmienna zależna: $\Delta TOP1_{it}$		
$\Delta TOP1_{it-1}$	-0,0087	0,9285
ΔPIR_{it-1}	0,0754	0,8025
\widehat{ECT}_{it-1}	-0,2742	0,0000
Zmienna zależna: ΔPIR_{it}		
$\Delta TOP1_{it-1}$	-0,0217	0,5110
ΔPIR_{it-1}	0,1205	0,2406
\widehat{ECT}_{it-1}	0,0189	0,3635

Źródło: opracowanie własne na podstawie <https://wid.world/data> i <https://databank.worldbank.org/data>; obliczenia w pakiecie statystycznym R.

Otrzymane rezultaty wskazują, że parametr γ jest istotnie mniejszy od zera. Wszystkie pozostałe parametry w układzie są statystycznie nieistotne. Pozwala to stwierdzić, że przychody pierwotne są długookresową przyczyną zmian nierówności dochodowych. Opisywana przyczynowość nie zachodzi jednak w przeciwnym kierunku, nie występują również zależności o charakterze krótkookresowym. Innymi słowy, udział przychodów pierwotnych w PKB jest słabo egzogeniczny względem udziału najwyższego centyla w dochodzie narodowym. Wnioski z analizy modelu VECM należy jednak traktować w tym przypadku z pewną dozą ostrożności z uwagi na niewielki wymiar czasowy panelu.

Podsumowując rezultaty przeprowadzonej analizy empirycznej, należy zauważyć, że panelowe testy pierwiastka jednostkowego oraz panelowy test kointegracji wykazały zintegrowanie w stopniu pierwszym oraz skointegrowanie badanych zmiennych. Oszacowane parametry zależności długookresowej wskazują, że wzrost przychodów pierwotnych w stosunku do PKB jest powiązany ze wzrostem nierówności dochodowych. Znak, rząd wielkości oraz istotność statystyczna oszacowań są niezależne od zastosowanego estymatora. Udowodniono również istnienie długookresowej relacji przyczynowej przebiegającej w kierunku od przychodów pierwotnych do nierówności dochodowych.

Podsumowanie

Powszechna tendencja wzrostowa nierówności dochodowych, która zarysowała się w kilku ostatnich dekadach, przyczyniła się do rozwoju badań nad zmianami w rozkładzie dochodów ludności. Wśród potencjalnych przyczyn omawianego zjawiska, obok czynników technologicznych oraz instytucjonalnych, wskazuje się na procesy globalizacyjne, do których należy zaliczyć rosnącą wymianę handlową, migracje zarobkowe oraz inwestycje zagraniczne.

Dotychczasowe badania wpływu globalizacji na nierówności dochodowe skupiały się na roli przepływów towarów, osób i kapitału, nie akcentując znaczenia transferu dochodów generowanych przez te skumulowane przepływy. W niniejszej pracy przeanalizowano zależność pomiędzy nierównościami dochodowymi a kategorią dochodów rejestrowaną na rachunku obrotów bieżących jako dochody pierwotne. Zdecydowano się skoncentrować na zbadaniu oddziaływania tych przepływów na kraj przeznaczenia transferów, dlatego w analizie wykorzystano przychody pierwotne zamiast dochodów pierwotnych netto. Jednocześnie ograniczono analizę do krajów wschodzących, na temat których literatura wypowiedziadała się dotąd szczególnie oszczędnie. Ze względu na relatywnie krótki zakres czasowy dostępnych danych postanowiono wykorzystać narzędzia dynamicznej analizy panelowej.

Przeprowadzona analiza wykazała, po pierwsze, że w badanym przypadku dopuszczalne jest zastosowanie metod kointegracji panelowej. Po drugie, pomiędzy udziałem przychodów pierwotnych w PKB a udziałem najwyższego centyla w dochodzie narodowym zachodzi długookresowa, dodatnia zależność o wysokiej istotności statystycznej. Wyższy poziom przychodów pierwotnych w stosunku do PKB systematycznie wiązał się zatem z wyższym poziomem nierówności dochodowych. Po trzecie, relacja przyczynowa między zmiennymi przebiega w kierunku od przychodów pierwotnych do nierówności dochodowych i zachodzi wyłącznie w długim okresie. Uzyskane wyniki są odporne na alternatywne metody estymacji.

Rezultaty otrzymane w niniejszej pracy wymagają komentarza w kontekście omówionej empirycznej literatury przedmiotu. Przychody pierwotne są konsekwencją zjawisk emigracji oraz inwestycji zagranicznych. Rola emigracji w kształtowaniu nierówności dochodowych w krajach wschodzących nie została dotychczas jednoznacznie wyjaśniona¹¹. Przytoczone badania dotyczące związku pomiędzy BIZ a nierównościami dochodowymi w kraju inwestora zdają się prowadzić do przeciwnych wniosków niż analiza będąca przedmiotem niniejszego opracowania, sugerując ujemny charakter tej zależności. Należy jednak pamiętać, że omówione badania empiryczne skupiały się na krajach wysoko rozwiniętych, a badane zjawisko może przebiegać inaczej w krajach na różnym poziomie rozwoju. Sugerują to zresztą jedyne przytoczone wyniki dotyczące krajów średnio

¹¹ Należy zauważyć, że na tle pozostałych danych demograficznych jakość danych na temat migracji jest stosunkowo niska, co utrudnia analizowanie krótkookresowych skutków tego zjawiska.

rozwinętych (Deng, Lin 2012). Poza tym oddziaływanie BIZ na rozkład dochodów ludności jest wielopłaszczyznowe i można przypuszczać, że niekorzystne skutki dystrybucyjne transferu dochodów pierwotnych są przynajmniej częściowo równoważone innymi opisanymi mechanizmami ekonomicznymi.

Najpoważniejszym ograniczeniem dla niniejszej analizy była niezadowalająca dostępność wysokiej jakości danych statystycznych. Pojawienie się nowych danych pozwoliłoby na rozszerzenie analizy na większą liczbę krajów wschodzących oraz na zastosowanie innego poziomu agregacji zmiennych. Na obecnym etapie przedstawiony obraz zależności pomiędzy transferami dochodów generowanych przez procesy globalizacyjne a nierównościami dochodowymi w krajach średnio rozwiniętych ma z konieczności charakter cząstkowy.

Bibliografia

- Acemoglu D., Autor D. (2010), *Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings*, „NBER Working Paper Series”, nr 16082, s. 154.
- Akkermans D. (2017), *Net profit flow per country from 1980 to 2009: The long-term effects of foreign direct investment*, „PLoS ONE”, 12 (6), <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0179244> (data dostępu: 19 marca 2019).
- Baltagi B. (2005), *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons, Chichester, s. 237–265.
- Barbieri L. (2008), *Panel cointegration tests: A survey*, „Rivista Internazionale di Scienze Sociali”, t. 116, nr 1, s. 3–36.
- Brzeziński M. (2017), *Nierówności dochodowe i majątkowe w Europie – fakty, przyczyny, konsekwencje* [w:] J. Kleer, K. Prandecki (red.), *Zróźnicowanie dochodowe i społeczne Europy*, PAN, Warszawa, 2017, s. 10.
- Budnikowski A. (2014), *Ekonomia międzynarodowa*, PWE, Warszawa, s. 93–100.
- Card D. (2009), *Immigration and inequality*, „American Economic Review: Papers and Proceedings”, 99 (2), s. 1–21.
- Celik S., Basdas U. (2010), *How does globalization affect income inequality? A panel data analysis*, „International Advances in Economic Research”, t. 16, nr 4, s. 358–370.
- Chintrakarn P. i in. (2012), *FDI and income inequality: Evidence from a panel of U.S. states*, „Economic Inquiry”, t. 50, nr 3, s. 788–801.
- Choi C. (2006), *Does foreign direct investment affect domestic income inequality?*, „Applied Economics Letters”, t. 12, nr 12, s. 811–814.
- Deng W., Lin Y. (2013), *Parameter heterogeneity in the foreign direct investment – income inequality relationship: A semiparametric regression analysis*, „Empirical Economics”, t. 45, nr 2, s. 845–872.
- Feenstra R., Hanson G. (1995), *Foreign investment, outsourcing and relative wages*, „NBER Working Papers Series”, nr 5121, s. 53.

- Guschanski A., Onaran Ö. (2018), *Determinants of the wage share: A cross-country comparison using sectoral data*, „CESifo Forum. Ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München”, t. 19, nr 2, s. 44–54.
- Herzer D. i in. (2014), *FDI and income inequality – evidence from Latin American economies*, „Review of Development Economics”, 18(4), s. 778–793.
- Herzer D., Nunnenkamp P. (2013), *Inward and outward FDI and income inequality: Evidence from Europe*, *Review of World Economics*, t. 149, s. 395–422.
- Kierzenkowski R., Koske I. (2013), *The drivers of labor income inequality – A literature review*, „Journal of International Commerce, Economics and Policy”, t. 4, nr 1, s. 32.
- Koechlin V., Leon G. (2007), *International remittances and income inequality: An empirical investigation*, „Journal of Economic Policy Reform”, t. 10, nr 2, s. 123–141.
- Konopczak K., Welfe A. (2014), *Efekt Balassy-Samuelsona i mechanizmy jego absorpcji*, „Ekonomista”, nr 4, s. 463–489.
- Leigh A. (2007), *How closely do top income shares track other measures of inequality?*, „The Economic Journal”, nr 117, s. 589–603.
- Majeed T. (2016), *Distributional consequences of remittances: Evidence from sixty-five developing countries*, „Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences”, t. 10 (2), s. 274–295.
- MFW (2014), *Balance of payments and international investment position compilation guide*, MFW, Waszyngton, s. 620.
- Mihaylova S. (2015), *Foreign direct investment and income inequality in Central and Eastern Europe*, „Theoretical and Applied Economics”, t. XXII, nr 2 (603), s. 23–42.
- Mushtaq M. i in. (2017), *Distributional impact of foreign remittances in Pakistan*, „Pakistan Business Review”, July 2017, s. 320–338.
- Nakonieczna-Kisiel H. (2016), *Foreign direct investment and the balance of payments in Poland*, *Trends in the World Economy*, t. 8, s. 111–123.
- Perez R.P., Gomes C.N. (2015), *Determinants and home country effects of FDI outflows. Evidence from Latin American countries*, „ECLAC Studies and Perspectives Series”, nr 166, Mexico, s. 71.
- Pesaran M. (2006), *Estimation and inference in large heterogenous panels with a multifactor error structure*, „Econometrica”, nr 74, s. 967–1012.
- Shen I. i in. (2010), *Remittances and inequality: A dynamic migration model*, „Journal of Economic Inequalities”, t. 8, s. 197–220.
- Welfe A. (2018), *Ekonometria*, PWE, Warszawa, s. 486.
- World Development Indicators, <https://databank.worldbank.org/data> (data dostępu: 19 marca 2019).
- World Inequality Database, <https://wid.world/data> (data dostępu: 19 marca 2019).
- World Inequality Report* (2018), F. Alvaredo i in. (red.), *World Inequality Lab*, s. 300.

Streszczenie

Do potencjalnych przyczyn wzrostu nierówności dochodowych zalicza się procesy globalizacyjne, w tym migracje ekonomiczne i BIZ. Dotychczasowe badania koncentrowały się na związku między nierównościami dochodowymi a przepływami osób i kapitału. Niewiele uwagi poświęcano generowanym przez nie transferom dochodów rejestrowanym na rachunku obrotów bieżących jako dochody pierwotne. Dotychczasowe analizy poświęcone tym zagadnieniom skupiają się na skutkach transferów dochodów migrantów do kraju pochodzenia i odnoszą się głównie do krajów słabo rozwiniętych. W niniejszej pracy przeanalizowano zależność między przychodami pierwotnymi a nierównościami dochodowymi za pomocą narzędzi kointegracji panelowej dla sześciu krajów wschodzących: Polski, Czech, Egiptu, Rosji, Turcji i Chile. W odróżnieniu od większości dotychczasowej literatury za miernik nierówności dochodowych przyjęto udział najwyższego centyla w dochodzie narodowym wyznaczony na podstawie danych fiskalnych (baza danych WID).

Wyniki analizy wskazują na długookresową, dodatnią zależność pomiędzy udziałem przychodów pierwotnych w PKB a udziałem najwyższego centyla w dochodzie narodowym. Wzrost (spadek) udziału przychodów pierwotnych w PKB stanowi ponadto długookresową przyczynę wzrostu (spadku) nierówności dochodowych. Otrzymane wyniki są odporne na zmianę metody estymacji (CCE, DOLS, VECM). Ograniczeniem niniejszej pracy jest niezadowalająca dostępność porównywalnych danych na temat badanych kategorii, utrudniająca rozszerzenie analizy na większą liczbę krajów wschodzących.

Słowa kluczowe: nierówności dochodowe, bilans płatniczy, kraje wschodzące, kointegracja panelowa.

Summary

Primary income receipts and income inequality in emerging countries

The rise in income inequality is often ascribed to globalisation and its various components, such as economic migrations and foreign direct investment. Previous research in this area focused on the relationship between income inequality and flows or stocks of migrants and capital. Little attention has been paid to income flows generated by these categories that are recorded in the balance of payments as primary income. Existing analysis explored the impact of migrants' remittances on the distribution of income in developing countries. This article analyses the relationship between primary income receipts and income inequality using panel cointegration methods for a group of six emerging countries: Poland, the Czech

Republic, Egypt, Russia, Turkey and Chile. In contrast to the existing literature, income inequality is measured by top percentile income share derived from fiscal data (World Inequalities Database).

The results reveal a long run, positive relationship between primary income receipts as a share of GDP and top percentile income share. There is also a long-run causal relationship between a rise (fall) in primary income receipts and a rise (fall) in income inequality. The results are robust to alternative estimation methods (CCE, DOLS, VECM). The scope of this work is narrowed by the limited availability of comparable data for other emerging countries.

Keywords: income inequality, balance of payments, emerging markets, panel co-integration

JEL: D31, F61, F21, F24

Manipulacja informacją na rynkach finansowych: przyczynek do analizy na przykładzie rynku kapitałowego w Polsce*

Paweł Podolski**

Wstęp

Problem manipulacji, fałszerstw i oszustw na rynkach wydaje się tak stary, jak sama idea wymiany rynkowej. W toku rozwoju rynków finansowych i instytucji nadzoru finansowego techniki manipulacji przyjmowały coraz bardziej wysublimowaną i trudniejszą do jednoznacznej penalizacji formę. W niniejszej pracy podjęto problem manipulacji ceną instrumentów finansowych za pomocą informacji w ujęciu prawno-ekonomicznym. Celem artykułu jest opisanie i przedstawienie podstawowych charakterystyk zjawiska manipulacji cenami instrumentów finansowych za pomocą informacji. Na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego (KNF) i Giełdy Papierów Wartościowych (GPW) przeprowadzony został przyczynek do analizy znaczenia jakości informacji finansowej dla efektywności rynku w odniesieniu do najważniejszych źródeł komunikatów wykorzystywanych przez inwestorów (raporty okresowe i bieżące, analizy i rekomendacje analityków, doniesienia medialne czy informacje poufne, plotki i pogłoski). Wiele miejsca poświęcono zdefiniowaniu pojęć informacji i manipulacji ze względu na powszechność ich użycia w różnych dziedzinach, a w konsekwencji wielość współlistniejących i nie zawsze poprawnych definicji tych konstruktów.

