

## Procesy konsolidacyjne w Polsce, ich determinanty i związki z tendencjami światowymi

Marcin Ocieszak\*

**Streszczenie:** *Cel* – Zbadanie związku rynku procesów konsolidacyjnych w Polsce z rynkami w innych regionach oraz próba określenia determinant wartości i liczby procesów na tym rynku.

*Metodologia badania* – Analizy empiryczne oparte na danych z bazy ThomsonOne i estymacji równań regresji, objaśniających liczbę i wartość transakcji konsolidacyjnych w Polsce.

*Wyniki* – Dowiedziono asocjacji zmian zachodzących w Polsce z rynkami na świecie, w Europie i Europie Wschodniej. Udowodniono, że liczba transakcji w Polsce reaguje z opóźnieniem w stosunku do liczby transakcji w innych regionach. Stwierdzono powiązania polskiego rynku procesów konsolidacyjnych z sytuacją panującą na polskiej giełdzie papierów wartościowych w Warszawie.

*Oryginalność/wartość* – Artykuł zawiera pierwszą w literaturze polskiej próbę ilościowego powiązania zjawisk procesów konsolidacyjnych obserwowanych w naszym kraju ze zjawiskami na świecie.

**Słowa kluczowe:** procesy konsolidacyjne, fale fuzji i przejęć, kontrola korporacyjna

### Wprowadzenie

Na przestrzeni XX wieku zaobserwowano, że procesy na rynku procesów konsolidacyjnych mają charakter cykliczny. Cykliczność ta w literaturze przedmiotu zyskała miano „fal fuzji i przejęć”. Falami określane jest zjawisko polegające na nasileniu się transakcji w zakresie ich liczby oraz wartości w danym przedziale czasowym (Gugler i in 2003). W historii miało miejsce pięć fal fuzji i przejęć opisywanych w literaturze przedmiotu. Pierwsza miała miejsce w latach 1893–1904 i była to tzw. fala „szalejącej spekulacji wartością aktywów” (Markham 1955), jednak Hogarty (1970) dowiódł, że transakcje te były nieopłacalne. Druga fala trwała przez lata 20. XX wieku. Była to fala, która zmieniła obraz rynku z monopolistycznego w kierunku oligopolistycznego (Stigler 1950). Trzecia fala trwała od połowy lat 50. do początku lat 70. XX wieku i doprowadziła do powstania konglomeratów – tzw. „era konglomeratów” (Frąckowiak 2009). Czwarta fala rozpoczęła się w 1981 roku i trwała do lat 90. XX wieku. Charakteryzowała się bezprecedensową liczbą wrogich przejęć, wykupów menedżerskich (MBO) czy transakcji lewarowanych (LBO) (Martynova, Renneboog 2008). Głównym motywem nasilenia się procesów konsolidacyjnych w tym czasie był brak

---

\* mgr Marcin Ocieszak, doktorant Akademii Leona Koźmińskiego, marcin.ocieszak@gmail.com, +48 607 081 557.

efektywności konglomeratów powstałych w czasie trzeciej fali, co zmusiło spółki do reorganizacji (Shleifer, Vishny 1991). Piąta fala zaczęła się w 1993 roku i charakteryzowała się bardzo wysoką wartością transakcji, a około jedna czwarta wszystkich działań konsolidacyjnych miała charakter międzynarodowy (Frąckowiak 2009). Fala została zakończona wiosną 2000 roku na skutek przeceny akcji spółek z branży technologicznej (dotcomów). Obserwując zachowanie analizowanego rynku, można dojść do wniosku, że po spadku w 2000 roku miało miejsce jego odbicie, osiągnięcie szczytu w 2007 i ponowny spadek. Oznacza to, że zarysowała się kolejna, VI fala fuzji i przejęć. Widać w tym przypadku również zależność rynku od kursów akcji, który rósł w czasie nasilania się VI fali, a kryzys finansowy zapoczątkowany przez upadek banku Lehman Brothers, zakończył istnienie VI fali. Literatura przedmiotu nie oferuje jednak jeszcze szczegółowego omówienia tego zjawiska. Z omawianymi procesami związane są teorie próbujące tłumaczyć powody ich okresowego nasilania się, zwłaszcza przez korelację zachowania się rynku procesów konsolidacyjnych z zachowaniem kursów akcji na giełdzie (Gugler 2012).

Pierwszy sposób opiera się na wskaźniku  $q$  Tobina (Tobin 1969). Wyjaśnienie to mówi, że fuzje lub przejęcia są alternatywą dla zakupu używanych rzeczowych aktywów trwałych. Zwiększająca się różnica pomiędzy  $q$  potencjalnego przejmującego a podmiotu przejmowanego, prowadzi do podjęcia decyzji o zakupie przedsiębiorstwa zamiast używanych aktywów (Jovanovic, Rousseau 2002a). Jovanovic i Rousseau (2002b) zaproponowali następujące wyjaśnienie: duży postęp techniczny zwiększa dochodowość inwestycji, prowadząc do wzrostu w wielu spółkach  $q$  Tobina. Te wzrosty powodują hossę na giełdzie oraz nasilanie się procesów konsolidacyjnych.

Harford (2005), jako wyjaśnienie cykliczności procesów konsolidacyjnych zaproponował natomiast teorię „wstrząsu” (ang. *industry shock*). Zgodnie ze swoją teorią, Harford (2005) dowiódł grupowania się przejęć w poszczególnych branżach w czasie fal i ich pozytywną korelację z niskim poziomem stopy procentowej. Wspomnianych rezultatów nie potwierdziło jednak badanie Gartnera i Halbheera (2009).

