

Jacek Welc

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
WNP Ekspert Sp. z o.o.

**PRZYCZYNOWOŚĆ GRANGERA
W SZACOWANIU DYSKONTA
Z TYTUŁU BRAKU PŁYNNOSCI AKCJI
NA PRZYKŁADZIE SPÓŁEK
Z BRANŻY INFORMATYCZNEJ**

Streszczenie: Ryzyko płynności związane jest z instrumentami finansowymi, których obrót następuje na rynkach charakteryzujących się trudnością zbycia aktywów po oczekiwanych cenach. Ryzyko to wiąże się z koniecznością zaakceptowania cen sprzedaży niższych niż ceny podobnych aktywów na płynnych rynkach. Konieczność uwzględnienia ryzyka płynności stanowi istotny aspekt wyceny spółek niepublicznych. Z powodu trudności z kwantyfikacją tego ryzyka większość analityków wykorzystuje „reguły kciuka”, stosując dyskonto z tytułu braku płynności na arbitralnym poziomie (zwykle w przedziale między 15 a 20%). Takie uproszczone podejście może skutkować zmniejszeniem dokładności wyceny. W artykule zaproponowano metodę kwantyfikacji ryzyka płynności dla polskich spółek niepublicznych opartą na koncepcji przyczynowości Grangera. Podejście to bazuje na analizie zależności między mnożnikami wyceny spółek publicznych a wskaźnikami płynności obrotu akcjami tych spółek.

Słowa kluczowe: wycena spółek, dyskonto z tytułu płynności, przyczynowość Grangera.

1. Wstęp

Zasady wyceny aktywów określają, że na ich wartość wpływa nie tylko oczekiwany dochód z inwestycji, ale również ryzyko z nią związane. Jeden z istotnych elementów ryzyka stanowi ryzyko związane z płynnością inwestycji. Ryzyko to występuje w przypadku aktywów o niewielkim rynku, które stosunkowo trudno jest sprzedać po spodziewanej cenie [Jajuga, Jajuga 2000]. Wiąże się to z faktem, iż transakcje dotyczące akcji oraz obligacji, które nie są notowane na żadnym płynnym rynku papierów wartościowych, odbywają się zazwyczaj po cenach niższych od cen transakcji instrumentów podobnych pod względem oczekiwanego dochodu oraz ryzyka (wszystkich ryzyk innych niż ryzyko płynności), notowanych na płynnych rynkach [Kumah i in. 2009].

Konieczność uwzględnienia ryzyka płynności stanowi istotny element wyceny akcji oraz udziałów spółek niepublicznych [Pratt 2002]. Wyceny te są bowiem sporządzane na podstawie wielu parametrów pochodzących z rynku kapitałowego, takich jak mnożniki wyceny [Verninmen 2005]. W świetle różnic poziomu ryzyka związanego z płynnością może to prowadzić do zawyżenia wycen spółek niepublicznych. W związku z tym często stosowanym podejściem jest korekta wyceny spółki niepublicznej, uzyskanej na podstawie danych z rynku kapitałowego, o tzw. dyskonto z tytułu braku płynności. Pomimo jednak istotnego wpływu tego dyskonta na wycenę oraz dużego zróżnicowania wyników badań dotyczących tego dyskonta, analitycy często przyjmują je na apriorycznym poziomie, zmniejszając wycenioną wartość np. o 20%. W opinii autora takie nadmiernie uproszczone podejście jest nieuzasadnione, może bowiem znacznie obniżyć dokładność wyceny.

W artykule zostaną przedstawione wybrane wyniki badań empirycznych dotyczących dyskonta z tytułu braku płynności, a następnie zaproponowana zostanie oparta na regresji liniowej (oraz koncepcji przyczynowości w sensie Grangera) metoda szacowania tego dyskonta na rynku polskim na przykładzie spółek z branży informatycznej.

W następnej części artykułu przytoczono wyniki wybranych badań dotyczących dyskonta z tytułu płynności na międzynarodowych rynkach kapitałowych. Następnie przedstawiono ograniczenia możliwości wykorzystania tradycyjnych metod szacowania dyskonta w warunkach polskich. W dalszej części przedstawiono proponowaną metodologię oraz wyniki badania przeprowadzonego na danych spółek z sektora informatycznego.

2. Dyskonto z tytułu braku płynności w świetle badań empirycznych

Przeprowadzone (głównie w USA) badania generalnie potwierdzają występowanie dodatnich różnic w cenach akcji spółek charakteryzujących się wysoką płynnością w stosunku do akcji spółek o ograniczonej płynności, przy czym różnica ta wykazuje tendencję do zmniejszania się, prawdopodobnie w konsekwencji postępującej liberalizacji obrotu aktywami [Pratt 2001]. Jednak oszacowane wielkości dyskonta wykazują bardzo duże zróżnicowanie. Większość badań przeprowadzonych przed rokiem 1992 wskazuje na dyskonto w przedziale pomiędzy 33 a 50%, natomiast badania późniejsze wskazują na dyskonto w przedziale pomiędzy 13 a 35% [DePamphilis 2010]. Niektóre badania wskazują na dyskonto z tytułu braku płynności na znacznie niższym, jednocyfrowym poziomie [Feldman 2004], podczas gdy inne wskazują na dyskonto wynoszące ponad 45% [Emory 1995]. Jeszcze inne badania w ogóle negują istnienie tego dyskonta, stwierdzając, iż znajduje się ono na statystycznie nieistotnym poziomie [Anderson, Long 2008].