Pojęcie informacji

Klasyczna definicja informacji jako redukcji niepewności (Hintikka 1970), a co za tym idzie redukcji ryzyka, w naturalny sposób wskazuje jej istotną rolę w podejmowaniu jakichkolwiek decyzji, w tym decyzji inwestycyjnych. Pojęcie informacji

* Publikacja została sfinansowana ze środków Narodowego Centrum Nauki w ramach grantu „Behawioralne i mikrostrukturalne uwarunkowania rynków finansowych i inwestycji alternatywnych” (UMO-2015/17/B/HS4/02708).

** Paweł Podolski – magister, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Wydział Finansów i Prawa, Katedra Rynków Finansowych, podolskp@uek.krakow.pl.

pochodzi od łacińskiego słów *informare*, które oznacza nadawanie kształtu, formy, oraz *informatio*, będącego określeniem gotowego już przedstawienia czegoś. Funkcją informacji jest „zmniejszenie nieokreśloności sytuacji decyzyjnej” (Biela 1976). Desygnat pojęcia informacji pozostaje zatem zawsze w związku z podejmowaniem decyzji.

Pojęcie informacji należy rozważać w kontekście układu komunikacyjnego, którego elementami są: źródło sygnałów (układ nadający informację i układ ją kodujący), kanał komunikacyjny oraz układ odbiorczy, który w sytuacji decyzyjnej może być utożsamiany z decydentem. Sygnał informacyjny, w odróżnieniu od fali nośnej, jest nośnikiem wiadomości.

Informacja może być ujmowana jako statystyka będąca liczbą określającą, ile danych zostało przeniesionych ze źródła do układu odbiorczego w efekcie dostarczenia określonego komunikatu. Podstawą takiego rodzaju obliczeń jest założenie, że dla każdego komunikatu, który może być dostarczony, istnieje określone prawdopodobieństwo jego dostarczenia, na podstawie którego możliwe jest ustalenie ilości danych przeniesionych przez ten komunikat (Coombs, Dawes, Tversky 1977).

Wprowadzenie rozróżnienia między terminami „informacja”, „dane” i „wiedza” przypisuje się N.L. Henry’emu (1974). W roku 1987 M. Zeleny (1987) przedstawił koncepcję hierarchii DIKW, obejmującej oprócz danych, informacji i wiedzy także poziom mądrości. DIKW to akronim pochodzący od pierwszych liter angielskich nazw terminów wchodzących w skład hierarchii: *data* (dane), *information* (informacja), *knowledge* (wiedza) i *wisdom* (mądrość)¹.

Dane mogą być przez różnych badaczy odmiennie definiowane, np. jako: zestawienie znaków zgodne z zasadami określonej składni; fakty, koncepcje lub wyniki w postaci, która może być komunikowana i interpretowana (Galland 1982); surowe fakty, które mogą być kształtowane i formowane, by stworzyć informacje (Laudon, Laudon 1991). Cechą wspólną większości definicji jest ujmowanie danych jako nieustrukturyzowanych faktów, które mogą zostać przekształcone w informacje.

Za informacje uznaje się bowiem zazwyczaj dane skategoryzowane, skorygowane, skondensowane tak, aby były interpretowalne w określonym kontekście (Probst, Raub, Romhardt 2004). Kwestia odpowiedniego przetworzenia danych, tak aby tworzyły postać użyteczną i posiadającą znaczenie dla podmiotu w konkretnej sytuacji, stanowi kryterium definicyjne większości definicji informacji (Hicks 1993).

Jednak w najbardziej ogólnym ujęciu proponowanym w filozofii informacja jest odwzorowaniem różnorodności cechującej rzeczywistość, obejmującej całe spektrum takich kategorii jak: obiekty, zdarzenia, procesy czy zjawiska (Ursul 1971, Stefanowicz 2013). Informację odnosi się zatem do otoczenia, w którym

¹ Ze względu na cel artykułu, którym jest analiza problemu manipulacji kursem instrumentów finansowych za pomocą informacji, szczegółowo omówiony zostanie jedynie poziom danych i informacji. Wiedza może zostać zdefiniowana jako zorganizowany zbiór informacji wraz z regułami ich interpretowania. Mądrość bywa traktowana jako umiejętność praktycznego wykorzystywania posiadanej wiedzy i doświadczenia.

znajduje się odbiorca. Ujęcie informacji w sposób przedstawiony w przytoczonych definicjach wydaje się jednak niewystarczające, gdyż nie pozwala na wywnioskowanie bezpośrednio z definicji sposobu rejestracji i przetwarzania informacji, możliwych do przeprowadzenia operacji czy cech i właściwości analizowanego konstruktów.

Z tego powodu użyteczna wydaje się infologiczna koncepcja informacji przedstawiona przez B. Stefanowicza (2013) na podstawie propozycji B. Sundgrena (1973) i B. Langeforsa (1980). W koncepcji tej informacja jest opisem rzeczywistości (R), który może być traktowany jako model rzeczywistości R w umyśle odbiorcy (U). Model powstaje w wyniku odebrania opisu rzeczywistości R, poddanego analizie, interpretacji oraz ocenie na podstawie dotychczasowej wiedzy i doświadczenia odbiorcy – systemu odniesienia (*frame of reference*). Opis konkretnego obiektu stanowiącego element rzeczywistości może zostać przedstawiony w formie komunikatu (K) złożonego z:

1. O – obiektu, który może oznaczać m.in.: dowolny przedmiot materialny, pojęcie, konstrukt teoretyczny, proces czy zdarzenie;
2. X – cechy, ze względu na którą obiekt O jest analizowany przez odbiorcę U;
3. x – wartości cechy;
4. t – czasu, w którym obiekt O przyjmuje wartość x cechy X;
5. v – wektora dodatkowych charakterystyk związanych z elementami O, X, x czy t ;

w postaci układu:

$$K: \langle O, X, x, t, v \rangle$$

Informacja jest więc relacją zdefiniowaną zgodnie z powyższą formułą na elementach komunikatu K. Komunikat, wiążąc przedstawione elementy relacją, nazywaną w koncepcji infologicznej relacją informacyjną, nadaje im określony sens. Zdefiniowana w ten sposób informacja $I(K)$, dostarczona przez komunikat K, jest obiektywna, gdyż istnieje niezależnie od odbiorcy. Taka informacja jest określana przez B. Sundgrena (1973) informacją na poziomie datalogicznym, ponieważ można nią operować w sytuacjach, w których nie zachodzi konieczność interpretacji treści komunikatu K. Przykładem takiej sytuacji może być gromadzenie, przechowywanie, przetwarzanie i udostępnianie informacji w systemach statystyki publicznej, zanim zostanie ona zinterpretowana i wykorzystana przez odbiorcę.

W podejmowaniu decyzji ekonomicznych kluczową rolę odgrywa jednak informacja interpretowana przez odbiorcę, decydenta. Aspekt pragmatyczny wymaga zatem uwzględnienia procesu interpretacji, przetworzenia $I(K)$ przez odbiorcę U. Taką przetworzoną, pragmatyczną informację można oznaczyć jako $I(K,U,Q)$, gdzie I oznacza informację dostarczoną w komunikacie K i odebraną przez U

w określonym kontekście Q. W efekcie informacja $I(K,U,Q)$ staje się subiektywna, zależna od odbiorcy. Dane, aby były użyteczne i miały znaczenie dla podmiotu, nie mogą być bowiem przetwarzane w oderwaniu od bieżącej sytuacji oraz przetwarzającego je podmiotu (Beynon-Davis 1999). Informacja $I(K,U,Q)$ może zostać zatem przedstawiona jako: „treść wiadomości przekazywanej od nadawcy do odbiorcy, wyrażona w odpowiednim języku lub kodzie. Informację można przenosić w czasie (zapamiętywanie) i przestrzeni (przesyłanie, przekazywanie, komunikowanie), powinna porządkować system, do którego się odnosi. Powinna pozwolić odbiorcy na lepsze dostosowanie się do świata zewnętrznego poprzez ukierunkowanie jego zachowań” (Meyer 2006, s. 225–229).

Zacytowana definicja B. Meyer (2006) uwzględnia większość kluczowych własności informacji rozumianej jako treść zawarta w komunikacie K stanowiącym nośnik informacji (Stefanowicz 2013):

1. Informacja istnieje jedynie jako treść komunikatu.
2. Informacja $I(K)$ – datalogiczna, obiektywna – istnieje niezależnie od podmiotu odbierającego.
3. Informacja może zawierać opis jedynie części rzeczywistości. Uzyskanie wglądu w szerszy zakres analizowanej rzeczywistości wymaga dostępu do kolejnych informacji. Nie jest możliwe np. kompleksowe zweryfikowanie rzeczywistej sytuacji spółki giełdowej, jeśli do dyspozycji ma się tylko pojedynczą informację prasową na jej temat.
4. W odniesieniu do informacji zachodzi efekt synergii, który polega na tym, że jednoczesne wykorzystanie dwóch lub więcej informacji przyniesie lepsze efekty niż te, które można byłoby uzyskać, gdyby zastosowało się każdą z nich oddzielnie. Efekt jest uwarunkowany dostępem do wyników obserwacji obiektu O nie tylko z jednej perspektywy, ale z dwóch lub więcej perspektyw. Przykładem może być ocenienie spółki na podstawie informacji prasowej uzupełnionej raportem bieżącym lub raportem agencji ratingowej, wydanymi niezależnie od okoliczności przygotowania notatki prasowej.
5. Informacja o obiekcie $I(K,U,Q)$ jest w procesie przetwarzania łączona z wcześniej dostępną odbiorcy wiedzą na jego temat. W efekcie dostępu do informacji obraz tego obiektu u odbiorcy ulega zmianie. Ze względu na efekt synergii i różny zakres wcześniejszej wiedzy dostęp do tej samej informacji może u różnych odbiorców wywołać różne zmiany w obrazie obiektu. Inaczej na informację o odnotowaniu strat w bilansie rocznym spółki zareaguje inwestor analizujący raporty kwartalne i półroczne, a inaczej inwestor, który pierwszy raz zapoznaje się z jej sytuacją.
6. Możliwe jest powielanie oraz przenoszenie informacji w czasie (zapamiętywanie) i przestrzeni (przesyłanie, przekazywanie, komunikowanie), co nie powoduje zużywania informacji. W trakcie tych procesów mogą się jednak pojawiać zniekształcenia wywołane różnymi czynnikami

- zakłócającymi (szumami). Na rynku może dochodzić do rozprzestrzeniania się plotek i pogłosek powstających zazwyczaj na podstawie mniej lub bardziej wiarygodnych informacji.
7. Mimo że informacje można przetwarzać – modyfikować komunikaty, nie prowadząc do ich zniszczenia – to możliwe jest, podobnie jak w przypadku powielania i przenoszenia, pojawianie się deformacji i zniekształceń informacji w efekcie inkluzji do komunikatu fałszywych elementów składowych: obiektu, cech, wartości cech, czasu czy wektora. Przykładem może być powstanie zmanipulowanego doniesienia medialnego powstałego w wyniku błędnego przeanalizowania treści raportu bieżącego wydanego przez spółkę.
 8. Niejednakowy rozkład informacji w otoczeniu implikuje powstanie asymetrii informacyjnej, której efektem jest nierównomierny dostęp do informacji w przypadku różnych odbiorców. Asymetria informacyjna ma istotne skutki dla funkcjonowania rynków – może prowadzić m.in. do nieefektywnej alokacji zasobów.

Z własnościami informacji związane są przypisywane jej funkcje jako: zasobu, kapitału, towaru, czynnika motywacyjnego czy kulturotwórczego. Niezależnie od jej charakteru i obszaru, którego dotyczy, spełnia określone, podstawowe funkcje, do których zalicza się przede wszystkim odwzorowanie rzeczywistości w wyniku prezentacji obiektów, stanów, procesów czy zdarzeń z przeszłości, teraźniejszości i przyszłości. Redukując stopień nieokreśloności, umożliwia identyfikację i antycypację obiektów (O), a w efekcie – tworzenie i zmianę rzeczywistości (Wierzbicki 1981).

Informacja pełni funkcję czynnika sterującego, umożliwiającą podejmowanie świadomych decyzji. Dostęp do informacji pozwala zidentyfikować i właściwie zdefiniować przestrzeń problemową (Newell, Simon 1972), co ułatwia wybór strategii rozwiązania problemu. Sterująca funkcja informacji jest szczególnie widoczna w sferze gospodarczej, w której dostęp do informacji rzetelnie opisujących rzeczywistość i redukujących niepewność w odniesieniu do podejmowanych działań ma decydujący wpływ na osiągnięty wynik finansowy. Należy jednak podkreślić, że znaczenie ma nie tyle ilość dostępnych informacji, co ich jakość², gdyż nadmiar informacji może prowadzić do przeciążenia zdolności poznawczych decydenta.

Informacja na rynkach finansowych

Coraz większa złożoność i integracja współczesnych rynków finansowych sprawiają, że szybki dostęp do rzetelnych i prawdziwych danych ma dla inwestorów coraz większe znaczenie. Wymaga to efektywnego identyfikowania, mierzenia

² Jakość informacji zostanie zdefiniowana w rozdziale 3 niniejszej pracy.

i przekazywania informacji o treści ekonomicznej, umożliwiających ocenę i podejmowanie decyzji przez użytkowników tych informacji, co stanowi istotę rachunkowości (American Accounting Association 1966).

Informację finansową można zdefiniować jako „wgląd w rzeczywistość finansową” (Patterson 2010, s. 168), którą można ujawnić dzięki posiadanym informacjom. Do zaklasyfikowania komunikatu jako informacji, a nie jedynie ciągu danych jego użytkownicy muszą umieć zredukować niepewność i mieć lepsze pole do podejmowania decyzji na podstawie uzyskanego komunikatu. Uzyskanie wglądu w rzeczywistość finansową jest bowiem uwarunkowane jakością informacji, którą posługuje się podmiot.

Informacje o treści ekonomicznej mają wpływ na efektywność podejmowania decyzji gospodarczych, a przy tym mają zarówno empiryczny, jak i społeczny charakter, są więc zatem narażone na szybką dezaktualizację (Stefanowicz 2010), uwarunkowane kontekstem interpretacji, nieścisłości (Krasodomska 2014) oraz manipulacji i fałszerstwa (Komisja Nadzoru Finansowego 2011).

Jakość informacji finansowych

Jakość informacji bywa definiowana jako zbiór wszystkich jej właściwości, które czynią ją zdolną do zaspokajania stwierdzonych lub domniemywanych potrzeb jej użytkowników (Idzikowska 2002). W szerszym ujęciu jakość informacji może być warunkowana takimi atrybutami jak: dostępność, dokładność, aktualność, kompletność, spójność, odpowiedniość formy prezentacji, obiektywność czy wiarygodność.

Cechą informacji, która w większości analiz była pożądana przez inwestorów, jest przejrzystość określana także jako transparentność (Dziawgo 2011). Według badań prowadzonych przez D. Dziawgo w latach 2009–2010 prawie połowa (48%) inwestorów indywidualnych deklarowała gotowość zapłacenia dodatkowej premii za przejrzystość dostępnych informacji. Wśród analityków odsetek ten był jeszcze wyższy – gotowość taką deklarowało 9 na 10 analityków. Grupa ta najwyższej oceniała także spółki, które „w uporządkowany sposób prezentują znacznie więcej informacji, niż wynikałoby to tylko z obowiązków informacyjnych” (Tomczuk, Gajda 2013, s. 126).