Według Shleifera i Vishnyego (2003), niektóre akcje w czasie hossy stają się przewartościowane. Menedżerowie przewartościowanych spółek są tego świadomi, więc chronią interesy akcjonariuszy przed spadkiem cen akcji, który nastąpi po okresie hossy. W związku z tym starają się wymienić przewartościowane akcje na realne aktywa przejmowane w procesie fuzji i przejęć. Fale pojawiają się więc, ponieważ liczba przewartościowanych spółek rośnie w czasie hossy. Rhodes-Kropf i Viswanathan (2004) również tłumaczą fakt wzrostu liczby transakcji w czasie hossy na giełdzie. Stwierdzają oni, że optymizm panujący na rynku w czasie hossy utrudnia menedżerom osąd, czy przewartościowanie akcji występuje na skutek optymizmu panującego na rynku, czy wskutek efektów synergii.

Kolejnym wyjaśnieniem jest teoria wyborów menedżerskich (ang. *managerial discretion theory*). W czasie hossy na giełdzie znacząco rośnie optymizm (Galbraith 1961: 8), na skutek którego rodzą się wśród ludzi liczne teorie, a wśród nich te, które mówią o ponadprzeciętnych korzyściach płynących z transakcji konsolidacyjnych. Ludzie zaczynają

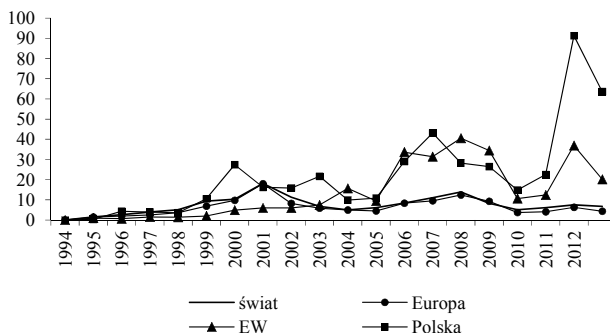
wierzyć, że konkretne typy transakcji spowodują znaczące efekty synergii (jak konglomeratowe w latach 60. XX wieku, czy między spółkami IT w latach 90. XX wieku). Dlatego też ogłoszenia o przejęciach, które w normalnych warunkach spowodowałyby znaczny spadek cen akcji, powodują jedynie drobny ich spadek bądź nawet wzrost. Umożliwia to menedżerom podejmowanie decyzji o przystąpieniu do transakcji fuzji bądź przejęcia, mimo że może ona doprowadzić do obniżenia wartości przedsiębiorstwa dla właścicieli.

### **1. Opis rynku procesów konsolidacyjnych w Polsce na tle tendencji światowych<sup>1</sup>**

W Polsce w latach 1993–2012 wzrost rynku procesów konsolidacyjnych był bardzo dynamiczny i wyniósł 6318%. W odróżnieniu od Europy Wschodniej („EW”), w Polsce widoczny był spadek tego rynku w okresie V fali. Z 3,6 mld EUR w 1999 roku w ciągu dwóch kolejnych lat wartość rynku zmalała o 42%. Kolejnym kulminacyjnym rokiem był rok 2006, w którym wartość transakcji sięgnęła 5,7 mld EUR. W Polsce był widoczny zatem efekt VI fali, gdyż w ciągu trzech kolejnych lat odnotowany został spadek o 66%. Bezsprzecznie najwyższym poziomem charakteryzował się rok 2011. W tym roku dokonano transakcji konsolidacyjnych na łączną kwotę blisko 12,0 mld EUR, czyli 4 razy więcej niż w roku wcześniejszym. Wpływ na taki obraz miało kilka nakładających się dużych transakcji. W Polsce, przy małej liczbie transakcji, znaczące okazują się jednorazowe duże transakcje, jak zakup Banku Zachodniego WBK SA przez Banco Santander SA za 4,0 mld EUR czy Polskiej Telefonii Cyfrowej Sp. z o.o. przez Deutsche Telecom AG za 2,1 mld EUR. Obie te transakcje miały miejsce w 2011 roku, wpływając poważnie na wartość rynku procesów konsolidacyjnych w tym roku. W sumie w Polsce dokonano transakcji konsolidacyjnych na kwotę 59,6 mld EUR, co w ujęciu wartościowym stanowi 11% rynku EW, 0,5% Europy oraz 0,2% transakcji zawartych na świecie. Dynamika wzrostu liczby transakcji w analizowanych latach nie była znacząca. Wzrost liczby transakcji wyniósł, bowiem 741% i był zbliżony do dynamiki całego rynku, która wyniosła 634% na świecie i 435% w Europie w porównywalnym okresie. Wzrost był natomiast znacząco niższy od dynamiki dla EW (2017%). Łącznie, w analizowanym okresie, w Polsce zrealizowano 2249 transakcji konsolidacyjnych, co pod kątem liczbowym stanowiło 14% rynku EW, 1,5% rynku europejskiego i 0,6% rynku światowego.

Omawiane powyżej zachowanie rynku zaprezentowane zostało na rysunku 1. Widoczna jest korelacja analizowanych rynków. EW i Polska charakteryzowały się bardziej dynamicznymi wzrostami, ale i spadkami. Ostatecznie Polska okazała się najszybciej rozwijającym się rynkiem w ostatnich latach, wyprzedzając znacząco swój region, Europę i świat.

<sup>1</sup> Analiza oparta na danych z bazy ThomsonOne.



**Rysunek 1.** Jednoprzedstawowy indeks wzrostu wartości transakcji w latach 1993–2012 w wybranych regionach świata. 1993 = 1,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych ThomsonOne.