Wśród przyczyn tak wysokiej rozbieżności szacunków wymienia się wysoką niestabilność czasową tego dyskonta, zróżnicowanie cech emitentów, np. wielkości

oraz rentowności spółek [Bruner, Palacios 2004], jak również cechy prawne emitowanych papierów [Maynes, Pander 2009]. Wydaje się jednak, iż wpływ na tak duże zróżnicowanie szacunków wywierają również istotne różnice w przyjętej w poszczególnych badaniach metodologii. W badaniach tych dyskonta z tytułu braku płynności są zwykle szacowane na podstawie trzech głównych grup metod, są to: metody oparte na analizie cen transakcyjnych pakietów pozbawionych zbywalności, metody oparte na analizie cen transakcyjnych akcji spółek prywatnych w okresie przed ich upublicznieniem oraz metody oparte na analizie transakcji akcyjnych na rynkach publicznych.

Studia oparte na analizie cen transakcyjnych pakietów pozbawionych zbywalności bazują na porównaniu cen rynkowych dwóch klas akcji tej samej spółki: akcji wprowadzonych do obrotu giełdowego oraz akcji, które na mocy różnych przepisów przez pewien okres nie mogą być zbywane [Bajaj i in. 2001]. Wadą tego podejścia jest konieczność oparcia szacunków na niewielkiej liczbie dostępnych informacji (ze względu na sporadyczność transakcji akcjami niewprowadzonymi do obrotu giełdowego). Wiarygodność szacunków obniżają tu ponadto różnice między cechami prawnymi akcji emitowanych przez poszczególne spółki [Finnerty 2002].

Studia cen akcji spółek prywatnych przed ich upublicznieniem oparte są na porównaniu cen, po jakich zawierane są transakcje akcjami tych spółek na rynku publicznym, z cenami tych samych akcji w transakcjach dokonanych przed upublicznieniem. Wadą podejścia jest konieczność porównywania cen z różnych okresów, co znacznie obniża porównywalność danych (zmianie bowiem mogła ulec zarówno sytuacja spółki, jak i koniunktura na rynku kapitałowym).

Trzecią grupę metod stanowią metody oparte na analizie transakcji na rynku kapitałowym. Jako obserwowalne na rynku dyskonto z tytułu braku płynności przyjmuje się tu różnice między ofertowymi cenami kupna i sprzedaży papierów wartościowych (tzw. *spread*). *Spread* ten stanowi przychód brokera i służy pokryciu kosztów obsługi transakcji. W przypadku spółek o wysokim wolumenie obrotu jest on zwykle znacznie niższy niż w przypadku spółek o niższej płynności obrotu. Ponieważ na rynku kapitałowym zachodzi silne zróżnicowanie płynności obrotu akcji, a jednocześnie płynność ta jest negatywnie skorelowana ze *spreadem*, wykorzystanie statystycznej zależności między *spreadem* a miarami płynności obrotu umożliwia oszacowanie dyskonta implikowanego dla spółki o zerowej płynności obrotu [Damodaran 2005].

3. Możliwość oszacowania dyskonta z tytułu braku płynności na polskim rynku

Z obserwacji autora wynika, iż w praktyce sporządzania wycen polskich spółek niepublicznych dyskonto z tytułu braku płynności jest przyjmowane apriorycznie na poziomie ok. 15-20%. Autorowi nie są jednak znane żadne badania wskazujące na zasadność stosowania w warunkach polskich właśnie takich poziomów dyskon-

ta. Wydaje się zatem, iż wobec niedostatku badań dla rynku polskiego przyjmowanie takiego poziomu dyskonta jest oparte na doświadczeniach płynących z innych rynków. Jednak ze względu na dużą rozbieżność szacunków przyjmowanie tego parametru na niczym nieuzasadnionym apriorycznym poziomie wydaje się rozwiązaniem dalece niesatysfakcjonującym. W świetle niskiej płynności polskiego rynku kapitałowego oraz obowiązujących w Polsce regulacji tego rynku stosowanie dyskonta na poziomach oszacowanych dla rozwiniętych rynków może się przyczyniać do zaniżania wycen spółek niepublicznych [Welc 2009].