Forma prezentacji informacji może mieć istotny wpływ na prawdopodobieństwo ich uwzględnienia w podejmowaniu decyzji inwestycyjnych. Wykazano, że publikowane systematycznie sprawozdania finansowe spółek, stanowiące jedno z bardziej wiarygodnych źródeł informacji, wywierają mniejszy wpływ na wycenę akcji spółki niż późniejsze, mniej wiarygodne, rekomendacje czy komentarze medialne, oparte na tych samych danych (Bloomfeld, Libby, Nelson 1998). Wynika to najprawdopodobniej z mało przystępnej dla przeciętnego uczestnika rynku – numerycznej i tabelarycznej – formy prezentacji danych w sprawozdaniach.

Wykazano bowiem, że inwestorzy, podejmując decyzje, w większym stopniu uwzględniają informacje o charakterze opisowym niż pozbawione komentarza dane statystyczne (Griffin, Tversky 1992). W badaniach prowadzonych przez G. Gigerenzera i U. Hoffrege'a (1995) nad przyswajaniem reguły Bayesa wykazano, że operowanie obrazowymi przedstawieniami prawdopodobieństwa ułatwia osobom badanym poprawne uwzględnianie proporcji podstawowej. Zgodnie z teorią podwójnego kodowania obrazy są przetwarzane szybciej niż dane prezentowane w formie werbalnej (Pavio 1986), co może przyczyniać się do ich częstszego uwzględniania w trakcie podejmowania decyzji inwestycyjnych.

Stwierdzono także, że informacje złożone (zgodne z prawdą) wymagające przeprowadzenia dodatkowych operacji umysłowych są częściej traktowane jako fałszywe niż te same informacje przekazywane w bardziej przystępny sposób (Szyszka 2009). Zjawisko to, określane jako iluzja nieprawdy, może być jedną z przyczyn konserwatyzmu poznawczego wobec wiarygodnych informacji (np. sprawozdań finansowych) i nadmiernej reakcji na informacje mało wiarygodne (np. plotki czy doniesienia medialne). Konserwatyzm poznawczy może być także wynikiem błędu kotwiczenia w odniesieniu do dotychczasowego poziomu notowań. Wpływ konserwatyzmu poznawczego jest szczególnie widoczny w przypadku efektu *momentum* (Chan, Jegadeesh, Lakonishok 1996). Ponadto inwestorzy zwykle zbyt intensywnie reagują na dane dotyczące poszczególnych spółek i nie doszacowują wartości informacji systemowych – dotyczących kondycji gospodarki (Jegadeesh, Titman 1995). Wydaje się zatem, że zjawisko przeszacowywania wartości informacji dotyczących pojedynczych spółek i niedoszacowania danych systemowych jest przede wszystkim uwarunkowane konserwatyzmem poznawczym wobec sygnałów wysokiej jakości (Bloomfeld, Libby, Nelson 1998).

W kontekście efektywności informacyjnej rynków i podejmowania decyzji inwestycyjnych szczególnie istotny wydaje się problem dostępności informacji. Brak dostępu do informacji, trudności w przekazywaniu informacji, celowe utrzymywanie asymetrii informacyjnej oraz koszty pozyskania informacji stanowią przesłanki niedoskonałości wiedzy posiadanej przez podmioty uczestniczące w wymianie rynkowej (Zielonka 2011). Należy zwrócić uwagę na to, że informacja, która stanowi pewną całość, może być użyteczna dla podmiotu tylko w sytuacji, gdy posiada on niezbędny jej zakres. Zdaniem J.E. Stiglitz (2004) może to stanowić przyczynę niewłaściwego działania niektórych mechanizmów rynkowych, np. prawa malejących przychodów. W nurcie badań poświęconych utrudnieniom w dostępie do informacji wyróżnia się zazwyczaj informację:

1. niedoskonałą – gdy przynajmniej jeden z podmiotów nie zna decyzji podjętych przez innych uczestników rynku i w efekcie nie jest w stanie określić swojej sytuacji na rynku;
2. niepewną – gdy podmiot nie może określić rozkładu prawdopodobieństw wystąpienia możliwych rozwiązań;

3. asymetryczną – gdy każda ze stron transakcji dysponuje inną ilością informacji, co może zostać wykorzystane w celu uzyskania wyższego dochodu;
4. niepełną – gdy uczestnicy wymiany rynkowej nie posiadają zakresu informacji niezbędnego do podjęcia racjonalnych decyzji.

Należy zwrócić uwagę na to, że informacja niepełna może być uważana za informację nieprawdziwą, zmanipulowaną. Przykładem może być nieujawnianie przez spółkę danych, które powinny, zgodnie z obowiązującymi regulacjami prawnymi, zostać zawarte w informacjach przekazywanych inwestorom.

Manipulacja kursem instrumentów finansowych za pomocą informacji

Manipulacja może być ogólnie rozumiana jako wywieranie na kogoś wpływu i celowe wprowadzanie go w błąd, a także aranżowanie sytuacji zwiększających prawdopodobieństwo podjęcia przez manipulowany podmiot z góry przewidzianych przez manipulatora działań, zachowań, przyjęcia określonych opinii, poglądów czy postaw (Bańko 2005), które nie muszą i często nie są zgodne z interesem osoby manipulowanej. Celem zastosowania manipulacji, opartej na technikach wpływu, środkach werbalnych i pozawerbalnych, może być również wykorzystanie naturalnie zachodzącego zjawiska, procesu czy sytuacji w sposób niezgodny z ich pierwotnym, społecznie zdefiniowanym celem. Generalnie manipulacja oznacza wyzyskanie zaufania lub niewiedzy podmiotu w celu zdobycia kontroli nad jego zachowaniem i osiągnięcia w związku z tym korzyści przez manipulatora (Martysz 2015).

Manipulacje na rynku finansowym można ogólnie zdefiniować jako „wywieranie wpływu na osobę lub grupę osób w wyniku oddziaływania informacjami po to, by podmiot manipulacji, nieświadomy genezy całego procesu, formalnie z własnej woli realizował zamierzone cele podmiotu dopuszczającego się manipulacji” (Stokłosa, Syp 2017, s. 11). Celem manipulacji na rynku finansowym jest zazwyczaj osiągnięcie korzyści poprzez wywołanie zmiany ceny instrumentu finansowego w wyniku wprowadzenia inwestorów w błąd.

Manipulacja może wykorzystywać komunikaty werbalne (rozpowszechnianie fałszywych informacji) lub niewerbalne formy przekazu (składanie zleceń czy zawieranie transakcji). W obowiązującym od 3 lipca 2016 roku rozporządzeniu Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 596/2014 z dnia 16 kwietnia 2014 r. w sprawie nadużyć na rynku, określanym jako Market Abuse Regulation (MAR), wymieniony jest katalog działań uznawanych za manipulacje:

1. „zawieranie transakcji, składanie zleceń lub inne zachowania, które:
 - a) wprowadzają lub mogą wprowadzać w błąd co do podaży lub popytu na instrument finansowy, powiązany kontrakt towarowy na rynku

- kasowym lub sprzedawany na aukcji produkt oparty na uprawnieniach do emisji, lub co do ich ceny; lub
- b) utrzymują albo mogą utrzymywać cenę jednego lub kilku instrumentów finansowych, powiązanego kontraktu towarowego na rynku kasowym lub sprzedawanego na aukcji produktu opartego na uprawnieniach do emisji na nienaturalnym lub sztucznym poziomie;
2. zawieranie transakcji, składanie zleceń lub inne działania lub zachowania wpływające albo mogące wpływać na cenę jednego lub kilku instrumentów finansowych, powiązanego kontraktu towarowego na rynku kasowym lub sprzedawanego na aukcji produktu opartego na uprawnieniach do emisji, związane z użyciem fikcyjnych narzędzi lub innych form wprowadzania w błąd lub podstęp;
 3. rozpowszechnianie za pośrednictwem mediów, w tym internetu, lub przy użyciu innych środków, informacji, które wprowadzają lub mogą wprowadzać w błąd co do podaży lub popytu na instrument finansowy, powiązany kontrakt towarowy na rynku kasowym lub sprzedawany na aukcji produkt oparty na uprawnieniach do emisji, lub co do ich ceny, lub zapewniają utrzymanie się lub mogą zapewnić utrzymanie się ceny jednego lub kilku instrumentów finansowych, powiązanego kontraktu towarowego na rynku kasowym lub sprzedawanego na aukcji produktu opartego na uprawnieniach do emisji na nienaturalnym lub sztucznym poziomie, w tym rozpowszechnianie plotek, w przypadku gdy osoba rozpowszechniająca te informacje wiedziała lub powinna była wiedzieć, że informacje te były fałszywe lub wprowadzające w błąd;
 4. przekazywanie fałszywych lub wprowadzających w błąd informacji, lub dostarczanie fałszywych lub wprowadzających w błąd danych dotyczących wskaźnika referencyjnego, jeżeli osoba przekazująca informacje lub dostarczająca dane wiedziała lub powinna była wiedzieć, że są one fałszywe i wprowadzające w błąd, lub każde inne zachowanie stanowiące manipulowanie obliczaniem wskaźnika referencyjnego”.

Rozporządzenie MAR stanowi pierwszy instrument prawny na szczeblu Unii Europejskiej ujednolicający prawodawstwa krajowe państw członkowskich w zakresie tzw. nadużyć na rynku. W związku z tym uchylone zostały m.in. odziały: 2, 3, 4 w rozdziale 2 w dziale II ustawy z dnia 29 lipca 2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi (Dz.U. z 2005 r. Nr 183, poz. 1538), których zakres tematyczny był tożsamy z MAR. Zgodnie z uchylonym art. 39 formą manipulacji było „rozpowszechnianie fałszywych lub nierzetelnych informacji albo pogłosek, które wprowadzają lub mogą wprowadzać w błąd w zakresie instrumentów finansowych”, a zgodnie z MAR manipulację stanowi rozpowszechnianie za pośrednictwem mediów, w tym internetu, lub przy użyciu innych środków każdego rodzaju informacji, które „wprowadzają lub mogą wprowadzać w błąd co do podaży lub popytu”.

Za formę manipulacji uznaje się zatem m.in. przekazywanie informacji nieprawdziwej lub niepełnej, kształtowanie przekazu w sposób utrudniający poznanie na jego podstawie rzeczywistości lub czyniący informację nierzetelną czy tworzenie szumu informacyjnego. Manipulacja instrumentami finansowymi za pomocą informacji może następować z wykorzystaniem wszelkich dostępnych inwestorom komunikatów: od sprawozdań finansowych, przez analizy i rekomendacje (Barber i in. 2003), po doniesienia medialne (Mullainathan, Shleifer 2005) oraz plotki i pogłoski (DiFonzo, Bordia 1997).

W dalszej części pracy przedstawiono charakterystyki podstawowych kategorii źródeł komunikatów docierających do inwestorów, ze szczególnym uwzględnieniem analiz dotyczących jakości i podatności na manipulację informacji przedstawianych w tych źródłach. Na podstawie wykazu kar nałożonych przez Komisję Nadzoru Finansowego w związku z naruszeniem art. 39 i art. 42 ustawy z dnia 29 lipca 2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi (Dz.U. z 2005 r. Nr 183, poz. 1538) przedstawiono przykłady analiz zależności między rozpowszechnianiem fałszywych lub nierzetelnych informacji w okresie hossy poprzedzającej kryzys i kryzysu 2007–2009 a kształtowaniem się wskaźników giełdowych wybranych spółek, których akcje stały się przedmiotem manipulacji.

Raporty okresowe i bieżące

Raporty roczne są jednymi z najistotniejszych źródeł informacji o wynikach spółki. W skład raportu będącego informacją długoterminową i złożoną wchodzi wyrażone w mierniku pieniężnym informacje finansowe, a także informacje niefinansowe stanowiące uzupełnienie, rozwinięcie lub ujęcie w inny sposób informacji wyrażonych w wartościach liczbowych (Krasodomska 2014). Informacje finansowe mają przede wszystkim charakter retrospektywny – dostarczają historycznych danych na temat funkcjonowania przedsiębiorstwa. Bardziej prospektywne są informacje niefinansowe, stanowiące bardzo zróżnicowaną grupę danych.

Obowiązki informacyjne spółek giełdowych, do których można zaliczyć m.in. publikowanie raportów okresowych czy raportów bieżących, należą do podstawowych narzędzi kształtowania relacji inwestorskich (Łukasik 2013). Właściwe prowadzenie przez spółkę relacji inwestorskich jest związane ze wzrostem zaufania do spółki, poprawą jej wizerunku wśród interesariuszy, wzrostem płynności akcji czy obniżeniem kosztów pozyskiwania kapitału na rynku. Błędnie rozumiane kształtowanie relacji inwestorskich może skłaniać niektóre zarządy spółek do podporządkowywania polityki informacyjnej celom marketingowym, co może się przyczynić do publikowania nierzetelnych danych zestawianych w sposób stroniczy lub uniemożliwiający łatwe dokonywanie porównań w celu manipulowania osiąganymi przez przedsiębiorstwo wynikami.

Ze względu na brak obowiązkowego audytu i mniejszy stopień sformalizowania informacji niefinansowe z większym prawdopodobieństwem niż informacje

finansowe mogą stać się przedmiotem tego rodzaju działań. Informacje niefinansowe mogą dotyczyć takich obszarów działalności przedsiębiorstw jak zewnętrzne warunki działania, działalność operacyjna, przewidywany rozwój, akcjonariat i akcje, ład korporacyjny czy społeczna odpowiedzialność, jednak największe ryzyko manipulacji zachodzi w przypadku informacji na temat rodzajów ryzyka, na jakie narażona jest spółka oraz strategii zarządzania ryzykiem (Mikołajek-Gocejna 2008), a także informacji odnoszących się do przewidywanego rozwoju (Krasodomska 2014). Wydaje się, że jest to uwarunkowane z jednej strony trudnością przewidywania w zmiennym otoczeniu mikro- i makroekonomicznym, a z drugiej strony nadmiernym optymizmem, nie zawsze mającym podstawy w sytuacji finansowej. Na rozbieżności między wnioskami płynącymi z informacji prezentowanych w sprawozdaniu finansowym i sekcji opisowych sprawozdania rocznego zwracali uwagę P. Balata i G. Breton (2005). Problematyka przewidywanego rozwoju jest także zdaniem inwestorów prezentowana w najmniej zrozumiały i przystępny sposób w porównaniu z pozostałymi informacjami niefinansowymi (Krasodomska 2014).

Przykładem manipulacji mogą być komunikaty wydawane przez prezesa zarządu spółki Bioton SA, który bezpodstawnie przekazywał do wiadomości publicznej znacznie zawyżone wartości planowanych przychodów przedsiębiorstwa (Kazimierczak 2009). Komisja Nadzoru Finansowego nałożyła na prezesa zarządu karę pieniężną w wysokości 100 tys. zł za „rozpowszechnianie w okresie luty–listopad 2007 r. nierzetelnych, wprowadzających w błąd inwestorów informacji na temat rozwoju spółki Bioton SA, oczekiwanych wyników finansowych i planów ekspansji zagranicznej, które nie znajdowały odzwierciedlenia w następujących po nich wydarzeniach i rzeczywiście osiągniętych przez spółkę wynikach finansowych” (Komisja Nadzoru Finansowego 2009). Był to pierwszy przypadek ukarania prezesa zarządu za manipulację informacją.