Średnia wartość transakcji w Polsce wyniosła 26,5 mln EUR, co odbiega od średniej europejskiej (76 mln EUR) i światowej (78 mln EUR), ale również i od średniej EW (35 mln EUR). W roku 2011 średnia wartość zbliżyła się do tej z krajów rozwiniętych i wyniosła 76 mln EUR, a w roku 2012 – 66 mln EUR, ponownie było to jednak spowodowane jednorazowymi transakcjami.

Udział transakcji krajowych wyniósł w całym analizowanym okresie 21% pod względem wartości (mniej niż w EW) oraz 40% pod względem ich liczby (zbliżone do krajów EW). Są to mniejsze udziały niż w przypadku rynku europejskiego czy światowego. Oznacza to, że transakcje międzynarodowe charakteryzują się wyższą wartością transakcji niż krajowe. Potwierdzają to statystyki: średnia wartość transakcji krajowych w Polsce wyniosła 13,6 mln EUR, w Europie – 57 mln EUR, a na świecie – 76 mln EUR. Podmioty z Polski częściej występowały w roli przejmowanych niż były przejmującymi. Podobnie jak w EW, udział transakcji krajowych w Polsce sukcesywnie rośnie – zwłaszcza pod względem liczby transakcji, wynosząc średnio 37% pod względem wartości oraz 21% pod względem liczby.

Regułą jest, że niemal wszystkie transakcje są przyjazne. Jedynie w roku 2000 zanotowano niski ich udział (65%) z uwagi na jedną transakcję o wysokiej wartości, zaklasyfikowaną jako wrogą. Należy jednak stwierdzić, że Polska nie jest rynkiem wrogich transakcji i jedynie w 3 z 22 analizowanych lat udział wrogich transakcji był wyższy niż 10%.

W Polsce najpopularniejszą techniką transakcji, podobnie jak na świecie, w Europie i EW, był zakup udziałów (ang. *divestiture*), dokonanych na łączną kwotę 39 mld EUR, co stanowiło 33% rynku. Kolejną były oferty przetargowe (ang. *tender offers*) z udziałem 9%, które były popularne w Europie i na świecie, ale nie w EW. Akwizycje instytucji finansowych stanowiły również 9%. Dominacja branży finansowej, jako sektora transakcji, zauważalna jest w każdym z badanych regionów, jednak w Polsce była największa. Dotyczyło jej aż 41% transakcji pod względem wartości. Kolejne były: branża energetyczna i surowcowa

(po 10%). Branża telekomunikacyjna nie miała takiego znaczenia, jak w innych omawianych regionach i dokonało się w niej tylko 7% transakcji.

Omawiając sytuację Polski na tle świata, można wysnuć kilka następujących wniosków. W latach 1981–2012 obserwowany jest bardzo szybki wzrost rynku procesów konsolidacyjnych we wszystkich analizowanych regionach. Na świecie i w Europie widoczny jest trend globalizacji i odchodzenie od transakcji krajowych na rzecz międzynarodowych. W EW i w Polsce jest z kolei na odwrót i transakcje krajowe powiększają udział w rynku, prawdopodobnie w skutek zakończenia procesów prywatyzacyjnych. Branża finansowa miała zdecydowanie najwyższy udział w transakcjach ogółem, na świecie wyniósł on 36%, a w Polsce – 41%. Charakter i kierunki zmian zachowań rynku potwierdzają przypuszczenie o istnieniu VI fali, która swój szczyt miała w roku 2007. W EW transakcje wrogie wśród transakcji krajowych były powszechniejsze niż wśród międzynarodowych oraz nie zaobserwowano V fali. Rynek w Polsce jest jeszcze nierozwinięty, gdyż kilka obserwacji o wysokich wartościach w jednym roku analizy przekłada się na bardzo dynamiczny wzrost ogólnej wartości transakcji w swoim regionie, a brak takich transakcji powoduje znaczny spadek wartości rynku. Polski rynek pod względem liczby i wartości rósł znacznie szybciej niż rynek europejski, światowy czy EW. W Polsce rokiem o największej wartości transakcji był rok 2011. W tym roku transakcje konsolidacyjne dokonane zostały na łączną kwotę blisko 12,0 mld USD, czyli 4 razy więcej niż w roku wcześniejszym. Rynek polski pod względem wartości transakcji miał 11% udział w rynku EW, 0,5% – w rynku europejskim oraz 0,2% – w światowym.

## **2. Metoda badania**

Przyglądając się opisowi rynku w podpunkcie 1 oraz rysunkowi 1 odnosi się wrażenie, że w Polsce również miało miejsce zjawisko fal procesów konsolidacyjnych, co potwierdza Janowicz (2012). W kontekście analizy polskiego rynku interesujące wydaje się więc przeanalizowanie determinant zmian tego rynku i stopnia jego korelacji z rynkami światowymi. Dane dostępne są od 1992 roku i ponad 20 letni horyzont analizy jest wystarczający, aby móc przeprowadzić proste badanie empiryczne i odpowiedzieć na kilka pytań powstałych w trakcie przedstawionej wcześniej analizy rynku procesów konsolidacyjnych.

### **2.1. Hipotezy**

Prezentowane dane sugerowały, że w Polsce, tak jak i na świecie, miały miejsce fale procesów konsolidacyjnych. W latach wzrostu rynku rósł też rynek w Polsce. W latach spadków, polski rynek również charakteryzował się spadkiem wartości transakcji. W związku z powyższym weryfikacji poddana zostanie hipoteza:

H1: Dynamika procesów konsolidacyjnych w Polsce jest pozytywnie skorelowana z procesami konsolidacyjnymi na świecie, w Europie i w Europie Wschodniej.