Rozwiązaniem może być oszacowanie zasadnego poziomu dyskonta w oparciu o jedną z opisanych wcześniej metod. Analiza cen w transakcjach poza obrotem giełdowym nie jest jednak w praktyce wykonalna ze względu na niewielką liczbę takich transakcji (większość akcji polskich spółek publicznych jest dopuszczona do obrotu, a jeśli część z tych akcji nie jest dopuszczona, to obrót tymi akcjami praktycznie nie istnieje). Brak danych stanowi również przyczynę uniemożliwiająca estymację dyskonta w oparciu o analizę cen transakcyjnych akcji spółek w okresie przed ich upublicznieniem. Możliwe jest natomiast sporządzenie szacunków opartych na analizie zależności między *spreadem* a miarami płynności obrotu, wydaje się jednak, iż oszacowane w ten sposób dyskonto nie w pełni odzwierciedla prawdziwą wielkość dyskonta z tytułu braku płynności.

Alternatywną metodą jest bezpośrednia estymacja zależności między rynkową wyceną spółek a różnymi miarami płynności obrotu akcjami. Ponieważ jednak na kapitalizację spółek wpływa wiele czynników, począwszy od ich fundamentów finansowych (np. rentowności), przez czynniki jakościowe (np. perspektywy rozwojowe), po czynniki związane z akcjonariatem tych spółek (płynność obrotu czy struktura akcjonariatu), bezpośrednie oszacowanie regresji wartości spółek względem miar płynności obrotu mogłoby skutkować znacznym obciążeniem parametrów strukturalnych (lub uzyskaniem nieistotnych statystycznie regresji). Możliwość uzyskania bardziej wiarygodnych szacunków wydaje się stwarzać koncepcja testowania przyczynowości Grangera.

4. Proponowana metodologia szacowania dyskonta z tytułu braku płynności

Tradycyjna procedura badania przyczynowości za pomocą testu Grangera składa się z następujących etapów [Charemza, Deadman 1997]:

1. Szacuje się regresję zmiennej objaśnianej y względem wszystkich zmiennych ją objaśniających, z wyjątkiem zmiennej x_i , co do której bada się hipotezę dotyczącą jej przyczynowego związku ze zmienną y .

2. Oblicza się reszty tej regresji (oznaczone jako u).

3. Szacuje się regresję reszt u względem wszystkich zmiennych objaśniających, które występują w regresji oszacowanej w punkcie 1 oraz dodatkowo zmiennej x_i .

4. Testuje się hipotezę o przyczynowości, stosując np. statystykę mnożnika Lagrange'a lub statystykę F uzyskaną dla regresji oszacowanej w punkcie 3.

W teście zakłada się zatem, że jeżeli zmienna x_i jest jedną z przyczyn kształtowania się zmiennej y , to jej pominięcie w zestawie zmiennych objaśniających regresji szacowanej w punkcie 1 skutkuje uzyskaniem reszt, które wykazują istotny statystycznie związek ze zmienną x_i (zatem zmienna x_i powinna częściowo wyjaśniać kształtowanie się reszt u).

W celu zbadania możliwości zastosowania koncepcji przyczynowości Grangera w estymacji dyskonta z tytułu braku płynności wykorzystano dwa mnożniki wyceny: C/P (cena do przychodów ze sprzedaży) oraz C/WK (cena do wartości księgowej). Wybór tych mnożników wynika z tego, że ich rozkład jest zwykle bardziej symetryczny niż w przypadku innych mnożników, dzięki czemu oszacowane dla nich regresje charakteryzują się stosunkowo wysokim stopniem dopasowania do danych rzeczywistych [Welc 2009a].

W artykule wykorzystano modyfikację opisaną powyżej tradycyjnej procedury testu Grangera, składającą się z następujących etapów:

1. Oszacowano regresję (zwaną dalej regresją podstawową) danego mnożnika wyceny (C/P oraz C/WK) względem zmiennych fundamentalnych, którymi były wskaźniki finansowe spółek wykazujące istotny statystycznie związek z danym mnożnikiem wyceny.

2. Obliczono relatywne odchylenia rzeczywistych wartości mnożników od ich wartości otrzymanych z oszacowanej regresji podstawowej (oznaczone jako MW_r / MW_t).

3. Oszacowano prostą regresję (zwaną dalej regresją pomocniczą) zmiennej MW_r / MW_t względem wskaźnika płynności obrotu akcjami poszczególnych spółek.

4. Obliczono statystykę F dla powyższej regresji.

5. Jeżeli statystyka F regresji pomocniczej okazała się istotna statystycznie, stwierdzono, iż płynność obrotu akcjami stanowi jedną z istotnych przyczyn kształtowania się mnożników wyceny spółek.

6. Po potwierdzeniu istotności oszacowanej regresji pomocniczej analizie poddano wartość parametru strukturalnego stojącego przy zmiennej objaśniającej tej regresji.