O wadze problemu przestrzegania przez spółki obowiązków informacyjnych może świadczyć to, że w związku ze sprawą samych tylko opcji walutowych KNF do połowy 2010 r. nałożyła na 12 spółek kary pieniężne o łącznej wysokości ponad 1,5 mln zł. Ukarane spółki nie przekazywały bowiem do wiadomości publicznej we wskazanych w ustawie terminach poufnych informacji o zawieraniu walutowych transakcji pochodnych, które mogły mieć istotny wpływ na osiągnięte przez nie wyniki finansowe. Straty związane z tego typu transakcjami i wynikającymi z nich spadkami wartości rynkowej firm szacuje się na setki milionów złotych (Komisja Nadzoru Finansowego 2018).

Analizy i rekomendacje analityków

Wydaje się, że szczególne znaczenie dla funkcjonowania rynku mają rekomendacje i analizy, ponieważ rynek silnie reaguje na ich publikacje (Jegadeesh i in. 2004). Może być to uwarunkowane m.in. przekonaniem inwestorów o tym, że

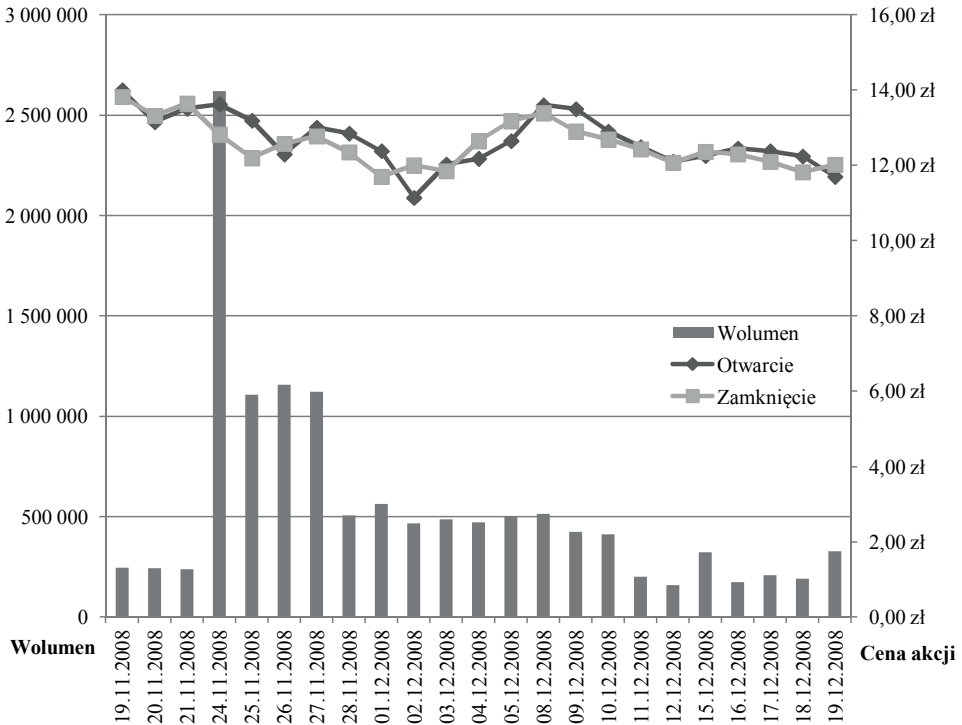
są one wydawane, przynajmniej w pewnej mierze, na podstawie informacji niepublicznych (Corgnet, Kujal, Porter 2010). Wykazano, że szczególną rolę mogą odgrywać analizy dotyczące perspektyw rozwoju odnoszące się do spółek mniej znanych, w przypadku których przeciętny inwestor musiałby ponieść ponadnormatywne koszty, aby uzyskać informacje pozwalające na podjęcie racjonalnej decyzji (Blasco, Corredor 2016).

Niektóre analizy i rekomendacje analityków mogą jednak zawierać informacje fałszywe, sprzyjające wzrostowi rozbieżności między ceną waloru a wartością fundamentalną (Lim 2001). Do zniekształceń prognoz może dochodzić m.in. na skutek popełniania systematycznych błędów w ocenie sygnałów analizy technicznej – ulegania inklinacjom poznawczym oraz przejawiania nadmiernego optymizmu. Istotną rolę odgrywają także zachowania stadnych oraz uleganie informacyjnemu i normatywnemu wpływowi społecznemu przez autorów analiz i rekomendacji (Lee, Lee 2015).

Dowodem potwierdzającym ograniczoną trafność prognoz analityków mogą być wyniki analiz B. Barbera, R. Lehavy'ego, M. McNicholsa i B. Truemana (2003), którzy wykazali, że w latach 1986–1996 oraz 1996–1999 utrzymywanie portfeli zgodnie z zaleceniami analityków nie pozwoliłoby na uzyskanie dodatkowej stopy zwrotu (przy uwzględnieniu kosztów transakcyjnych). W czasie narastania i pęknięcia bańki (*dot-com bubble*) w latach 2000–2001 inwestowanie zgodnie z zaleceniami analityków przyczyniłoby się nawet do odnotowania wysokich strat przez inwestorów. Wykazany przez cytowanych badaczy fakt, że kupowanie w okresie *dot-com bubble* akcji rekomendowanych do sprzedaży pozwoliłoby na uzyskanie ponadprzeciętnych zysków zdaje się potwierdzać to, że prognozy dostarczane przez analityków mogą zawierać fałszywe informacje.

Przykładem manipulacji jest analiza z 24 listopada 2008 r. przygotowana przez UniCredit CAIB Securities UK Ltd., w której akcje spółki Lotos SA bezpodstawnie wyceniono na 0 zł, gdyż, jak podano w uzasadnieniu, „grupa Lotos chyli się ku upadkowi i istnieje ponad 50-procentowe prawdopodobieństwo, że może nie przetrwać w obecnej strukturze” (Iwaniuk 2010). W efekcie akcje Lotosu straciły prawie 6%, a handel nimi został nawet na pewien czas zawieszony. W dniu 18 lutego 2011 r. KNF ukarała grzywną w wysokości 500 tys. zł UniCredit CAIB Securities UK Ltd. w związku z wydaniem rekomendacji bez zachowania należytej staranności i bez zapewnienia rzetelności (Komisja Nadzoru Finansowego 2018). Na wykresie 1 wyraźnie widoczna jest zależność między opublikowaniem rekomendacji 24 listopada 2008 r. a notowaniami spółki Lotos SA w dniach 24 i 25 listopada 2008 r. – zamknięcie nastąpiło po cenie znacząco niższej niż otwarcie, a w dniu publikacji analizy wolumen obrotu wzrósł ponad 10-krotnie, do 2 619 539 w porównaniu do 237 746 z dnia poprzedniego. Sytuacja taka mogła, na podstawie analizy technicznej, być dla inwestorów zapowiedzią dalszych silnych i gwałtownych spadków.

Wykres 1. Zmiany wolumenu, kursu otwarcia i zamknięcia akcji spółki Lotos SA w związku z publikacją nierzetelnej rekomendacji 24 listopada 2008 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych serwisu GPW.

Informacje poufne, plotki i pogłoski

Informacje przekazywane w zamkniętym gronie, w tym plotki, mogą być podstawą decyzji inwestycyjnych zarówno inwestorów prywatnych, jak i instytucjonalnych (Fung, Hsieh 1999). Wskazuje się bowiem, że jedynie ograniczona część zmienności stóp zwrotu akcji może zostać wyjaśniona za pomocą dostępnych publicznie informacji (Lorie, Dodd, Kimpton 1985; Cutler, Poterba, Summers 1989).

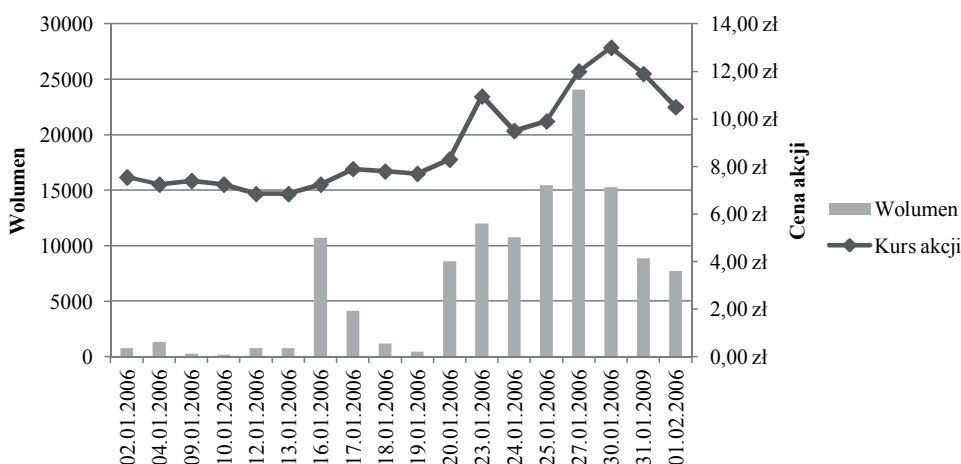
Odmianą komunikacji bezpośredniej jest plotka, definiowana jako informacja rozpowszechniana stopniowo, w wybranym gronie, o niezwerifikowanej prawdziwości (Rosnow 1991). Plotki bywają przekształcane w niemal pewne wiadomości oraz zniekształcane przez przekazujące je osoby zgodnie z ich wcześniejszymi przekonaniem (Warneryd 2001).

Mimo że tylko około połowa plotek rozpowszechnianych na rynku znajduje potwierdzenie (Pound, Zeckhauser 1990), wywołują one takie same zmiany cen jak potwierdzone informacje. Funkcją plotek jest porządkowanie lub upraszczanie złożonej struktury rynku za pomocą tworzenia związków przyczynowo-skutkowych

pomiędzy jego elementami, które nie muszą być ze sobą związane. Tworzenie tego typu związków czy dobrych scenariuszy (Tversky, Kahneman 1983) może istotnie modyfikować prognozy i oszacowanie prawdopodobieństwa (Andreasen, Krauss 1990). Eksperymentalnie wykazano, że plotki są traktowane przez inwestorów jak sprawdzone informacje i mogą stanowić podstawę podejmowania decyzji inwestycyjnych mimo świadomości, że informacje w nich zawarte są fałszywe (DiFonzo, Bordia 1997). Plotki, nawet te całkowicie nieprawdziwe, mogą wywoływać krótkoterminowy *efekt momentum* i wzbudzać zachowania stadne, a tym samym – przyczyniać się do narastania i pęknięcia baniek spekulacyjnych.

Przykładem może być „rozpowszechnianie za pomocą środków masowego przekazu, w tym internetu, fałszywych i nierzetelnych informacji na temat spółki” Polna SA przez jednego z inwestorów (Komisja Nadzoru Finansowego 2007). Inwestor po przekroczeniu 5-procentowego progu posiadania akcji poinformował w styczniu o zamiarze przekroczenia progu 10% w ciągu najbliższego roku oraz ogłoszenia wezwania na pozostałe akcje (Roguski 2006a). Ponadto zaczął rozpowszechniać pozytywne prognozy i wyceny spółki na podstawie informacji jakoby pozyskanych od zarządu w trakcie rozmów osobistych lub telefonicznych (czemu zarząd spółki jednoznacznie zaprzeczył) (Roguski 2006b). W efekcie kurs akcji wzrósł z 6,85 zł w dniu 12 stycznia 2006 do 11,90 zł w dniu 31 stycznia 2006 (Roguski 2006a), a wolumen obrotu wzrósł w tych dniach z 800 do 15 282 akcji. Zmiany wolumenu i kursu akcji spółki Polna SA w związku z rozpowszechnianiem fałszywych informacji zostały przedstawione na wykresie 2. W lutym 2007 r. KNF nałożyła na inwestora karę w wysokości 100 000 zł. Była to pierwsza w historii sankcja nałożona przez komisję na osobę fizyczną za manipulację informacją (Komisja Nadzoru Finansowego 2007).

Wykres 2. Zmiany wolumenu i kursu akcji spółki Polna SA w związku z rozpowszechnianiem fałszywych informacji w styczniu 2006 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych serwisu GPW.

Doniesienia medialne i komunikaty spółek

Doniesienia medialne są obok raportów finansowych spółek, rekomendacji i prognoz analityków oraz bezpośredniej komunikacji międzyludzkiej głównym źródłem informacji dla inwestorów i mogą mieć istotny wpływ na kształtowanie się cen na rynku. Wykazano, że dzięki analizie nastrojów rynkowych wyłaniających się z tekstów publikowanych przez Reutersa możliwe jest lepsze wyjaśnienie bieżącej sytuacji i precyzyjniejsze prognozowanie zmian na rynku niż w przypadku wzięcia pod uwagę czynników makroekonomicznych (Uhl 2014).

Doniesienia medialne są jednak przede wszystkim krótkoterminowym źródłem informacji. W środkach masowego przekazu, umożliwiającym szybki obieg informacji, rozpowszechniane mogą być zarówno informacje prawdziwe, jak i zasłyszane plotki czy treści mocno zniekształcone. S. Mullainathan i A. Shleifer (2005) wyróżniają dwa główne rodzaje zniekształceń: kontekst ideologiczny oraz przerysowanie, polegające na nadawaniu przedstawianej informacji nadmiernego znaczenia i mogące sprzyjać popełnieniu przez inwestorów błędu dostępności. Z przerysowywaniem wiąże się także obecna w mediach tendencja do wybiórczego prezentowania jedynie nadzwyczajnych informacji, dotyczących niezwykłych wzrostów lub spadków notowań. Przeciętne spółki rzadko bywają przedmiotem uwagi mediów, w związku z czym przyciągają mniejszą uwagę potencjalnych inwestorów, mimo że mogą stanowić okazję inwestycyjną.

Należy zwrócić uwagę na to, że zdecydowana większość przypadków manipulacji informacją, które zostały wykryte i sankcjonowane przez KNF w okresie od 2006 r. do stycznia 2018 r. miała miejsce w latach 2007–2009 (Komisja Nadzoru Finansowego 2018), a więc w okresie kryzysu finansowego. Wydaje się, że tendencja ta wpisuje się w model zaproponowany przez H. Minsky'ego (1982). Zmanipulowane lub przerysowane informacje przekazane w mediach mogą wywoływać u wielu odbiorców jednocześnie takie same zniekształcenia w postrzeganiu rzeczywistości na rynku, co może być przyczyną euforii na rynku, *overtradingu* związanego z zachowaniami stadnymi i procesami *follow-the-leader*, świadczącymi o powstaniu bańki spekulacyjnej. Zdaniem A. Szyszki (2013) sposób przedstawiania oraz doboru informacji przez media mógł być jedną z przyczyn boomu internetowego (*dot-com bubble*) w latach 2000–2001.

Odrębnym problemem są przekazywane za pośrednictwem mediów do wiadomości publicznej komunikaty członków organów i pracowników spółek. Podobnie jak w przypadku raportów okresowych i bieżących, niewłaściwie pojęta troska o relacje inwestorskie może doprowadzić do podporządkowywania polityki informacyjnej celom marketingowym i skutkować rozpowszechnianiem nie w pełni zgodnych z prawdą informacji. Przykładem może być manipulacja informacją o transakcjach opcyjnych przez prezesa Polskiego Koncernu Mięsnego Duda SA. Prezes zapewniał w mediach, że spółka nie zawierała transakcji

spekulacyjnych i że nie było ryzyka dla wyniku finansowego (Zatoński 2010). Okazało się to nieprawdą, a w wyniku m.in. strat spowodowanych zastosowaną strategią opcyjną konieczne było wszczęcie wobec spółki postępowania naprawczego.