Przy okazji analizy rynku przeprowadzonej powyżej sugerowane było, że niektóre zachowania polskiego rynku fuzji i przejęć świadczą o jego jeszcze niewystarczającym rozwoju. W związku z tym faktem, wydaje się uzasadnione przypuszczenie, że rynek polski może reagować z pewnym opóźnieniem w stosunku do bardziej rozwiniętych rynków. Weryfikacji poddana zostanie więc kolejna hipoteza:

H2: Dynamika rynku procesów konsolidacyjnych w Polsce zmienia się z opóźnieniem w stosunku do dynamiki rynku na świecie, w Europie i w Europie Wschodniej.

Przegląd literatury dotyczącej fal fuzji i przejęć wykazał, że występuje zależność między notowaniami kursów akcji na giełdzie a procesami konsolidacyjnymi. W czasie wzrostu cen akcji (hossy) następowało ożywienie się rynku fuzji i przejęć i wartość rynku rosła. W czasie bessy na giełdzie rynek konsolidacji malał. Ten sam problem zbadać można w Polsce, weryfikując hipotezę:

H3: Procesy konsolidacyjne w Polsce zależą od zachowania kursów akcji.

## **2.1. Próba**

Spośród wszystkich transakcji na rynku kontroli korporacyjnej wybrane zostały transakcje konsolidacyjne, a więc te, które skutkują koncentracją rynku. Okres analizy obejmuje lata 1992–2012.

Zmienne objaśniane i objaśniające w postaci wartości oraz liczby transakcji zostały pozyskane z bazy danych ThomsonOne. W związku z tym, że baza ta oferuje informacje o wartości transakcji wyrażone w walutach EUR lub USD, przeliczone zostały one na złote po uśrednionym kursie z danego roku.

Jak zauważono wcześniej, w niektórych latach dokonano transakcji na bardzo wysokie kwoty. W związku z tym, że może to zaburzyć rezultaty, wprowadzono zmienną objaśniającą BIG. Jest to zmienna, która przyjmuje wartość 1, jeżeli w danym roku dokonane zostały transakcje na skrajnie duże kwoty lub 0, jeżeli rok był wolny od takich zaburzeń. W celu określenia takich zaburzonych lat wybranych zostało 10 największych transakcji, jakie miały miejsce w historii Polski (kwoty tych transakcji to ponad 1 mld USD, przy średniej w Polsce równej 24 mln USD). Następnie transakcje te zostały zsumowane dla każdego roku. Dla tych lat policzony został ich udział w rynku procesów konsolidacyjnych. Okazało się, że najwyższe udziały jednostkowych dużych transakcji pojawiały się w latach 1992, 2011 i 2012. Te lata identyfikowane będą przez zmienną binarną BIG. Liczba transakcji nie podlega tego rodzaju zaburzeniom, więc nie zostały zastosowane w stosunku do niej podobne zabiegi.

Zmienna objaśniająca w postaci wartości indeksu WIG została pobrana ze strony [www.infostrefa.gpw.pl](http://www.infostrefa.gpw.pl) w trybie dziennym. Indeksy te zostały uśrednione do poziomów rocznych. Zmienna objaśniająca PKB została pobrana ze strony [www.stats.oecd.org](http://www.stats.oecd.org) w postaci wzrostu procentowego rok do roku w ujęciu realnym.

W związku z faktem, że rynek fuzji i przejęć ma bez wątpienia charakter wzrostowy, wprowadzona została zmienna objaśniająca TREND. Przyjęła ona wartość 1 w roku 1992 i rosła o jedność w każdym kolejnym roku. Dzięki tej zmiennej można w modelu oddać tendencje wzrostu rynku, co pozwoli skupić się w analizie na fluktuacjach, a nie trendzie.

### 2.3. Konstrukcja modelu

W celu zweryfikowania H1 zastosowane zostanie równanie regresji wielorakiej (1), które zweryfikuje, czy rynek w Polsce zachowuje się podobnie, jak inne badane regiony. Jeżeli tak, można będzie również stwierdzić, że w Polsce widoczne są fale fuzji i przejęć, a ich nasilenie się i osłabianie występuje w tych samych okresach:

$$PL_W = \alpha_0 + \alpha_1 \times Region_W + \alpha_2 \times PKB + \alpha_3 \times BIG + \alpha_4 \times TREND \quad (1)$$

gdzie:

$Region_W$  – wartość transakcji w badanym regionie wyrażoną w walucie PLN. Będzie to więc  $S_W$  (wartość na świecie),  $E_W$  (wartość w Europie) i  $EW_W$  (wartość w Europie Wschodniej),

$PKB$  – roczny przyrost PKB w Polsce w ujęciu realnym,

$BIG$  – zmienna, która przyjmuje wartość 1, jeżeli w danym roku dokonane zostały transakcje na skrajnie duże kwoty lub 0, jeżeli rok był wolny od takich zdarzeń,

$TREND$  – zmienna trendu przyjmująca wartości od 1 do 21.

W celu weryfikowania H2 zastosowane zostanie równanie regresji wielorakiej (2), które pozwoli odpowiedzieć na pytanie, czy rynek polski reaguje z opóźnieniem na bodźce zewnętrzne.

$$PL_W = \alpha_0 + \alpha_1 \times Region_{W(t-1)} + \alpha_2 \times PKB_{(t-1)} + \alpha_3 \times BIG + \alpha_4 \times TREND \quad (2)$$

gdzie  $(t - 1)$  – opóźnienie zmiennej o jeden okres.