W regresji pomocniczej jako zmienną objaśnianą wykorzystano relatywne odchylenia rzeczywistych wartości mnożników od ich wartości z oszacowanej regresji (a nie tradycyjne reszty liczone jako różnice między wartościami empirycznymi a wartościami teoretycznymi), ze względu na to, że dyskonto z tytułu braku płynności wyraża się zwykle w ujęciu procentowym, co wynika z jego multiplikatywnego charakteru (tymczasem reszty obliczone w sposób klasyczny zakładałyby addytywność dyskonta). Jako zmienną objaśniającą w regresji pomocniczej wykorzy-

stano jedynie wskaźnik płynności obrotu (pomijając zmienne objaśniające, które występują w regresji podstawowej), ze względu na fakt, iż nieistotność statystyczna zmiennych objaśniających z regresji podstawowej w regresji pomocniczej mogłaby skutkować obciążeniem szacunku parametru strukturalnego stojącego przy zmiennej wyrażającej płynność obrotu akcjami.

Proponowana procedura badawcza opiera się na kilku kluczowych założeniach. Najważniejszym z nich jest założenie o liniowości zależności między mnożnikami wyceny poszczególnych spółek a czynnikami (zmiennymi objaśniającymi) determinującymi wartości tych mnożników. Warunkiem wykorzystania tej metodologii jest również uzyskanie odpowiednio wysokiego stopnia dopasowania regresji podstawowej do danych rzeczywistych (tak, by maksymalnie duża część czynników determinujących kształtowanie się mnożników wyceny była ujęta w regresji podstawowej).

Zaletą zaproponowanej metodologii jest jej duża prostota, a przede wszystkim wysoka obiektywność badawcza (brak konieczności przyjmowania istotnych subiektywnych założeń). Jej wadą natomiast jest brak możliwości uwzględnienia wielu czynników niemierzalnych wpływających na rynkową wycenę spółek giełdowych.

W badaniu wykorzystano dane następujących spółek: Arcus SA, Asseco Business Solutions SA, Asseco Poland SA, ATM SA, B3System SA, Comarch SA, CSS SA, Infovide-Matrix SA, LSI Software SA, Macrologic SA, Novitus SA, PC Guard SA, Power Media SA, Procad SA, Quantum-Software SA, Qumak-Sekom SA, Simple SA, Sygnity SA, Talex SA, Techmex SA, Teta SA, Unima2000 SA, Wasko SA, Wola Info SA oraz Betacom SA. Kryterium doboru spółek była ich klasyfikacja do sektora informatycznego według Gazety Giełdy „Parkiet”. W badaniu wykorzystano te spośród notowanych na GPW spółek informatycznych, dla których uzyskano wszystkie niezbędne do analizy dane.

Analizę przeprowadzono na podstawie danych finansowych za cały rok 2008 oraz za pierwsze półrocze 2008 i 2009 r. (pomijając dostępne dane za okresy późniejsze) w celu oparcia szacunków na najświeższych dostępnych danych audytowanych (dostępne dane za okresy późniejsze nie podlegały dotychczas badaniu przez biegłego rewidenta). Mnożniki wyceny obliczono na dzień 31 sierpnia 2009 r. (a nie 30 czerwca 2009 r.) w celu uwzględnienia opóźnienia, jakie ma miejsce pomiędzy dniem bilansowym (30 czerwca) a momentem publikacji raportu finansowego dotyczącego półrocza kończącego się w tym dniu bilansowym.

Przed selekcją zmiennych objaśniających w regresji podstawowej dokonano identyfikacji oraz eliminacji obserwacji nietypowych. Wykorzystana metoda bazowała na analizie istotności parametrów strukturalnych, uzyskanych dla zmiennych zero-jedynkowych, skonstruowanych dla potencjalnych obserwacji nietypowych. W metodzie tej oszacowano najpierw parametry regresji przed selekcją zmiennych objaśniających (tj. z wszystkimi potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi). W celu weryfikacji występowania obserwacji nietypowych obliczono reszty

regresji oraz wyszukano obserwację o najwyższej wartości bezwzględnej składnika resztowego. Następnie utworzono zero-jedynkową zmienną objaśniającą, przyjmującą wartość 1 dla zidentyfikowanej obserwacji o najwyższym module składnika resztowego oraz wartość 0 dla wszystkich pozostałych obserwacji. Zmienną tą dodano do zestawu zmiennych objaśniających i ponownie oszacowano parametry regresji. Jeżeli dodana zero-jedynkowa zmienna okazała się istotna statystycznie, przyjmowano, iż zidentyfikowana obserwacja ma charakter obserwacji nietypowej. Obserwacja ta była usuwana z modelu. Następnie dokonano przeszacowania regresji (po usunięciu zidentyfikowanej obserwacji nietypowej) i zidentyfikowano kolejną obserwację o najwyższym module składnika resztowego, po czym skonstruowano kolejną zmienną binarną, przyjmującą wartość 1 w przypadku obserwacji o najwyższym module reszty oraz wartości 0 dla wszystkich pozostałych obserwacji. Zmienną tą dodano do zestawu zmiennych objaśniających, po czym dokonano ponownej estymacji parametrów oraz analizy istotności statystycznej zmiennych. Procedurę eliminacji obserwacji nietypowych powtarzano do momentu, kiedy i -ta skonstruowana zmienna zero-jedynkowa okazała się nieistotna statystycznie. Ostateczna wersja regresji podstawowej została zatem oszacowana w oparciu o próbę statystyczną obejmującą wszystkie obserwacje (w tym przypadku spółki giełdowe), w odniesieniu do których nie stwierdzono, iż są to obserwacje nietypowe. Ponieważ obserwacje nietypowe mogą występować także w regresji pomocniczej, również w tym przypadku zastosowano analogiczną procedurę ich eliminacji (w związku z czym liczba obserwacji w regresji podstawowej może się różnić od liczby obserwacji w regresji pomocniczej).