Podsumowanie

Z prowadzonych systematycznie ogólnopolskich badań inwestorów wynika, że przestępstwa na rynku kapitałowym są postrzegane jako istotna słabość polskiego rynku (Stowarzyszenie Inwestorów Indywidualnych 2016). Manipulacje informacyjne, w przeciwieństwie do manipulacji transakcyjnych², przysparzają zdecydowanie mniej trudności interpretacyjnych, jeśli chodzi o penalizację poszczególnych technik czy działań. Rozpowszechnianie jakichkolwiek informacji, które wprowadzają lub mogą wprowadzać w błąd co do podaży lub popytu na instrument finansowy, negatywnie wpływa na efektywność rynku. Konieczne jest zatem podejmowanie wszelkich możliwych działań w celu ochrony przed manipulacjami i wykorzystywaniem informacji poufnych. Najbardziej efektywne wydaje się wdrożenie systemowego podejścia do ochrony rynku przed manipulacjami instrumentami finansowymi.

Zarówno w przypadku manipulacji informacyjnych, jak i transakcyjnych pierwszym ogniwem systemu, które styka się z manipulacją, jest inwestor, gdyż to właśnie na podejmowane przez inwestora decyzje usiłuje wpłynąć manipulator, aby uzyskać korzyść. Zalecane byłoby zatem prowadzenie kampanii informacyjnych na większą niż dotychczas skalę, których celem byłoby informowanie o tym zjawisku oraz uświadamianie możliwego wpływu fałszywych, wprowadzających w błąd lub nierzetelnych informacji pochodzących z różnych źródeł na decyzje inwestycyjne, a co za tym idzie – na efektywność funkcjonowania rynku. Wydaje się, że realizacji jednego z głównych zadań instytucji regulujących i nadzorujących rynek, jakim jest nadzór nad przestrzeganiem obowiązującego prawa, w tym norm prawnych dotyczących informacji na rynkach finansowych, sprzyjałoby zaktywizowanie wszystkich uczestników wymiany rynkowej do zgłaszania zauważonych nieprawidłowości w funkcjonowaniu działających na rynku podmiotów. Działania podejmowane przez KNF w tym zakresie należy ocenić raczej jako niewystarczające. Przykładem może być oferowany petentom sposób zgłaszania dostrzeżonych nieprawidłowości na stronie internetowej www.knf.gov.pl, który wydaje się mało intuicyjny i czasochłonny w obsłudze, zwłaszcza dla mniej doświadczonych inwestorów. Godnym uwagi rozwiązaniem byłoby np. wprowadzenie systemu eksperckiego (ekspertowego) umożliwiającego zgłaszającemu

² Manipulacja transakcyjna polega na wprowadzaniu w błąd innych uczestników rynku w wyniku podejmowanej aktywności rynkowej, czego przykładem może być celowe wpływanie na kształtowanie się ceny instrumentu finansowego poprzez składanie ofert lub zawieranie transakcji.

wstępną weryfikację i klasyfikację zgłaszanego problemu wraz z otrzymaniem informacji zwrotnej.

Kolejnym ogniwem systemu powinny się stać wszystkie instytucje będące uczestnikami rynku – emitenci, instytucje obrotu instrumentami finansowymi, pośrednicy finansowi, a także przedsiębiorstwa z branży medialnej. Określony przez prawodawcę zakres danych niezbędny do ochrony rynku przed manipulacjami instrumentami finansowymi mógłby być przekazywany i na bieżąco analizowany przez program komputerowy zbliżony do wdrożonej w 2009 r. przez SEC (United States Securities and Exchange Commission) aplikacji do wyszukiwania korelacji pomiędzy transakcjami giełdowymi a pojawiającymi się w mediach informacjami.

Ostatnim ogniwem omawianego podejścia powinien być system prawnej ochrony przed manipulacjami instrumentami finansowymi składający się z wzajemnie uzupełniających się komponentów ochrony karnoprawnej, cywilnoprawnej i administracyjnej, w którym wielkość sankcji byłaby adekwatna do korzyści czerpanych z niezgodnych z prawem działań oraz wielkości szkód powstałych w funkcjonowaniu rynku w wyniku takich działań; chodzi przede wszystkim o utratę zaufania inwestorów. Dopelnieniem systemu prawnego powinny być efektywnie funkcjonujące wymiar sprawiedliwości i organy ścigania. Warto zwrócić uwagę na to, że z art. 311 ustawy z dnia 6 czerwca 1997 r. – Kodeks karny (fałszowanie informacji w obrocie papierami wartościowymi) w okresie od 2006 do 2016 roku wszczętych zostało 13 postępowań, z czego stwierdzono tylko 4 przestępstwa (Statystyka Policja 2019).

W niniejszej pracy opisano i przedstawiono podstawowe charakterystyki zjawiska manipulacji cenami instrumentów finansowych za pomocą informacji. Na podstawie zaprezentowanych przykładów analiz zależności między rozpowszechnianiem fałszywych lub nierzetelnych informacji w okresie hossy poprzedzającej kryzys i w czasie kryzysu 2007–2009 a kształtowaniem się wskaźników giełdowych wybranych spółek można stwierdzić, że – niezależnie od źródła komunikatu – w wyniku manipulacji rynek przestaje być efektywny i mogą zostać zaburzone jego podstawowe funkcje: mobilizacja i alokacja kapitału, obrót pieniężny, barometr koniunktury, a przede wszystkim funkcja wyceny kapitału i ryzyka.

Bibliografia

- American Accounting Association (1966), *A Statement of Basic Accounting Theory*, Evanston.
- Andreassen P.B., Krauss S.J. (1990), *Judgmental extrapolation and the salience of change*, „Journal of Forecasting”, nr 9, s. 347–372.
- Balata P., Breton G. (2005), *Narratives vs numbers in the annual report: Are they giving the same message to the investors?*, „Review of Accounting & Finance”, nr 4 (2), s. 5–14.

- Bańko M. (2005), *Wielki słownik wyrazów obcych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Barber B., Lehavy R., McNichols M., Treuman B. (2003), *Ressessing the returns to analysts' stock Recommendations*, „Financial Analysts' Journal”, nr 59 (2), s. 16–18.
- Beynon-Davis P. (1999), *Inżynieria systemów informacyjnych*, WNT, Warszawa.
- Biela A. (1976), *Informacja a decyzja*, PWN, Warszawa.
- Blasco N., Corredor P. (2016), *When and where are informed traders? What is their relationship with analysts in the price discovery process?*, „Journal of Behavioral Finance”, nr 17 (4), s. 352–364.
- Bloomfield R., Libby R., Nelson M. (1998), *Underreactions and overreactions and moderated confidence*, „Journal of Financial Markets”, nr 3, s. 113–137.
- Chan L., Jegadeesh N., Lakonishok J. (1996), *Momentum strategies*, „Journal of Finance”, nr 51, s. 16781–1713.
- Coombs C.H., Dawes R.M., Tversky A. (1977), *Wprowadzenie do psychologii matematycznej*, PWN, Warszawa.
- Corgnet B., Kujal P., Porter D. (2010), *The effect of reliability, content and timing of public announcements on asset trading behavior*, „Journal of Economic Behavior & Organization”, nr 76 (2), s. 254–266.
- Cutler D.M., Poterba J., Summers L.H. (1989), *What moves stock prices?*, „Journal of Portfolio Management”, nr 15 (3), s. 4–12.
- DiFonzo N., Bordia P. (1997), *Rumor and prediction: Making sense (but losing dollars) in the stock market*, „Organizational Behavior and Human Decision Processes”, nr 71 (3), s. 329–353.
- Dziawgo D. (2011), *Relacje inwestorskie. Ewolucja – funkcjonowanie – wyzwania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Fung W., Hsieh D.A. (1999), *A primer on hedge funds*, „Journal of Empirical Finance”, nr 6, s. 309–331.
- Galland F.J. (1982), *Dictionary of computing*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Griffin D., Tversky A. (1992), *The weighing of evidence and the determinants of overconfidence*, „Cognitive Psychology”, nr 24, s. 411–435.
- Henry N.L. (1974), *Knowledge management: A new concern for public administration*, „Public Administration Review”, nr 34 (3), s. 189–196.
- Hicks J.O. (1993), *Management information systems: A user perspective*, West Publishing, Minneapolis.
- Hintikka J. (1970), *On semantic information [w:] Information and Inference*, Hintikka J., Suppes P. (red.), Reidel Publishing, Dordrecht.
- Hoffrege U., Gigerenzer G. (1995), *How to improve Bayesian reasoning without instruction: Frequency formats*, „Psychological Review”, nr 102 (4), s. 684–704.
- Idzikowska G. (2002), *Wiarygodność danych a bezpieczeństwo zasobów w środowisku informatycznym rachunkowości*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

- Iwaniuk W. (2010), *Miażdżąca opinia o analizie UniCredit*, „Parkiet”, numer z 7 stycznia 2010 r., www.parkiet.com/artykul/885034.html (data dostępu: 21 marca 2018).
- Jegadeesh N., Titman S. (1995), *Overreaction, delayed reaction, and contrarian profits*, „Review Of Financial Studies”, nr 8 (4), s. 973–993.
- Jegadeesh N., Kim J., Krische S.D, Lee C.C. (2004), *Analyzing the analysts: When do recommendations add value?*, „Journal of Finance”, nr 59 (3), s. 1083–1124.
- Kazimierczak A. (2009), *Bioton – Adam Wilczęga zapłaci 100 tys. zł kary*, „Parkiet”, nr z 25 marca 2009 r., www.parkiet.com/artykul/794500.html (data dostępu: 10 marca 2018).
- Komisja Nadzoru Finansowego (2007), Komunikat z XII posiedzenia Komisji Nadzoru Finansowego w dniu 1 lutego 2007, www.knf.gov.pl/o_nas/komunikaty (data dostępu: 27 stycznia 2018).
- Komisja Nadzoru Finansowego (2009), Decyzja Komisji Nadzoru Finansowego, Uchwała nr 63/2009 z dnia 24 marca 2009 r. w sprawie nałożenia kary pieniężnej na Adama Wilczęę, https://bip.knf.gov.pl/pliki/dziennik_nr_5_2009_12039_tcm6-12039.pdf (data dostępu: 27 stycznia 2018).
- Komisja Nadzoru Finansowego (2011), *Wzmocnienie ochrony uczestników rynku kapitałowego*, Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, Warszawa.
- Komisja Nadzoru Finansowego (2018), *Wykaz kar nałożonych przez Komisję Nadzoru Finansowego*, https://bip.knf.gov.pl/pliki/kary_KNF_16-01-2018_tcm6-27121.pdf (data dostępu: 27 stycznia 2018).
- Krasodomska J. (2014), *Informacje niefinansowe w sprawozdawczości spółek*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.
- Langefors B. (1980), *Infological models and information users view*, „Information Systems”, nr 5, s. 17–32.
- Laudon K.C., Laudon J.P. (1991), *Business information systems: A problem solving approach*, Dryden Press, Chicago.
- Lee J., Lee J.W. (2015), *Analyst herding behavior and analyst affiliation: Evidence from business groups*, „Journal of Behavioral Finance”, nr 16 (4), s. 373–386.
- Lim T. (2001), *Rationality and Analysts' Forecast Bias*, „Journal of Finance”, nr 56, s. 369–385.
- Lorie J.H., Dodd P., Kimpton M.H. (1985), *The stock market: Theory and evidence*, Dow-Jones-Irwin.
- Łukasik G. (2013), *Relacje inwestorskie spółek kapitałowych*, Wydawnictwo Difin, Warszawa.
- Martysz C.B. (2015), *Manipulacje instrumentami finansowymi i insider trading. Analiza prawno-ekonomiczna*, Wolters Kluwer Business, Warszawa.
- Meyer B. (2006), *Informacja w procesie obsługi ruchu turystycznego*, „Ekonomiczne Problemy Turystyki”, nr 7, s. 225–229.
- Mikołajek-Gocejna M. (2008), *Otwartość informacyjna spółki jako źródło wzrostu jej wartości* [w:] Szablewski A., Pniewski K., Bartoszewicz B. (red.), *Value Based management. Koncepcja, narzędzia, przykłady*, Poltext, Warszawa.

- Minsky H. (1982), *Can 'it' happen again? Essays on instability and finance*, M.E. Skarpe, New York.
- Mullainathan S., Shleifer A. (2005), *The market for news*, „American Economic Review”, nr 95 (4), s. 1031–1053.
- Newell A., Simon H.A. (1972), *Human problem solving*, Prentice Hall, Englewoods Cliffs.
- Oleński J. (2001), *Ekonomika informacji*, PWE, Warszawa.
- Patterson R. (2010), *Kompendium terminów z zakresu finansów po polsku i angielsku*, Zielona Sowa, Kraków.
- Pavio A. (1986), *Mental representations. A dual coding approach*, Oxford University Press, New York.
- Pound J., Zeckhauser R.J. (1990), *Clearly heard on the street: The effect of takeover rumors on stock prices*, „Journal of Business”, nr 63 (3), s. 291–308.
- Probst G., Raub S., Romhardt K. (2004), *Zarządzanie wiedzą w organizacji*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Roguski A. (2006a), *Kto pompuje kurs Polnej?*, „Parkiet”, nr z 27 stycznia 2006 r., www.parkiet.com/artukul/429062.html (data dostępu: 21 kwietnia 2018).
- Roguski A. (2006b), *Sprawa ŻIF będzie wyjaśniona*, „Parkiet”, nr z 30 stycznia 2006 r., <http://biznes.interia.pl/gielder/news/sprawa-zif-bedzie-wyjasniona,711854,1844> (data dostępu: 10 kwietnia 2018).
- Rosnow R.L. (1991), *Inside rumor: A personal journey*, „American Psychologist”, nr 46 (5), s. 484–496.
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 596/2014 z dn. 16 kwietnia 2014 r. w sprawie nadużyć na rynku (rozporządzenie w sprawie nadużyć na rynku) oraz uchylające dyrektywę 2003/6/WE Parlamentu Europejskiego i Rady i dyrektywy Komisji 2003/124/WE, 2003/125/WE i 2004/72/WE.
- Statystyka Policja (2019), *Przestępstwa przeciwko obrotowi pieniędzmi i papierami wartościowymi* (s. 310–316), <http://statystyka.policja.pl/st/kodeks-karny/przestepstwa-przeciwko-18/63905,Falszowanie-informacji-w-obrocie-papierami-wartosciowymi-art-311.html> (data dostępu: 1 czerwca 2019).
- Stefanowicz B. (2010), *Informacja*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Stefanowicz B. (2013), *Informacja, wiedza, mądrość*, GUS, Warszawa.
- Stiglitz J.E. (2004), *Ekonomia sektora publicznego*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Stokłosa A., Syp S. (2017), *MAR. Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady w sprawie nadużyć na rynku. Komentarz*, Wolters Kluwer, Warszawa.
- Stowarzyszenie Inwestorów Indywidualnych (2016), *Inwestorzy indywidualni na polskiej giełdzie*, Wyniki Ogólnopolskiego Badania 2016, Warszawa, www.sii.org.pl/10487/edukacja-i-analizy/badania-i-rankingi/ogolnopolskie-badanie-inwestorow-obi-2016.html (data dostępu: 12 listopada 2017).
- Sundgren B. (1973), *An infological approach to data bases*, Skriftserie Statistiska Centralbyran, Stockholm.