W celu zweryfikowania H3 zastosowane zostanie równanie (3), które pozwoli na sprawdzenie zależności między zmianą wartości transakcji na rynku fuzji i przejęć w Polsce a sytuacją gospodarczą Polski. Sytuacja ta będzie wyrażona indeksem WIG oraz przyrostem PKB w ujęciu realnym. Jeżeli w Polsce mamy do czynienia również z sytuacją podobną, jak na świecie, model powinien dowieść statystycznie istotnych dodatkowych zależności między zmiennymi objaśniającymi a zmienną zależną.

$$PL_W = \alpha_0 + \alpha_1 \times WIG + \alpha_2 \times PKB \quad (3)$$

gdzie WIG to indeks spółek notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych.

Badanie empiryczne pod kątem wartości jest jednym z dwóch sposobów analizy. Wartości w danych latach rosną lub maleją, często pod wpływem odstających wartościowo transakcji. Taka sytuacja miała miejsce głównie w trzech latach spośród 21 badanych, czego wpływ ma odzwierciedlać zmienna BIG, natomiast nie wyłącznie w tych latach. Na wartość transakcji wpływają ponadto problemy związane m.in. z:

- inflacją w poszczególnych krajach,
- walutą, w jakiej była dokonana transakcja, a więc i kurs przeliczeniowy,
- zmianami w sposobie wyceny spółek w ciągu minionych dziesięcioleci,
- zmianami w szacowaniu ryzyka przez inwestorów.

Jest to tylko kilka z licznych powodów, dla których wnioskowanie o nasilaniu i osłabianiu się procesów konsolidacyjnych na podstawie wartości transakcji może okazać się zaburzone. Z tego powodu warto też zbadać liczbę transakcji. W tym celu w równaniach (1) – (3) zamianie ulegną zmienne oparte na wartościach na zmienne oparte na liczbach. Równania te przyjmą więc następującą formę:

$$PL_L = \alpha_0 + \alpha_1 \times Region_L + \alpha_2 \times PKB + \alpha_3 \times TREND \quad (4)$$

$$PL_L = \alpha_0 + \alpha_1 \times Region_{L(t-1)} + \alpha_2 \times PKB_{(t-1)} + \alpha_3 \times TREND \quad (5)$$

$$PL_L = \alpha_0 + \alpha_1 \times WIG + \alpha_2 \times PKB \quad (6)$$

### 3. Wyniki empiryczne

Weryfikacja H1 potwierdziła, że rynek procesów konsolidacyjnych w Polsce rozwija się podobnie jak rynek procesów konsolidacyjnych na świecie. Potwierdza więc istnienie fal również w Polsce i to w okresach zbliżonych do tych występujących na świecie. Zaprezentowane w tabeli 1 oszacowanie modelu wyjaśnia 79% wariacji zmiennej Wartość transakcji konsolidacyjnych w Polsce. Skorygowany  $R^2$  wyniósł 74%, a statystyka F była równa 15,05. Oznacza, to, że można odrzucić  $H_0$ , stanowiącą o tym, że wszystkie parametry modelu są równe 0. Wyniki te świadczą o dobrej jakości modelu, pomimo dość niskiej liczby stopni swobody. Parametr dla zmiennej  $S_W$  w wysokości 0,0008 jest statystycznie istotny na poziomie 5%. Oznacza on, że wzrost transakcji o 1 mln PLN na świecie powiązany jest ze wzrostem średnio o 822 PLN w Polsce. Oszacowania z tabeli 1 pokazują, że po uwzględnieniu dynamiki rynku światowego wzrost realnego PKB nie wpływa statystycznie istotnie na wartość transakcji konsolidacyjnych w Polsce. Statystycznie istotne są natomiast na poziomie poniżej 1% zmienne BIG oraz TREND, co potwierdza zasadność wprowadzenia tych zmiennych do modelu.

Podobne badanie zostało przeprowadzone dla zmiennych objaśniających w postaci wartości transakcji w Europie oraz w Europie Wschodniej, co pozwoliło zweryfikować zależności między pozostałymi regionami. Badanie dowiodło powiązania procesów konsolidacyjnych w Polsce z rynkiem europejskim. Parametr dla zmiennej  $E_W$  wyniósł 0,00175



i był statystycznie istotny na poziomie 5%.  $R^2$  dla modelu wyniósł 78%, skorygowany  $R^2$  zaś 73%. Statystyka F równa 14,6 oznacza, że odrzucić można  $H_0$ , stanowiącą o tym, że wszystkie parametry modelu są równe 0 na poziomie istotności 1%. Powiązanie wartości transakcji w Polsce z wartością transakcji na świecie i innych badanych regionach prezentuje tabela 1.

**Tabela 1**

Determinanty zmian wartości transakcji w Polsce

	Świat	Europa	Europa Wschodnia
Wyraz wolny	-7632,6* (0,069)	-6863,2* (0,0954)	-1283,5 (0,781)
$Region_W$	0,0008** (0,028)	0,0017** (0,034)	0,0341 0,1983
PKB	53459,7 (0,386)	45762,9 (0,460)	-5519,6 (0,940)
BIG	13838,2*** (0,000)	13680,9*** (0,001)	10927,7*** (0,005)
TREND	796,6*** (0,000)	815,4*** (0,000)	578,3* (0,088)
$R^2$	79,0%	0,78	0,74
Skor. $R^2$	73,7%	0,73	0,68
$F$	15,1*** (0,000)	14,58*** (0,000)	11,57*** (0,000)
Test normalności	0,76 (0,681)	0,318 (0,853)	0,64
Test homoskedastyczności	0,84 (0,568)	1,184 (0,376)	0,68

\*\*\*, \*\*, \* – statystyczna istotność na poziomach odpowiednio 1%, 5% i 10%.