W regresjach podstawowych jako potencjalne zmienne objaśniające wykorzystano kilkanaście popularnych wskaźników finansowych (w tym wskaźniki rentowności, płynności, zadłużenia oraz rotacji). W selekcji zmiennych objaśniających wykorzystano procedurę regresji krokowej, opisaną w pracy Nilsson i Nilsson [1994]. Na każdym etapie szacowania regresji ocenie poddawano istotność poszczególnych zmiennych objaśniających na poziomie istotności 5% (z wykorzystaniem statystyk t -Studenta) oraz ogólną istotność regresji (z wykorzystaniem testu F). W celu ograniczenia zniekształcającego wpływu potencjalnej heteroskedastyczności reszt na statystyki istotności błędy średnie ocen parametrów szacowano przy wykorzystaniu ważonej metody najmniejszych kwadratów. Wagi poszczególnych obserwacji stanowiły tu odwrotności modułów reszt uzyskanych przy zastosowaniu klasycznej metody najmniejszych kwadratów [Nowak 1994].

Skonstruowane według opisanej procedury regresje podstawowe umożliwiły oszacowanie tzw. wewnętrznych (tzn. uzasadnionych przez fundamenty finansowe) mnożników wyceny. Wartości te określają postulowane mnożniki wyceny spółek przy danych fundamentach finansowych. Jednak zwykle rzeczywiste wartości mnożników różnią się od oszacowanych w ten sposób wartości wewnętrznych, na co wpływ może mieć wiele czynników, których nie uwzględniono w regresji pod-

stawowej, w tym płynność obrotu akcjami. Jeżeli płynność obrotu jest istotnym czynnikiem, wówczas regresja pomocnicza kwantyfikuje wpływ tej płynności na wycenę, umożliwiając tym samym oszacowanie dyskonta z tytułu braku płynności poprzez podstawienie do regresji pomocniczej danych spółki niepublicznej (w przypadku której wskaźnik płynności obrotu przyjmuje wartość zerową) oraz danych „przeciętnej” spółki publicznej (tj. spółki charakteryzującej się przeciętną płynnością obrotu).

Estymacji dyskonta z tytułu braku płynności adekwatnego dla spółki niepublicznej z branży informatycznej dokonano, stosując następującą procedurę:

1. Obliczono medianę danego mnożnika w grupie analizowanych spółek giełdowych (włączając w to spółki usunięte jako obserwacje nietypowe w procesie estymacji regresji podstawowej oraz regresji pomocniczej).

2. Obliczono medianę wskaźnika płynności obrotu akcji w grupie analizowanych spółek.

3. Obliczono teoretyczną wartość zmiennej objaśnianej regresji pomocniczej dla „przeciętnej” spółki giełdowej (przez podstawienie do regresji pomocniczej obliczonej w punkcie 2 mediany wskaźnika płynności obrotu akcji w grupie analizowanych spółek).

4. Obliczono teoretyczną wartość zmiennej objaśnianej regresji pomocniczej dla spółki niepublicznej (przez podstawienie do regresji pomocniczej obliczonej w punkcie 2 zerowej wartości wskaźnika płynności obrotu akcji, odzwierciedlającej brak jakiegokolwiek płynnego obrotu akcjami spółki niepublicznej).

5. Dokonano korekty mediany danego mnożnika (obliczonej w punkcie 1) dla „przeciętnej” spółki giełdowej (przez pomnożenie mediany mnożnika przez obliczoną w punkcie 3 teoretyczną wartość zmiennej objaśnianej regresji pomocniczej dla „przeciętnej” spółki giełdowej) oraz korekty mediany mnożnika dla spółki niepublicznej (przez pomnożenie mediany mnożnika przez obliczoną w punkcie 4 teoretyczną wartość zmiennej objaśnianej regresji pomocniczej dla spółki niepublicznej).

6. Podzielono skorygowaną wartość mnożnika dla spółki niepublicznej przez skorygowaną wartość mnożnika dla „przeciętnej” spółki giełdowej.