- Szyszk A. (2009), *Finanse behawioralne. Nowe podejście do inwestowania na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Szyszk A. (2013), *Behavioral finance and capital market*, Palgrave Macmillan, New York.
- Tomczuk P., Gajda K. (2013), *Od czego zależą rekomendacje analityków*, „Harvard Business Review Polska”, nr 129, s. 125–130.
- Tversky A., Kahneman D. (1983), *Extension versus intuitive reasoning: The conjunction fallacy in probability judgment*, „Psychological Review”, nr 90 (4), s. 293–315.
- Uhl M.W. (2014), *Reuters Sentiment and Stock Returns*, „Journal of Behavioral Finance”, nr 15 (4), s. 287–298.
- Ursul A.D. (1971), *Informacija*, Nauka, Moskwa.
- Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi (Dz.U. z 2005 r. nr 183, poz. 1538).
- Warneryd K.E. (2001), *Stock-market psychology. How people value and trade stocks*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Wierzbiński T. (1981), *System informacji gospodarczej*, PWE, Warszawa.
- Zatoński K. (2010), *KNF zamyka sprawę kar za opcje walutowe*, „Puls Biznesu”, nr z 29 czerwca 2010 r., www.pb.pl/knf-zamyka-sprawe-kar-za-opcje-walutowe-564189 (data dostępu: 20 stycznia 2018).
- Zeleny M. (1987), *Management support systems: Towards integrated knowledge management*, „Human Systems Management”, nr 7 (1), s. 59–70.
- Zielonka P. (2011), *Giełda i psychologia. Behawioralne aspekty inwestowania na rynku papierów wartościowych*, CeDeWu, Warszawa.

Streszczenie

Celem artykułu jest opisanie i scharakteryzowanie zjawiska manipulacji cenami instrumentów finansowych za pomocą informacji. W pierwszej części pracy, na podstawie konceptualnej analizy literatury przedmiotu, przedstawiono pojęcia informacji i manipulacji w kontekście obowiązujących uregulowań prawnych oraz funkcji pełnionych na rynku finansowym. W drugiej części posłużono się danymi Komisji Nadzoru Finansowego do przeprowadzenia przyczynku do analizy znaczenia jakości informacji finansowej dla efektywności rynku w odniesieniu do najważniejszych źródeł komunikatów wykorzystywanych przez inwestorów: raportów okresowych i bieżących, analiz i rekomendacji analityków, doniesień medialnych czy informacji poufnych, plotek i pogłosek. Przedstawione zostały także konkretne przykłady manipulacji informacją na polskim rynku kapitałowym w latach 2006–2017.

Słowa kluczowe: informacja, manipulacja, rynek finansowy, Market Abuse Regulation (MAR)

Summary

Market manipulation by disseminating false information: A contribution to the analysis on the basis of the capital market in Poland

The aim of the article is to describe and present the basic characteristics of the phenomenon of market manipulation made by disseminating false information. In the first part of the study, based on a conceptual analysis of the literature on the subject, the idea and functions of information and manipulation on financial markets are shown from the financial and legal point of view. In the second part, on the basis of the Polish Financial Supervision Authority's statistics, the importance of quality of information for the efficiency of financial markets is analyzed. The contribution to the analysis was conducted on a sample of the most important sources of announcements for investors: financial reports, analyses and recommendations, media reports and rumors. The examples of manipulations which took place between 2006 and 2017 in the capital market in Poland are also presented.

Keywords: information, manipulation, financial market, Market Abuse Regulation (MAR)

JEL: G14, G40

Wolność gospodarcza a postępy w transformacji gospodarczej krajów WNP w latach 2000–2014

Daria Pilarczyk*

Wstęp

Wspólnota Niepodległych Państw (WNP) to międzynarodowa organizacja powołana w 1991 r. mająca na celu zrzeszenie krajów byłego Związku Radzieckiego. Obecnie do organizacji (grudzień 2018 r.) należą: Azerbejdżan, Armenia, Białoruś, Kazachstan, Kirgistan, Mołdawia, Rosja, Tadżykistan i Uzbekistan. Ukraina, choć zaliczana do krajów-założycieli WNP, nigdy nie podpisała karty WNP, więc oficjalnie nie była członkiem organizacji. W maju 2018 r. prezydent Ukrainy poinformował o całkowitej rezygnacji z członkostwa w WNP. Do 2005 r. do WNP zaliczany był Turkmenistan, obecnie posiadający tytuł obserwatora, a w latach 1993–2009 do WNP należała także Gruzja (CIS STAT).

W niniejszym opracowaniu jako kraje WNP zostały potraktowane te, które przez cały okres badawczy (lata 2000–2014) były *de facto* jej członkami, dlatego też wszystkie analizy będą obejmować dziesięć krajów: Azerbejdżan, Armenię, Białoruś, Kazachstan, Kirgistan, Mołdawię, Rosję, Tadżykistan, Ukrainę i Uzbekistan.

Celem opracowania będzie zbadanie za pomocą współczynnika korelacji liniowej Pearsona współzależności między wolnością gospodarczą a zmianami mającymi na celu wprowadzenie gospodarki wolnorynkowej w krajach zaliczanych do Wspólnoty Niepodległych Państw. Za okres badawczy przyjęto lata 2000–2014. Zakończenie analizy na 2014 r. związane jest ze zmienieniem przez Europejski Bank Odbudowy i Rozwoju metodologii oceny postępów transformacji gospodarczej – uwzględnienie późniejszych danych nie dałoby ich pełnej porównywalności.

* Daria Pilarczyk – magister, Uniwersytet w Białymstoku, Wydział Ekonomii i Zarządzania, Katedra Polityki Ekonomicznej i Rozwoju Gospodarczego, dariadonatapilarczyk@gmail.com.

Proces transformacji jako podstawa wolności gospodarczej

W literaturze transformacja gospodarcza ukazywana jest jako przejście od gospodarki centralnie planowanej do wolnorynkowej. Transformacja gospodarcza wraz z transformacją ustrojową, obejmującą aspekt polityczny, składają się na transformację systemową (Nasiłowski 1995, s. 17). Za istotę transformacji gospodarczej można więc uznać „zastąpienie własności państwowej (socjalistycznej) własnością prywatną (kapitalistyczną), a regulacji administracyjnej (centralnego planowania) – regulacją rynkową” (Bałtowski, Miszewski 2006, s. 23).

Bezpośrednią przyczyną zmuszającą kraje Europy Środkowo-Wschodniej do transformacji systemowej był upadek Związku Radzieckiego w 1991 r. W niektórych z tych krajów procesy te rozpoczęły się jednak znacznie wcześniej i – jak podkreśla się w wielu opracowaniach – to nie zjawiska polityczne, tylko ekonomiczne doprowadziły do rozpadu systemu komunistycznego. Gospodarce nakazowo-rozdzielczej brakowało bowiem uwarunkowań ekonomicznych i instytucjonalnych niezbędnych do zwiększania jej efektywności, co przekładało się na ograniczenia w rozwoju społecznym i gospodarczym krajów bloku wschodniego (Maksimczuk 2013, s. 66).

Według L. Balcerowicza na transformację składają się następujące elementy (Balcerowicz 1997, s. 179):

1. stabilizacja w aspekcie makroekonomicznym;
2. liberalizacja mająca na celu zlikwidowanie ograniczeń w prowadzeniu działalności gospodarczej;
3. przebudowa instytucjonalna, której celem jest stworzenie nowych ram funkcjonowania gospodarki i państwa.

Jedną z głównych cech gospodarki rynkowej – oprócz dominacji własności prywatnej, braku ograniczeń w przekazywaniu praw własności, funkcjonowaniu instytucji związanych z rynkiem i integralności rynku – jest wolność gospodarcza (Milewski 2007, s. 90). Nie ulega więc wątpliwości, że rozszerzanie wolności gospodarczej powinno iść w parze z postęпами w transformacji gospodarczej, która jest procesem prowadzącym do utworzenia gospodarki rynkowej.

W najprostszym ujęciu wolność gospodarczą definiuje się jako prawo do prowadzenia działalności gospodarczej i decydowania o swojej własności. W literaturze wskazuje się, że o „wolności gospodarczej jednostek można mówić, gdy własność, w posiadanie której [jednostki] weszły bez użycia siły, oszustwa czy kradzieży, jest chroniona przed działaniem innych osób oraz gdy jednostki te mogą swobodnie ją wykorzystywać, wymieniać lub przekazywać innym, nie naruszając przy tym identycznych praw innych jednostek” (Gwartney, Lawson, Block 1996, s. 12).

Na wolność gospodarczą składają się dwa elementy: wolność od ingerencji państwa w obszarze działalności gospodarczej oraz prawo do wolnej i równej

konkurencji (Pawłowicz 1993, s. 70). Złożoność tego zagadnienia powoduje, że nie istnieje miernik pozwalający na jednoznaczną ocenę poziomu wolności gospodarczej i zazwyczaj rozpatruje się ją, uwzględniając kilka aspektów.

Wolność gospodarcza w krajach WNP w latach 2000–2014

Wskaźnik Wolności Gospodarczej (*Index of Economic Freedom*, IEF) opracowywany jest od 1995 r. przez Heritage Foundation. Przyjmuje on wartości od 0 do 100, a im wyższa wartość, tym lepsza jest sytuacja w zakresie swobody gospodarczej.

Wskaźnik Wolności Gospodarczej dzieli się na szereg subwskaźników, punktowanych od 0 do 100. W okresie 2000–2014 w ramach IEF oceniano (Heritage Foundation):

1. prawa własności;
2. praworządność;
3. obciążenia podatkowe;
4. wydatki rządowe;
5. wolność biznesu;
6. wolność pracy (subwskaźnik wprowadzony od 2005 r.);
7. wolność monetarną;
8. wolność handlu;
9. wolność inwestycji;
10. wolność finansową.

Wymienione subwskaźniki można podzielić na cztery grupy składające się na wolność gospodarczą. Należą do nich: przestrzeganie prawa (prawa własności i praworządność), interwencja rządu (obciążenia podatkowe, wydatki rządowe), skuteczność regulacji (wolność biznesu, wolność pracy, wolność monetarna) oraz otwartość rynku (wolność handlu, wolność inwestycji, wolność finansowa). Ogólna wartość Wskaźnika Wolności Gospodarczej obliczana jest na podstawie wartości równorzędnych subwskaźników.

Najwyższą wartość Wskaźnika Wolności Gospodarczej w 2000 r. wśród krajów WNP zanotowano w Armenii (63 pkt) (tabela 1). Na drugim miejscu uplasowała się Mołdawia (59,6 pkt), a na trzecim Kirgistan (55,7 pkt). Najślabiej w danym roku wypadł Uzbekistan ze Wskaźnikiem Wolności Gospodarczej na poziomie 38,1 pkt. Wynikało to ze stosunkowo niskiej punktacji przyznanej za takie obszary jak praworządność (10 pkt), wolność finansowa (10 pkt), prawa własności (30 pkt) czy wolność inwestycji (30 pkt).

W większości analizowanych krajów do 2014 r. można było zauważyć tendencję wzrostową wartości omawianego wskaźnika. Wyjątek stanowiła Mołdawia, gdzie w 2014 r. był on o 2,3 pkt niższy niż w 2000 r.

Tabela 1. Wskaźnik Wolności Gospodarczej dla krajów WNP w latach 2000–2014

Kraj	Rok														
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Armenia	63,0	66,4	68,0	67,3	70,3	69,8	70,6	68,6	69,9	69,9	69,2	69,7	68,8	69,4	68,9
Azerbejdżan	49,8	50,3	53,3	54,1	53,4	54,4	53,2	54,6	55,3	58,0	58,8	59,7	58,9	59,7	61,3
Białoruś	41,3	38,0	39,0	39,7	43,1	46,7	47,5	47,0	45,3	45,0	48,7	47,9	49,0	48,0	50,1
Kazachstan	50,4	51,8	52,4	52,3	49,7	53,9	60,2	59,6	61,1	60,1	61,0	62,1	63,6	63,0	63,7
Kirgistan	55,7	53,7	51,7	56,8	58,0	56,6	61,0	60,2	61,1	61,8	61,3	61,1	60,2	59,6	61,1
Moldawia	59,6	54,9	57,4	60,0	57,1	57,4	58,0	58,7	57,9	54,9	53,7	55,7	54,4	55,5	57,3
Rosja	51,8	49,8	48,7	50,8	52,8	51,3	52,4	52,2	49,8	50,8	50,3	50,5	50,5	51,1	51,9
Tadżykistan	44,8	46,8	47,3	46,5	48,7	50,4	52,6	53,6	54,4	54,6	53,0	53,5	53,4	53,4	52,0
Ukraina	47,8	48,5	48,2	51,1	53,7	55,8	54,4	51,5	51,0	48,8	46,4	45,8	46,1	46,3	49,3
Uzbekistan	38,1	38,2	38,5	38,3	39,1	45,8	48,7	51,5	51,9	50,5	47,5	45,8	45,8	46,0	46,5

Źródło: Heritage Foundation.

Największe postępy w zakresie wolności gospodarczej w latach 2000–2014 nastąpiły w Kazachstanie (z 50,4 pkt do 63,7 pkt, czyli o ponad 13 pkt) oraz w Azerbejdżanie (z 49,8 pkt do 61,3 pkt, czyli o 11,5 pkt). Pozytywne zmiany za- szły także na Białorusi (wzrost o 8,8 pkt w 2014 r. w porównaniu z rokiem 2000) i w Uzbekistanie (wzrost o 8,4 pkt).

Dużym wahaniom podlegały wartości Wskaźnika Wolności Gospodarczej na Ukrainie. W 2000 r. wynosił on 47,8 pkt i do 2005 r. osiągnął poziom 55,8 pkt. Od 2006 r. widoczne były niekorzystne zmiany w tym zakresie i w 2011 r. Wskaź- nik Wolności Gospodarczej był równy 45,8 pkt (będący wartością minimalną dla Ukrainy w latach 2000–2014). Wynikało to głównie ze zmniejszenia wartości ta- kich subwskaźników jak: wydatki rządowe, wolność biznesu, wolność inwestycji oraz wolność finansowa. W 2014 r. Wskaźnik Wolności Gospodarczej na Ukrainie był o 1,5 pkt wyższy niż w 2000 r.

Tendencja spadkowa wartości Wskaźnika Wolności Gospodarczej wystąpiła w niektórych analizowanych krajach w latach 2008–2009. Było to następstwem światowej recesji, która wymusiła na władzach tych państw wprowadzenie pew- nych ograniczeń w ramach działań anty kryzysowych.

Przebieg transformacji gospodarczej w krajach WNP w latach 2000–2014

Europejski Bank Odbudowy i Rozwoju (EBOR) to międzynarodowa instytucja, która rozpoczęła działalność w 1991 r. Jako główny cel jej powołania wskazu- je się pomoc krajom Europy Centralnej i Wschodniej w procesie transformacji z gospodarki centralnie planowanej do wolnorynkowej (*Timeline...*). Od 1994 r. EBOR monitoruje i ocenia postępy krajów transformujących się, wykorzystując w tym celu kilka wskaźników. Przyznawane oceny obejmują cztery główne ele- menty gospodarki rynkowej: przedsiębiorstwa, rynki i handel, instytucje finansowe oraz infrastrukturę.