Symbol  $Region_W$  koduje trzy zmienne szczegółowe:  $S_W$ ,  $E_W$ ,  $EW_W$  opisujące wartość transakcji na świecie, w Europie i Europie Wschodniej.

Źródło: opracowanie własne.

Odmienne rezultaty otrzymano natomiast przy badaniu związku polskiego rynku z rynkiem Europy Wschodniej. Nie dowiedziono statystycznej istotności współczynnika regresji dla zmiennej  $EW_W$ .

Wyniki badania determinant liczby transakcji dostarczają podobnych rezultatów, jak badanie determinant wartości. Liczba transakcji w Polsce jest skorelowana dodatnio z liczbą transakcji na świecie. Oszacowany parametr wyniósł 0,00729 i był statystycznie istotny na poziomie 5%. Oznacza to, że wzrost liczby transakcji na świecie o 1000 powiązany jest ze wzrostem liczby transakcji w Polsce średnio o 7,29. Wzrost PKB nie ma wpływu na liczbę transakcji. Zmienna TREND jest statystycznie istotna, co potwierdza, że rynek ma charakter rosnący również w kategoriach liczby transakcji. Model wyjaśnia 80% zmienności zmiennej endogenicznej, a skorygowany  $R^2$  wyniósł 76%. Statystyka F równa 22,7 daje

podstawy do odrzucenia  $H_0$  o zerowej wartości parametrów dla wszystkich zmiennych modelu na poziomie istotności 1%.

Podobnych rezultatów dostarczyła analiza liczby transakcji w Europie. W tym przypadku również zależność między rynkiem europejskim a Polską była statystycznie istotna. Parametr dla zmiennej  $E_L$  wyniósł 0,01858 i był statystycznie istotny na poziomie 1%.  $R^2$  wyniósł 86%, a skorygowany  $R^2$  – 84%. Widać więc, że występowanie obserwacji odstających nie zaburzyło wnioskowania na podstawie wartości transakcji i wyniki pod kątem liczbowym i wartościowym dowodzą zachodzenia podobnych zależności.

Różnice pojawiły się natomiast przy badaniu zależności procesów konsolidacyjnych w Polsce od procesów w  $EW$ . O ile pod kątem wartości nie stwierdzono ich statystycznej zależności, o tyle pod względem liczby taka zależność została dowiedziona.

Liczba transakcji w Polsce zależy bowiem od liczby transakcji w  $EW$ , a parametr oszacowania dla zmiennej  $E_L$  wyniósł 0,0902 i był istotny na poziomie 1%. Przyrost PKB w ujęciu realnym nie miał wpływu na liczbę transakcji w Polsce. Model wyjaśniał 81% zmienności zmiennej objaśnianej. Skorygowany  $R^2$  wyniósł 78% i świadczy o dobrej jakości modelu. Statystyka  $F = 24,3$  również to potwierdza, ponieważ pozwala odrzucić  $H_0$  testu Walda o różności od zera wszystkich parametrów modelu na poziomie istotności 1%. Powiązanie liczby transakcji w Polsce z liczbą transakcji na świecie prezentuje tabela 2.

**Tabela 2**

Determinanty zamian liczby transakcji w Polsce

	Świat	Europa	Europa Wschodnia
Wyraz wolny	-52,461 (0,095)*	-64,15** (0,015)	13,37 (0,554)
$Region_L$	0,0073*** (0,016)	0,018*** (0,000)	0,090*** (0,009)
PKB	-214,0 (0,621)	-88,73 (0,783)	121,149 (0,743)1
TREND	4,513** (0,018)	4,919*** (0,000)	2,119 (0,372)
$R^2$	0,80	0,86	0,81
Skor. $R^2$	0,76	0,84	0,78
$F$	22,7 (0,000)	36,03*** (0,000)	24,31*** (0,000)
Test normalności	0,009 (0995)	1,056 (0,589)	0,077 (0,962)
Test homoskedastyczności	0,890 (0,527)	1,555 (0,232)	1,448 (0,265)

\*\*\*, \*\*, \* – statystyczna istotność na poziomach odpowiednio 1%, 5% i 10%.

Symbol  $Region_L$  koduje trzy zmienne szczegółowe:  $S_L$ ,  $E_L$ ,  $EW_L$  opisujące wartość transakcji na świecie, w Europie i Europie Wschodniej.

Źródło: opracowanie własne.

Weryfikując H2, ponownie zauważyć można, że modele objaśniające wartość transakcji mają gorsze właściwości niż te objaśniające ich liczbę. Żaden z parametrów bowiem nie okazał się statystycznie istotny w równaniach opisujących wartość. Oznacza to, że nie ma dowodu, by wartość transakcji w Polsce reagowała z opóźnieniem na procesy zachodzące w badanych regionach. Odmiennych konkluzji dostarczyło badanie determinant liczby transakcji w Polsce, którego wyniki zawiera tabela 3. Liczba ta okazała się zależna od liczby transakcji na świecie, w Europie i w Europie Wschodniej opóźnionych o jeden okres.