5. Otrzymane rezultaty

Tabele 1 i 2 przedstawiają rezultaty regresji podstawowych oraz pomocniczych w przypadku spółek z branży informatycznej notowanych na GPW. Obydwie regresje podstawowe okazały się istotne statystycznie na poziomie istotności poniżej 1%, co potwierdza, iż zachodzą istotne statystycznie związki między wartościami mnożników wyceny spółek a wskaźnikami finansowymi tych spółek. Obydwie regresje podstawowe charakteryzują się również stosunkowo wysokim stopniem dopasowania do danych rzeczywistych. Natomiast mniej jednoznaczne rezultaty otrzymano w przypadku regresji pomocniczych. W przypadku mnożnika C/P regre-

sja pomocnicza okazała się nieistotna statystycznie na standardowych poziomach istotności oraz charakteryzuje się ujemną wartością skorygowanego współczynnika determinacji. Znacznie bardziej obiecujące rezultaty uzyskano w przypadku regresji pomocniczej dla mnożnika C/WK, która okazała się istotna na poziomie istotności poniżej 2% oraz wykazała relatywnie wysoką wartość skorygowanego współczynnika determinacji (zważywszy, iż zmienną objaśnianą stanowią reszty regresji podstawowej, czyli obserwacje o wysokiej zmienności). Biorąc to pod uwagę, dalszej analizie poddano jedynie regresje oszacowane dla mnożnika C/WK.

Tabela 1. Rezultaty estymacji regresji podstawowej oraz regresji pomocniczej mnożnika C/P (cena do przychodów ze sprzedaży) giełdowych spółek z branży informatycznej na dzień 31 sierpnia 2009 r.

Regresja podstawowa: Zmienna objaśniana: mnożnik C/P spółek z branży informatycznej na dzień 31 sierpnia 2009 r.		
Zmienne objaśniające	Parametry strukturalne ^{a)}	Dodatkowe statystyki regresji
Wyraz wolny	1,23 (26,57)	Liczba obserwacji: 22
Rentowność operacyjna ^{b)}	2,58 (11,26)	Skorygowany R-kwadrat: 0,73
Rotacja aktywów ^{c)}	-0,26 (-8,09)	Statystyka F: 19,59
Wskaźnik ogólnego zadłużenia ^{d)}	-0,84 (-3,64)	Istotność statystyki F: 0,00001
Regresja pomocnicza: Zmienna objaśniana: MW_r / MW_t , gdzie: MW_r – rzeczywisty mnożnik C/P na dzień 31 sierpnia 2009 roku MW_t – wewnętrzny (uzyskany z regresji podstawowej) mnożnik C/P na dzień 31 sierpnia 2009 roku		
Zmienne objaśniające	Parametry strukturalne*	Dodatkowe statystyki regresji
Wyraz wolny	0,95 (23,60)	Liczba obserwacji: 18
Wskaźnik płynności obrotu akcji ^{e)}	0,58 (3,07)	Skorygowany R-kwadrat: -0,002 Statystyka F: 0,96 Istotność statystyki F: 0,342237

- a) W nawiasach podano wartości statystyk t -Studenta.
 b) Zysk operacyjny w okresie III kwartał 2008 – II kwartał 2009 / przychody ze sprzedaży w okresie III kwartał 2008 – II kwartał 2009.
 c) Przychody ze sprzedaży w okresie III kwartał 2008 – II kwartał 2009 / aktywa ogółem na koniec II kwartału 2009 roku.
 d) Zobowiązania ogółem wraz z rezerwami na koniec II kwartału 2009 / aktywa ogółem na koniec II kwartału 2009.
 e) Wskaźnik obrotu akcji w I półroczu 2009 (relacja uroczonej obrotów za I półrocze 2009 do kapitalizacji giełdowej na koniec I półrocza 2009).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GPW, Gazety Giełdy „Parkiet” oraz portalu Money.pl.

Tabela 3 przedstawia szacunek dyskonta z tytułu braku płynności uzasadnionego dla spółki niepublicznej z branży informatycznej (oszacowanego w oparciu o regresję pomocniczą mnożnika C/WK).

Tabela 2. Rezultaty estymacji regresji podstawowej oraz regresji pomocniczej mnożnika C/WK (cena do wartości księgowej) giełdowych spółek z branży informatycznej na dzień 31 sierpnia 2009 r.