W przypadku reform przedsiębiorstw bierze się pod uwagę następujące wskaźniki: małą prywatyzację, dużą prywatyzację oraz restrukturyzację przed- sięsiębiorstw. Pierwszy z nich obejmuje analizę zmian własnościowych małych przedsiębiorstw, a drugi monitoruje zmiany własności średnich i dużych przed- sięsiębiorstw. Za pomocą wskaźnika restrukturyzacji ocenia się zmiany w zakre- sie subsydiowania i dotowania przedsiębiorstw przez władze państwowe oraz wprowadzania skutecznych procedur upadłościowych. Reformę rynków i han- dlu mierzy się, analizując liberalizację cen, handlu i rynku walutowego oraz konkurencyjność, czyli skuteczność polityki w zakresie zwalczania nadużyć na rynku i praktyk ograniczających nielegalną konkurencję. W kategorii „instytu- cje bankowe” ocenia się rozwój sektora bankowego oraz tworzenie rynków pa- pierów wartościowych i pozabankowych instytucji finansowych. Do mierzenia

reform w zakresie infrastruktury stosuje się złożoną ocenę postępów w następujących obszarach: telekomunikacji, energii elektrycznej, kolei, dróg oraz wody i ścieków.

EBOR przyznaje oceny od 1 do 4+, przy czym 1 oznacza brak zmiany lub niewielką zmianę w stosunku do gospodarki centralnie planowanej, a 4+ jest jednoznaczne z osiągnięciem poziomu charakterystycznego dla gospodarki wolnorynkowej. Na potrzeby analizy ocena ze znakiem „+” została powiększona o 0,3, a ocenę ze znakiem „-” pomniejszono o 0,3. Przykładowo, ocenę 3+ zamieniono na 3,3, a ocenę 3- na 2,7. Dlatego też minimalną oceną przyznaną krajowi może być 1,0, a maksymalną 4,3.

Dla omówionych kategorii wyliczono średnią arytmetyczną przyznanych ocen, co pozwala na przeanalizowanie zmian transformacji gospodarczej w krajach WNP w latach 2000–2014.

W 2000 r. najwyższą średnią wyników w kategorii „przedsiębiorstwa” wśród krajów WNP odnotowano w Rosji (3,1) (tabela 2). Zbliżone wartości występowały także w Kazachstanie (3,0) oraz w Kirgistanie (3,0). Najgorzej w danej kategorii w 2000 r. wypadła Białoruś (1,3), która nie przeprowadziła reform w zakresie prywatyzacji średnich i dużych przedsiębiorstw oraz restrukturyzacji podmiotów gospodarczych.

W Kazachstanie nie odnotowano żadnych zmian wartości średniej w latach 2000–2014, a w Azerbejdżanie – w latach 2003–2014. Sytuacja w Rosji pogorszyła się, a średnia wskaźników zmniejszyła się z 3,2 w 2004 r. do 3,1 w 2005 r. i utrzymywała się na tym samym poziomie do 2014 r.

Warto podkreślić, że prywatyzacja małych przedsiębiorstw w państwach zaliczanych do WNP przebiegała znacznie szybciej niż średnich i dużych. W 2014 r. siedem z dziesięciu analizowanych krajów osiągnęło ocenę 4 w przypadku małej prywatyzacji. Do wyjątków należały Azerbejdżan (4-), Uzbekistan (3+) oraz Białoruś (2+).

W 2014 r. najwyższy wzrost średniej w porównaniu z rokiem 2000 w kategorii „przedsiębiorstwa” wystąpił na Białorusi (z 1,3 w 2003 r. do 1,9 w 2014 r.), mimo to kraj ten nadal wypadał najgorzej w badanej grupie.

W kategorii „rynki i handel” w 2000 r. wśród krajów WNP najwyższą średnią zanotowano w Kirgistanie (3,6), gdzie zakończono wówczas proces liberalizacji cen oraz handlu i rynku walutowego (oceny na poziomie 4+) (tabela 3). Najniższą średnią w 2000 r. odnotowano w Uzbekistanie (1,9), co wynikało z przyznania stosunkowo niskich ocen za liberalizację handlu i rynku walutowego oraz wdrażania polityki w zakresie zwalczania nadużyć na rynku i praktyk ograniczających nielegalną konkurencję.

Tabela 2. Wskaźniki transformacji EBOR w kategorii „przedsiębiorstwa” dla krajów WNP w latach 2000–2014

Kraj	Rok														
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Armenia	2,8	2,9	3,1	3,1	3,2	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3
Azerbejdżan	2,2	2,3	2,4	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6
Białoruś	1,3	1,3	1,3	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9
Kazachstan	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0
Kirgistan	3,0	3,0	3,0	3,0	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2
Moldawia	2,9	2,9	2,9	2,8	2,8	2,9	2,9	2,9	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0
Rosja	3,1	3,2	3,2	3,2	3,2	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1
Tadżykistan	2,4	2,6	2,6	2,6	2,6	2,7	2,7	2,7	2,7	2,8	2,8	2,8	2,8	2,8	2,8
Ukraina	2,7	2,8	2,9	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,0	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1
Uzbekistan	2,4	2,4	2,4	2,4	2,4	2,4	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6	2,6

Źródło: opracowanie własne na podstawie raportów EBOR.

Tabela 3. Wskaźniki transformacji EBOR w kategorii „rynki i handel” dla krajów WNP w latach 2000–2014

Kraj	Rok														
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Armenia	3,1	3,4	3,4	3,6	3,6	3,7	3,7	3,7	3,7	3,7	3,7	3,6	3,6	3,6	3,6
Azerbejdżan	3,1	3,1	3,2	3,2	3,2	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,2	3,2	3,2	3,2
Białoruś	2,0	2,2	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3	2,4	2,6	2,3	2,4	2,4	2,4
Kazachstan	3,1	3,1	3,1	3,1	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,1	3,1	3,1	3,1
Kirgistan	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6
Moldawia	3,2	3,3	3,3	3,3	3,3	3,4	3,4	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6
Rosja	2,9	3,0	3,1	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,2	3,3	3,6	3,6	3,4
Tadżykistan	3,0	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	3,0	3,0	3,0	3,1	3,1
Ukraina	3,1	3,1	3,2	3,2	3,2	3,3	3,3	3,3	3,6	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4
Uzbekistan	1,9	2,1	2,1	2,0	2,0	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,0	2,0	2,0	2,0

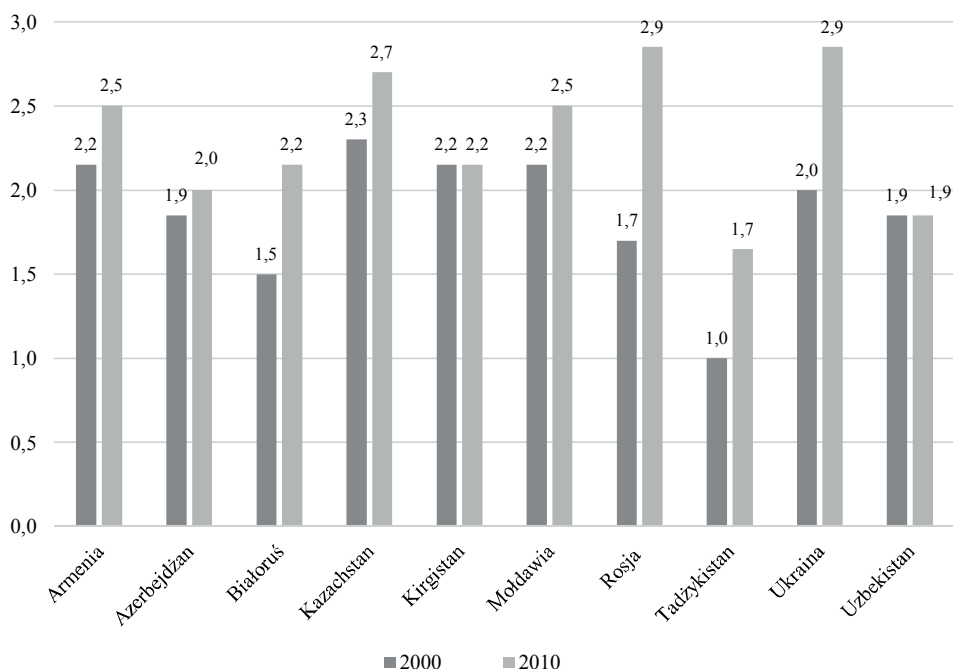
Źródło: Heritage Foundation.

Po 2003 r. doszło do niewielkiej poprawy średniej w większości badanych krajów. Warto zwrócić uwagę na przypadek Rosji, gdzie w latach 2012–2013 średnia w tej kategorii wyniosła 3,6. W 2014 r. zmniejszyła się ona do 3,4, co było związane ze zmniejszeniem oceny dotyczącej liberalizacji handlu i rynku walutowego (z 4 do 4–). Wynikało to z odpowiedzi Rosji na sankcje krajów zachodnich nałożone w wyniku kryzysu na Ukrainie. Władze rosyjskie w sierpniu 2014 r. wprowadziły zakaz importowania towarów żywnościowych pochodzących z krajów Unii Europejskiej oraz Ukrainy.

W 2014 r. Mołdawia, podobnie jak Armenia i Kirgistan, uzyskała średnią w kategorii „rynk i handel” na poziomie 3,6. Najniżej uplasował się ponownie Uzbekistan, w którym w porównaniu z rokiem 2003 nie zaszły żadne zmiany w tym zakresie. Należy zaznaczyć, że w 2014 r. żaden kraj nie uzyskał średniej równej 4 lub więcej.

Wskazuje się, że na początku XXI w. doszło do wyraźnego spowolnienia transformacji gospodarczej, którego przyczyna tkwiła w tym, że w większości krajów reformy pierwszej fazy (mała prywatyzacja, liberalizacja cen i handlu) już się wtedy zakończyły lub osiągnęły poziom zbliżony do poziomu gospodarki wolnorynkowej. Wyjątkami były Białoruś i Uzbekistan, które wypadają znacznie gorzej na tle pozostałych państw pod względem uzyskiwanych ocen.

Wykres 1. Wskaźniki EBOR w kategorii „instytucje finansowe” dla krajów WNP w 2000 r. i 2010 r.

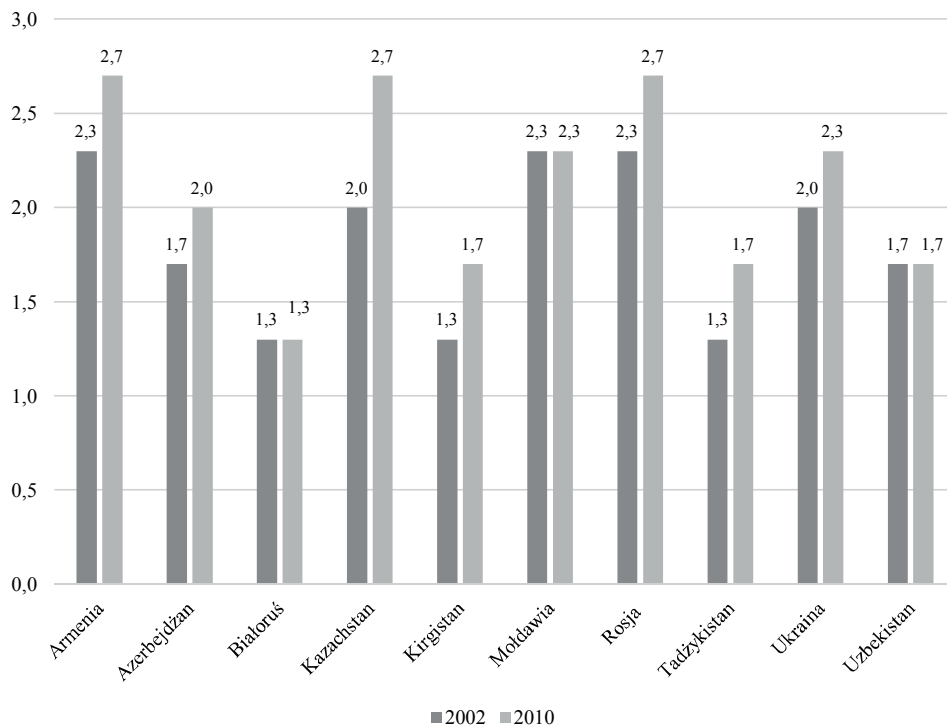


Źródło: Heritage Foundation.

W 2000 r. najwyższą średnią w zakresie instytucji finansowych zanotowano w Kazachstanie (2,3) (wykres 1). Wyraźny brak postępów w zakresie tworzenia i restrukturyzacji instytucji finansowych w latach 2000–2010 można zauważyć w Kirgistanie oraz Uzbekistanie. Najgorsza – na tle badanych krajów – sytuacja była w Tadżykistanie, gdzie w 2000 r. średnia wynosiła 1, a w 2010 r. – 1,7. W 2010 r. w dwóch państwach średnia była najwyższa i osiągnęła 2,9 – w Rosji i na Ukrainie. Warto jednak zwrócić uwagę na to, że zarówno w 2000 r., jak i 2010 r. wartość średniej arytmetycznej w kategorii „instytucje finansowe” nie wyniosła 3 w żadnym kraju.

Niewielkie zmiany w latach 2002–2010 dotyczyły także postępów w zakresie infrastruktury (wykres 2). W 2002 r. najniższe oceny w takich obszarach jak telekomunikacja, energia elektryczna, koleje, drogi oraz woda i ścieki otrzymały Białoruś, Kirgistan i Tadżykistan, co poskutkowało ich średnimi wartościami na poziomie 1,3. W przypadku Białorusi sytuacja nie zmieniła się aż do 2010 r.

Wykres 2. Wskaźniki EBOR w kategorii „infrastruktura” dla krajów WNP w 2002 r. oraz 2010 r.



Źródło: Heritage Foundation.

Mimo stosunkowo niskiej średniej Kirgistanu, kraj ten rozpoczął duże reformy telekomunikacyjne. W 2003 r. całkowicie zliberalizowano kirgiski rynek

telekomunikacyjny, co było zgodne z porozumieniem podpisanym przez ten kraj ze Światową Organizacją Handlu. W 2010 r. najwyższe średnie w tej kategorii odnotowano w Armenii, Kazachstanie oraz Rosji (we wszystkich trzech przypadkach równe 2,7).

Analiza współzależności między wolnością gospodarczą a postęпами w transformacji gospodarczej w krajach WNP w latach 2000–2014

W celu stworzenia syntetycznego miernika niezbędnego do analizy liczbowej wskaźniki transformacji EBOR zostały ujęte w formie średniej arytmetycznej. W poszczególnych latach liczba wskaźników uwzględnianych przy obliczaniu średniej wahała się, co wiązało się ze zmianami metodologii i kompleksowości analizowania obszarów problemowych. W latach 2000–2001 średnia arytmetyczna została policzona na podstawie ocen w ramach ośmiu kategorii: małej prywatyzacji, dużej prywatyzacji, restrukturyzacji przedsiębiorstw, liberalizacji cen, reform w zakresie handlu i rynku walutowego, polityki konkurencyjności, sektora bankowego i liberalizacji stóp procentowych oraz rynku papierów wartościowych i niebankowych instytucji finansowych. W latach 2002–2010 ocen było dziesięć za sprawą pojawienia się kategorii „infrastruktura”. W okresie 2011–2014 transformację monitorowano za pomocą sześciu wskaźników (z pominięciem kategorii „instytucje finansowe” oraz „infrastruktura”).