Liczba transakcji w Polsce w roku  $t$  zależy od liczby transakcji na świecie w roku  $t - 1$ , ponieważ parametr dla zmiennej  $S_{L(t-1)}$  wyniósł 0,008 i był statystycznie istotny na poziomie 1%. Oznacza to, że wzrost liczby transakcji na świecie o 1000 w roku  $t - 1$  przekłada się na wzrost liczby transakcji w Polsce o 8 w roku  $t$ . Statystyka  $F$  była równa 21,3, co pozwala odrzucić  $H_0$  o tym, że wszystkie parametry w równaniu są równe 0 na poziomie istotności 1%. Współczynnik determinacji  $R^2$  wyniósł 80%, a skorygowany współczynnik determinacji  $R^2$  76%. Wyniki te dowodzą, że model w dobry sposób wyjaśnia zmienność liczby transakcji w Polsce. Bardzo podobnych wniosków dostarczyła analiza zależności liczby transakcji w Polsce od liczby transakcji w Europie i w Europie Wschodniej opóźnionej o jeden okres. Również w tym przypadku parametry dla zmiennych  $E_{L(t-1)}$  oraz  $EW_{L(t-1)}$  były statystycznie istotne na poziomie odpowiednio 5% i 1%, a oszacowane modele okazały się dobrej jakości. Miały bowiem współczynniki determinacji zwykle oraz skorygowane rzędu 80%. Szczegółowe podsumowanie tych wyników prezentuje tabela 3.

**Tabela 3**

Determinanty zmian liczby transakcji w Polsce opóźnione o jeden okres

	Świat	Europa	Europa Wschodnia
Wyraz wolny	-57,113* (0,065)	-52,2617* (0,0884)	24,5779 (0,2182)
$Region_{L(t-1)}$	0,0081*** (0,008)	0,01502** (0,0119)	0,1391*** (0,0003)
PKB	-109,682 (0,0794)*	174,551 (0,6573)	320,106 (0,3010)
TREND	3,643* (0,059)	5,0593*** (0,0039)	-2,3227 (0,3479)
$R^2$	0,80	0,79	0,86
Skor. $R^2$	0,76	0,75	0,83
$F$	21,3*** (0,000)	20,24*** (0,000)	34,17*** (0,000)
Test normalności	2,8296 (0,2430)	2,7916 (0,2476)	0,0862 (0,9578)
Test homoskedastyczności	1,0847 (0,4204)	1,9051 (0,1553)	0,9791 (0,4770)

\*\*\*, \*\*, \* – statystyczna istotność na poziomach odpowiednio 1%, 5% i 10%.

Symbol  $Region_{L(t-1)}$  koduje trzy zmienne szczegółowe:  $S_{L(t-1)}$ ,  $E_{L(t-1)}$ ,  $EW_{L(t-1)}$  opisujące wartość transakcji na świecie, w Europie i Europie Wschodniej opóźnione o jeden okres.

Źródło: opracowanie własne.

Analiza zmiennej zależnej w postaci wartości transakcji w Polsce, jako funkcji indeksu WIG (H3), dostarczyła statystycznie istotnych wyników, co zaprezentowano w tabeli 4. Zarówno współczynnik determinacji  $R^2$  równy 66%, jak i skorygowany współczynnik determinacji  $R^2$  równy 60% są satysfakcjonujące. Statystyka  $F$  wyniosła 11,26, co pozwala odrzucić  $H_0$  w teście Walda na poziomie istotności 1%. Parametr wyznaczony dla zmiennej WIG wyniósł 0,33. Zależność ta była istotna statystycznie na poziomie istotności 1% i oznacza, że wzrost indeksu WIG o 100 wiąże się ze wzrostem wartości transakcji o 33 mln PLN. W analizowanym równaniu, jak i w poprzednich, przyrost PKB nie miał wpływu na wartość transakcji w Polsce. Drugim istotnym parametrem jest ten otrzymany dla zmiennej BIG, co przy podejściu wartościowym jest już regułą.

Analiza zmiennej zależnej w postaci liczby transakcji w Polsce jako funkcji indeksu WIG również dostarczyła statystycznie istotnych wyników. W tym przypadku parametr dla zmiennej WIG wyniósł 0,003 i był statystycznie istotny na poziomie 1%. Oznacza to, że wraz ze wzrostem indeksu WIG o 1000 jednostek liczba transakcji w Polsce rośnie o 3. Współczynniki determinacji oraz statystyka  $F$  pozostawały na akceptowalnym poziomie. Szczegółowe wyniki estymacji tego modelu zostały zaprezentowane w tabeli 4.

**Tabela 4**

Powiązanie zmian wartości i liczby transakcji z sytuacją gospodarczą w Polsce

	Wartość	Liczba
Wyraz wolny	2573,35 (0,502)	54,02** (0,013)
WIG	0,335*** (0,000)	0,003*** (0,000)
PKB	-72820,3 (0,334)	-596,84 (0,135)
BIG	11571,1*** (0,006)	- -
$R^2$	0,66	0,76
skor $R^2$	0,60	0,73
F	11,26*** (0,000)	28,75*** (0,000)
Test normalności	1,257 (0,533)	0,099 (0,952)
Test homoskedastyczności	1,862 (0,161)	0,570 (0,688)

\*\*\*, \*\*, \* – statystyczna istotność na poziomach odpowiednio 1%, 5% i 10%.

Źródło: opracowanie własne.

## Uwagi końcowe

W artykule dowiedziono, że rynek fuzji i przejęć w Polsce, oprócz faktu, że odznacza się znaczną dynamiką zarówno pod względem wartości, jak i liczby transakcji, charakteryzuje się zachowaniem zbliżonym do innych badanych regionów. Polski rynek wykazuje korelacje z zachowaniem rynku światowego oraz europejskiego w kategorii nasilania się i osłabiania wartości i liczby transakcji. Region Europy Wschodniej z kolei zachowuje się podobnie do rynku polskiego pod kątem liczby transakcji, jednak wartość transakcji nie jest skorelowana z tym regionem. Te wyniki prowadzą do wniosku, że w Polsce mamy do czynienia z falami fuzji i przejęć w zbliżonych okresach do tych obserwowanych na świecie, które wskazuje literatura przedmiotu.