Regresja podstawowa		
Zmienna objaśniana: mnożnik C/WK spółek z branży informatycznej na dzień 31 sierpnia 2009 roku		
Zmienne objaśniające:	Parametry strukturalne ^{a)}	Dodatkowe statystyki regresji:
Wyraz wolny	0,73 (48,07)	Liczba obserwacji: 19
Rentowność kapitałów własnych ^{b)}	2,19 (16,89)	Skorygowany R-kwadrat: 0,66
Wskaźnik ogólnego zadłużenia ^{c)}	1,06 (22,35)	Statystyka F: 18,77
		Istotność statystyki F: 0,00006
		Metoda estymacji: ważona MNK
Regresja pomocnicza		
Zmienna objaśniana: MW_r / MW_t , gdzie:		
MW_r – rzeczywisty mnożnik C/WK na dzień 31 sierpnia 2009 roku		
MW_t – wewnętrzny (uzyskany z regresji podstawowej) mnożnik C/WK na dzień 31 sierpnia 2009 roku		
Zmienne objaśniające:	Parametry strukturalne ^{a)}	Dodatkowe statystyki regresji:
Wyraz wolny	0,90 (96,31)	Liczba obserwacji: 18
Wskaźnik płynności obrotu akcji ^{d)}	0,52 (10,15)	Skorygowany R-kwadrat: 0,26
		Statystyka F: 6,86
		Istotność statystyki F: 0,01860

^{a)} W nawiasach podano wartości statystyk *t*-Studenta.

^{b)} Zysk netto w okresie III kwartał 2008 – II kwartał 2009/kapitały własne na koniec II kwartału 2009.

^{c)} Zobowiązania ogółem wraz z rezerwami na koniec II kwartału 2009/aktywa ogółem na koniec II kwartału 2009.

^{d)} Wskaźnik obrotu akcji w I półroczu 2009 (relacja urocznionych obrotów za I półrocze 2009 do kapitalizacji giełdowej na koniec I półrocza 2009).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GPW, Gazety Giełdy „Parkiet” oraz portalu Money.pl.

Jak wskazują przedstawione powyżej szacunki, dyskonto z tytułu braku płynności uzasadnione dla typowej polskiej spółki niepublicznej z branży informatycznej wynosiło na koniec sierpnia 2009 r. prawie 7,6%. Znajdowało się ono zatem na poziomie znacznie niższym niż przyjmowane zwykle przez analityków w wycenach polskich spółek niepublicznych (15-20%). Stanowi to częściowe potwierdzenie argumentów wskazujących na zasadność przyjmowania w wycenach spółek prywatnych w Polsce dyskonta z tytułu braku płynności na poziomach niższych niż oszacowane dla bardziej dojrzałych rynków kapitałowych [Welc 2009]. Wydaje się przy tym, iż wobec braku praktycznej możliwości zastosowania w warunkach polskich innych metod szacowania dyskonta z tytułu braku płynności, zaprezentowana metoda stanowi użyteczne i obiektywne narzędzie analityczne.

Tabela 3. Szacunek dyskonta z tytułu braku płynności, uzasadnionego dla polskiej spółki niepublicznej z branży informatycznej na dzień 31 sierpnia 2009 r.

1) Mediana mnożnika C/WK w grupie polskich spółek giełdowych z branży informatycznej	1,047
2) Mediana wskaźnika płynności obrotu akcji w grupie polskich spółek giełdowych z branży informatycznej	14,3%
3) Założona wartość wskaźnika płynności obrotu akcji w przypadku spółki niepublicznej z branży informatycznej	0,0%
4) Korekta wartości mnożnika C/WK w przypadku „przeciętnej” spółki giełdowej z branży informatycznej ^{a)}	0,970
5) Korekta wartości mnożnika C/WK w przypadku spółki niepublicznej z branży informatycznej ^{b)}	0,896
6) Skorygowana wartość mnożnika C/ w przypadku „przeciętnej” spółki giełdowej z branży informatycznej ^{c)}	1,016
7) Skorygowana wartość mnożnika C/WK w przypadku spółki niepublicznej z branży informatycznej ^{d)}	0,939
8) Szacunek dyskonta z tytułu braku płynności ^{e)}	-7,6%

^{a)} Obliczona przez podstawienie mediany wskaźnika płynności w grupie spółek giełdowych (wiersz 2) do regresji pomocniczej mnożnika C/WK.

^{b)} Obliczona przez podstawienie założonego wskaźnika płynności w przypadku spółki niepublicznej (wiersz 3) do regresji pomocniczej mnożnika C/WK.

^{c)} 1) × 4).

^{d)} 1) × 5).

^{e)} 7)/(6).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GPW, Gazety Giełdy „Parkiet” oraz portalu Money.pl.