Do przeprowadzenia analizy korelacji między wolnością gospodarczą (mierzoną za pomocą Wskaźnika Wolności Gospodarczej) a postęпами w transformacji gospodarek krajów WNP (ujmowanych jako średnia arytmetyczna wskaźników EBOR) posłużono się współczynnikiem korelacji liniowej Pearsona. O sile korelacji informuje wartość bezwzględna współczynnika. W niniejszym opracowaniu zostały przyjęte następujące przedziały liczbowe (Pułaska-Turyna 2008, s. 257):

- |0,0 – 0,2| – współzależność bardzo słaba;
- |0,2 – 0,4| – współzależność słaba;
- |0,4 – 0,6| – współzależność umiarkowana;
- |0,6 – 0,8| – współzależność silna;
- |0,8 – 1,0| – współzależność bardzo silna.

W przypadku ośmiu analizowanych krajów współczynnik korelacji liniowej był dodatni, co oznacza współzależność wprost proporcjonalną (tabela 4). Wraz ze wzrostem wartości Wskaźnika Wolności Gospodarczej zwiększała się średnia arytmetyczna wskaźników EBOR i odwrotnie – wraz ze spadkiem wartości Wskaźnika Wolności Gospodarczej średnia arytmetyczna wskaźników EBOR w danych krajach zmniejszała się.

Tabela 4. Współzależność między wolnością gospodarczą a postępami w transformacji gospodarczej w krajach WNP w latach 2000–2014

Kraj	Współczynnik korelacji	Kierunek korelacji	Siła korelacji
Armenia	0,602	dodatni	silna
Azerbejdżan	0,867	dodatni	bardzo silna
Białoruś	0,767	dodatni	silna
Kazachstan	0,909	dodatni	bardzo silna
Kirgistan	0,404	dodatni	umiarkowana
Mołdawia	-0,519	ujemny	umiarkowana
Rosja	0,123	dodatni	bardzo słaba
Tadżykistan	0,532	dodatni	umiarkowana
Ukraina	-0,415	ujemny	umiarkowana
Uzbekistan	0,390	dodatni	słaba

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Heritage Foundation i raportów EBOR.

Bardzo silną korelację dodatnią między analizowanymi zmiennymi w okresie 2000–2014 odnotowano w Kazachstanie (0,909, $p < 0,001$) oraz Azerbejdżanie (0,867, $p < 0,001$), a silna współzależność zachodziła na Białorusi (0,767, $p = 0,001$) i w Armenii (0,602, $p = 0,018$).

W Tadżykistanie i Kirgistanie występowała umiarkowana współzależność dodatnia między wolnością gospodarczą a postępami w transformacji. Współczynnik korelacji liniowej wynosił w przypadku tych krajów odpowiednio 0,532 ($p = 0,041$) i 0,404 ($p = 0,135$).

Zależność między wolnością gospodarczą a postępami w transformacji gospodarczej była ujemna (i zarazem umiarkowana) w przypadku dwóch krajów: Mołdawii (-0,519, $p = 0,047$) i Ukrainy (-0,415, $p = 0,124$).

Analiza współzależności między wolnością gospodarczą i postępami w transformacji gospodarczej a rozwojem gospodarczym i społecznym w krajach WNP w latach 2000–2014

Dodatkowym zagadnieniem wartym przeanalizowania jest współzależność między omówionymi wcześniej zmiennymi (wolnością gospodarczą oraz postępami w transformacji gospodarczej) a rozwojem gospodarczym i społecznym w krajach WNP. Na potrzeby badania rozwój gospodarczy został ujęty jako PKB *per capita*,

a rozwój społeczny jako pryzmat Wskaźnika Rozwoju Społecznego (*Human Development Index*, HDI). Podobnie jak wcześniej, korelacja została obliczona za pomocą współczynnika korelacji liniowej Pearsona.

WNP to grupa krajów silnie zróżnicowanych pod względem rozwoju gospodarczego i społecznego. W 2000 r. najwyższą wartość wskaźnika PKB per capita wśród analizowanych państw zanotowano w Rosji (1 771,6 USD), a najniższą – w Tadżykistanie (138,4 USD). Mimo że do 2014 r. we wszystkich krajach WNP wskaźnik PKB per capita wyraźnie wzrósł, to wartości minimalne i maksymalne ponownie dotyczyły tych samych państw, a wartość PKB *per capita* w Rosji była ponad 12 razy wyższa niż w Tadżykistanie.

Bardzo silną korelację dodatnią w przypadku rozwoju gospodarczego i wolności gospodarczej w latach 2000–2014 odnotowano w Kazachstanie (0,931, $p < 0,001$), Azerbejdżanie (0,921, $p < 0,001$) oraz na Białorusi (0,869, $p < 0,001$) (tabela 5a). Silna współzależność dodatnia dotyczyła Tadżykistanu oraz Kirgistanu. W przypadku Rosji współczynnik korelacji liniowej Pearsona wyniósł 0,015 ($p = 0,958$), co świadczy o bardzo słabym skorelowaniu obu zmiennych i małej istotności związku. W przypadku Mołdawii i Ukrainy współzależność miała charakter ujemny.

Tabela 5. Współzależność między rozwojem gospodarczym a wolnością gospodarczą (a) oraz rozwojem gospodarczym a postęпами w transformacji gospodarczej (b) w krajach WNP w latach 2000–2014

Kraj	a	b
Armenia	0,546	0,898
Azerbejdżan	0,921	0,891
Białoruś	0,869	0,945
Kazachstan	0,931	0,913
Kirgistan	0,751	0,798
Mołdawia	-0,495	0,932
Rosja	0,015	0,942
Tadżykistan	0,786	0,900
Ukraina	-0,311	0,938
Uzbekistan	0,513	0,895

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego, Heritage Foundation i raportów EBOR.

Analiza korelacji między rozwojem gospodarczym a postęпами w transformacji gospodarczej wykazała, że we wszystkich analizowanych krajach w latach 2000–2014 była ona dodatnia i bardzo silna (tab. 5. b).

Tabela 6. Współzależność między rozwojem społecznym a wolnością gospodarczą (c) oraz rozwojem społecznym a postęпами w transformacji gospodarczej (d) w krajach WNP w latach 2000–2014

Kraj	c	d
Armenia	0,654	0,931
Azerbejdżan	0,942	0,847
Białoruś	0,872	0,967
Kazachstan	0,901	0,884
Kirgistan	0,753	0,748
Mołdawia	-0,420	0,838
Rosja	0,084	0,966
Tadżykistan	0,865	0,828
Ukraina	-0,177	0,953
Uzbekistan	0,656	0,850

Źródło: obliczenia własne na UNDP, Heritage Foundation i raportów EBOR.

W latach 2000–2014 w krajach WNP zaszły wyraźne zmiany w poziomie rozwoju społecznego. Szczególny wzrost wartości wskaźnika HDI odnotowano w Azerbejdżanie (z 0,64 w 2000 r. do 0,76 w 2014 r.) oraz na Białorusi (z 0,68 w 2000 r. do 0,81 w 2014 r.)¹. W 2014 r. najwyższe wartości HDI wystąpiły na Białorusi i w Rosji (0,81), a najgorzej wypadł Tadżykistan (0,65). Niewiele lepsza względem rozwoju społecznego była sytuacja w Kirgistanie (0,66).

Współzależność między rozwojem społecznym mierzonym jako wskaźnik HDI a wolnością gospodarczą w ośmiu z dziesięciu badanych krajów miała charakter dodatni. We wszystkich krajach z wyjątkiem Rosji korelacja dodatnia była silna lub bardzo silna (tabela 6c). Korelacja ujemna ponownie zaszła w przypadku Mołdawii i Ukrainy. Współczynnik korelacji liniowej Pearsona obliczony na podstawie wskaźnika HDI oraz średniej wskaźników EBOR był dodatni dla wszystkich analizowanych państw (tabela 6d). W większości krajów współzależność ta została oceniona jako bardzo silna. Wyjątkiem był Kirgistan, w którym współczynnik wyniósł 0,748 ($p = 0,001$).

Podsumowanie

Nie ulega wątpliwości, że zmiany wprowadzające gospodarkę wolnorynkową powinny iść w parze z poszerzaniem wolności gospodarczej, która, kształtując stosunki między podmiotami operującymi na rynku, jest jednym z głównych filarów

¹ Wskaźnik HDI może przyjmować wartości od 0 do 1, a im jego wartość wyższa, tym wyższy poziom rozwoju społecznego.

gospodarki rynkowej. Analiza przeprowadzona za pomocą wskaźnika korelacji liniowej Pearsona pozwoliła na stwierdzenie, że w ośmiu z dziesięciu omawianych krajów zaliczanych do Wspólnoty Niepodległych Państw współzależność między wolnością gospodarczą a postępami w transformacji była dodatnia. Oznacza to, że wraz ze wzrostem jednej zmiennej wzrastają wartości drugiej i na odwrót, czyli wraz ze spadkiem jednej zmiennej spadają wartości drugiej. W czterech spośród tych krajów korelacja dodatnia była silna lub bardzo silna.

Korelację ujemną w latach 2000–2014 odnotowano w dwóch krajach – w Mołdawii i na Ukrainie. Wynikało to głównie z tendencji wzrostowej wartości wskaźników transformacji (zmiany były zazwyczaj postępowe i rzadko dochodziło do cofnięcia reform) oraz dużych wahań Wskaźnika Wolności Gospodarczej w tych krajach. Pod względem wolności gospodarczej Mołdawia wypadła w 2014 r. gorzej niż w roku 2000, więc ciężko w tym przypadku mówić o trendzie dodatnim. Z kolei w przypadku Ukrainy, analizując wartości Wskaźnika Wolności Gospodarczej w latach 2000–2014, można wyróżnić trzy okresy: lata 2000–2005 charakteryzujące się tendencją rosnącą, lata 2006–2011, w których widoczny był coroczny spadek wartości oraz lata 2012–2014, w których po raz kolejny odnotowano sytuację rozwojową.

Wahania Wskaźnika Wolności Gospodarczej w Mołdawii i na Ukrainie wpłynęły także na ujemne korelacje między wolnością gospodarczą a rozwojem gospodarczym oraz wolnością gospodarczą a rozwojem społecznym w obu krajach. Podobnej przyczyny bardzo słabego skorelowania obu związków można także upatrywać w przypadku gospodarki rosyjskiej.

Przeprowadzona analiza pozwoliła na stwierdzenie, że w takich krajach jak Azerbejdżan, Białoruś, Kazachstan, Kirgistan i Tadżykistan występowały silne współzależności między wolnością gospodarczą a rozwojem gospodarczym i wolnością gospodarczą a rozwojem społecznym. We wszystkich krajach WNP w okresie 2000–2014 można mówić o wysokim i wprost proporcjonalnym skorelowaniu następujących związków: (1) postępów w transformacji gospodarczej i rozwoju gospodarczego oraz (2) postępów w transformacji i rozwoju społecznego.

Bibliografia

- Balcerowicz L. (1997), *Socjalizm, kapitalizm, transformacja. Szkice z przełomu epok*, PWN, Warszawa.
- Bałtowski M., Miszewski M. (2007), *Transformacja gospodarcza w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Baza danych Banku Światowego, <https://data.worldbank.org> (data dostępu: 27 marca 2019).
- CIS STAT, www.cisstat.com/rus/ciscountry1.htm (data dostępu: 20 grudnia 2018).
- Elementarne zagadnienia ekonomii* (2007), red. R. Milewski, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

- Gwartney J., Lawson R., Block W. (1996), *Economic Freedom of the World: 1975–1995*, The Fraser Institute, Vancouver.
- Heritage Foundation, www.heritage.org/index (data dostępu: 20 grudnia 2018).
- Lemieux P., Moreau A. (2018), *What Are the Benefits of Economic Freedom?*, Institut Économique Molinari, Paris-Bruxelles, www.institutmolinari.org/IMG/pdf/note-liberte-economique_en.pdf (data dostępu: 27 marca 2019).
- Maksimczuk A. (2013), *Granice państwowe, relacje z sąsiedztwem gospodarczym i wschodnie pogranicze Polski w dobie transformacji, integracji i globalizacji*, t. 1, Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku, Białystok.
- Nasilowski M. (1995), *Transformacja systemowa w Polsce*, Wydawnictwo Key Text, Warszawa.
- Pawłowicz K. (1993), *Prawo człowieka do swobodnej działalności gospodarczej* [w:] *Prawa człowieka w społeczeństwie obywatelskim*, red. A. Rzepliński, Warszawa.
- Pułaska-Turyna B. (2008), *Statystyka dla ekonomistów*, Wydawnictwo Difin, Warszawa.
- Raporty EBOR, *Transition Report 2000 – Transition Report 2014*, www.ebrd.com/transition-report (data dostępu: 20 listopada 2018).
- Stanisławek J. (2010), *Podstawy statystyki. Opis statystyczny, korelacja i regresja, rozkłady zmiennej losowej, wnioskowanie statystyczne*, Oficyna Wydawnicza Politechniki Warszawskiej, Warszawa.
- The Former Soviet Union in Transition* (1993), red. R.F. Kaufman, J.P. Hardt, Joint Economic Committee, Congress of the United States, New York.
- Timeline of the EBRD's history*, www.ebrd.com/cs/Satellite?c=Content&cid=1395249805913&d=Default&pagename=EBRD%2FContent%2FContentLayout (data dostępu: 20 grudnia 2018).
- UNDP, <http://hdr.undp.org/en/data> (data dostępu: 27 marca 2019).

Streszczenie

Wolność gospodarcza jest jednym z głównych elementów gospodarki rynkowej, warunkującym jej sprawne i efektywne funkcjonowanie. W wielu krajach, które na początku lat 90. XX w. stanęły przed koniecznością transformacji gospodarki z socjalistycznej na wolnorynkową, wolność gospodarcza jest wciąż słabo rozwinięta. Celem niniejszego artykułu jest przeanalizowanie współzależności między wolnością gospodarczą a transformacją z gospodarki nakazowo-rozdziałowej na wolnorynkową krajów Wspólnoty Niepodległych Państw. Badanie, obejmujące lata 2000–2014, zostało przeprowadzone za pomocą współczynnika korelacji liniowej Pearsona. Dodatkowo przeanalizowano związki korelacyjne między omawianymi zmiennymi a rozwojem gospodarczym i społecznym.

Słowa kluczowe: transformacja gospodarcza, gospodarki transformujące się, wolność gospodarcza, Wspólnota Niepodległych Państw

Summary

Economic freedom and economic transformation in the CIS countries in the years 2000–2014

Economic freedom is one of the main elements of the market economy, conditioning its efficient and effective functioning. In many countries which faced the necessity to transform their economy from socialist to a free market in the early 1990s, freedom is still poorly developed. The aim of this paper is to analyse the correlation between economic freedom and economic transformation in the CIS (Commonwealth of Independent States) countries in the years 2000–2014.

Keywords: economic transformation, transition economies, economic freedom, Commonwealth of Independent States

JEL: P20, O10

Redaktor inicjujący
Katarzyna Smyczek

Korekta techniczna
Anna Sońta

Wydrukowano z gotowych materiałów dostarczonych do Wydawnictwa UŁ

© Copyright by Authors, Łódź 2019

© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2019

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
Wydanie I. W.09345.19.0.C

Ark. druk. 5,125

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
90-131 Łódź, ul. Lindleya 8
www.wydawnictwo.uni.lodz.pl
e-mail: ksiegarnia@uni.lodz.pl
tel. (42) 665 58 63