Dowiedziono również, że liczba transakcji w Polsce reaguje z opóźnieniem na poziom liczby transakcji na świecie, w Europie i w Europie Wschodniej. Oznacza to, że w następnym nasilaniu się liczby transakcji na świecie, w Polsce odpowiednie nasilenie zachodzi o rok później.

Ostatecznie potwierdzono w Polsce zależności dowiedzione przez badaczy w krajach rozwiniętych (m.in. Gugler 2012) pomiędzy falami fuzji i przejęć i zachowaniem kursów akcji na giełdzie. Również w Polsce okazało się, że WIG statystycznie istotnie oddziałuje na rynek procesów konsolidacyjnych.

Z uwagi na ograniczoną objętość artykułu, zaprezentowano w nim jedynie małą część badań, jakie można przeprowadzić dysponując danymi o liczbie i wartościach transakcji konsolidacyjnych w wybranych regionach. Badanie nad związkiem fal procesów konsolidacyjnych z zachowaniem akcji na giełdzie pozostanie więc wciąż wolnym polem badawczym dla przyszłych badań między innymi w zakresie zależności rynku konsolidacji z opóźnionymi zmianami indeksu WIG. Dodatkowo, na rysunku 1 widoczne jest, że dynamika zmian na rynkach w Polsce i w Europie Wschodniej jest dużo wyższa niż w Europie i na świecie. Obszar do dalszych badań może stanowić więc zagadnienie nadreaktywności tych rynków względem pozostałych regionów.

Badanie podlegało też pewnym ograniczeniom. Po pierwsze, wciąż krótki horyzont analizy (21 lat) pozwolił na prowadzenie niewielkiej liczby regresorów. Po drugie, wnioskowanie na podstawie weryfikacji H1 i H2 należy rozpatrywać w kategoriach asocjacji, a nie związków przyczynowo-skutkowych.

## Literatura

- Gärtner D.L., Halbheer D. (2009), *Are there waves in merger activity after all?*, „International Journal of Industrial Organization”.
- Fraćkowiak W. (2009), *Fuzje i Przejęcia*, PWE, Warszawa.
- Gugler K, Mueller D.C., Yurtoglu B.B., Zulehner C. (2003), *The effect of mergers: an international comparison*, „International Journal of Industrial Organisation”.

- Gugler K, Mueller D.C., Weichselbaumer M. (2012), *The determinants of merger waves: An international perspective*, „International Journal of Industrial Organization”.
- Galbraith J.K. (1961), *The Great Crash: 1929*, 2nd ed. Houghton Mifflin, Boston.
- Harford J. (2005), *What drives merger waves?*, „Journal of Financial Economics”.
- Hogarty T. (1970), *Conglomerate Mergers and Acquisitions: Opinion Analyses*, St. John's Law Review.
- Janowicz M. (2012), *Cykliczność fuzji i przejęć na świecie i w Polsce*, Zeszyty naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Jovanovic B., Rousseau P.L. (2002a), *The Q-theory of mergers*, American Economic Review Papers and Proceedings.
- Jovanovic B., Rousseau P.L. (2002b), *Mergers as Reallocation*, Working Paper no. 9277, National Bureau of Economic Research.
- Martynova M., Renneboog L. (2008), *A century of corporate takeovers: What have we learned and where do we stand?*, „Journal of Banking & Finance”.
- Markham J. (1955), *Survey of the evidence and findings on mergers, w: Business Concentration and Price Policy*, Princeton University Press, Boston.
- Rhodes-Kropf M., Robinson D.T., Viswanathan S. (2005), *Valuation waves and merger activity: the empirical evidence*, „Journal of Financial Economics”.
- Shiller R.J. (2000), *Irrational Exuberance*, Princeton University Press, Princeton.
- Shleifer A., Vishny R.W. (2003), *Stock market driven acquisitions*, „Journal of Financial Economics”.
- Stigler G. (1950), *Monopoly and oligopoly power by merger*, American Economic Review.
- Tobin J. (1969), *A general equilibrium approach to monetary theory*, „Journal of Money Credit and Banking”.

#### M&A TRANSACTIONS IN POLAND, THEIR DETERMINANTS AND ASSOCIATIONS WITH GLOBAL TRENDS

**Abstract:** *Purpose* – The article investigates associations between M&A transactions in Poland and processes observed in other regions. It identifies also the determinants of changes in behavior of the Polish market.

*Design/Methodology/Approach* – Empirical analysis based on ThomsonOne database and estimation of regression models.

*Findings* – I found a significant association between the Polish M&A market and markets in the world, in Europe and Eastern Europe. The number of transactions in Poland reacted with a delay to the number of transactions in other regions. Moreover, I found the significant relationship between Polish M&A market and the situation on the Polish stock exchange.

*Originality/value* – The article provides the first in the Polish literaturanalysis of the links between the Polish M&A market and global trends.

**Keywords:** consolidation processes, M&A waves, corporate control

#### Cytowanie

- Ocieszak M. (2014), *Procesy konsolidacyjne w Polsce, ich determinanty i związki z tendencjami światowymi*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 803, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” nr 66, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 221–234; [www.wneiz.pl/frfu](http://www.wneiz.pl/frfu).