6. Wnioski końcowe

Dyskonto z tytułu braku płynności stanowi istotny parametr wykorzystywany w wycenach spółek prywatnych. W artykule zaprezentowano możliwość zastosowania koncepcji przyczynowości w sensie Grangera w szacowaniu tego dyskonta w warunkach polskich (na przykładzie spółek z branży informatycznej). Zaproponowana metodologia bazuje na stosunkowo niewielkim zakresie publicznie dostępnych informacji (regularnie publikowanych przez Giełdę Papierów Wartościowych oraz przez spółki giełdowe) oraz charakteryzuje się wysoką obiektywnością. Może być zatem stosowana z dużą częstotliwością, umożliwiając częstą aktualizację szacunków dyskonta. Proponowane podejście opiera się na regresyjnej analizie związku przyczynowego (w sensie przyczynowości Grangera) między mnożnikami wyceny spółek a wskaźnikami płynności obrotu akcji tych spółek. Zastosowanie tej metodologii w przypadku grupy spółek z branży informatycznej dało szacunek dyskonta z tytułu braku płynności (na koniec sierpnia 2009 r.), uzasadnionego w wycenie polskich spółek niepublicznych z branży informatycznej (charakteryzujących się zerową płynnością obrotu), na relatywnie niskim poziomie wynoszącym ok. 7,6%. Jest to poziom znacznie niższy niż zakładany apriorycznie przez analityków w wycenach spółek prywatnych. Z ekonomicznego punktu widzenia oznacza to, że stosowane za-

zwyczaj przez wyceniających dyskonto na apriorycznym poziomie w przedziale 15-20% może skutkować istotnym zanizaniem uzyskiwanych wycen. Oszacowane relatywnie niskie dyskonto w warunkach polskich może wynikać z obowiązujących w Polsce stosunkowo restrykcyjnych regulacji dotyczących obowiązku ogłoszenia wezwania w transakcjach zbycia znaczących pakietów akcji spółek publicznych (co sprawia, iż w wielu przypadkach zbywalność akcji spółek publicznych może być ograniczona w stopniu znacznie większym niż w przypadku spółek prywatnych).

Literatura

- Anderson A.J., Long M.S., *What value for marketability?* SSRN Working Papers, September 2008.
- Bajaj M., Denis D.J., Ferris S.P., Sarin A., *Firm value and marketability discounts*, SSRN Working Papers, February 2001.
- Bruner R.F., Palacios M., *Valuing control and marketability*, Batten Institute Working Papers, May 2004.
- Charemza W.W., Deadman F.D., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- Damodaran A., *Marketability and value: Measuring the illiquidity discount*, Stern School of Business Working Papers, July 2005.
- DePamphilis D., *Mergers, Acquisitions and Other Restructuring Activities*, Elsevier, London 2010.
- Emory J.D., *The Value of Marketability as Illustrated in Initial Public Offerings of Common Stock*, "Business Valuation Review" vol. 14, no. 4, December 1995.
- Feldman S. J., *Revisiting the Liquidity Discount Controversy: Establishing a Plausible Range*, Axiom Valuation Solutions, http://www.axiomvaluation.com/documents/2004.10.26_revisitingtheliquiditydiscount.pdf, (15.11.2009).
- Finnerty J.D., *The impact of transfer restrictions on stock prices*, AFA Meetings Proceedings, Washington 2002.
- Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa 2000.
- Kumah E., Damgaard J., Elkjaer T., *Valuation of unlisted direct investment equity*, International Monetary Fund Working Papers, Washington, November 2009.
- Maynes E., Pandes J.A., *Private placements of equity and liquidity*, EFA Athens Meetings Paper, September 2009.
- Nilsson C., Nilsson J., *A time series approach to selecting inflation indicators*, Sveriges Riksbank Arbetsrapport, Stockholm 1994.
- Nowak E., *Zarys metod ekonometrii*, PWN, Warszawa 1994.
- Palepu K.G., Healy P.M., Bernard V.L., *Business Analysis & Valuation Using Financial Statements*, Thomson South-Western, Mason 2004.
- Penman S.H., *Financial Statement Analysis and Security Valuation*, McGraw-Hill, New York 2007.
- Pratt S.P., *Business Valuation Discounts and Premiums*, John Wiley & Sons, New York 2001.
- Pratt S.P., *Cost of Capital. Estimation and Applications*, John Wiley & Sons, Hoboken 2002.
- Verninmen P. (ed.), *Corporate Finance. Theory and Practice*, John Wiley & Sons, Chichester 2005.
- Welc J., *Ocena zasadności stosowania dyskonta z tytułu braku płynności w wycenach polskich spółek niepublicznych*, [w:] G. Borys (red.), *Nauki o finansach*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 61, Wydawnictwo UE, Wrocław 2009.
- Welc J., *The effectiveness of fundamentally-adjusted price-to-sales multiple in stock valuation – the case of Warsaw Stock Exchange*, 1st International Conference on Finance, Business & Accounting: Global Economic Meltdown Opportunities and Challenges, Conference Proceedings, Universiti Tun Abdul Razak, Kuala Lumpur 2009a.

GRANGER CAUSALITY IN ESTIMATING THE ILLIQUIDITY DISCOUNT IN THE CASE OF COMPANIES FROM IT INDUSTRY

Summary: Liquidity risk is related to financial instruments traded on small markets characterized by difficulties of selling the assets at expected prices. This risk is in practice associated with the necessity of accepting selling prices lower than prices of similar assets that are quoted on liquid markets. The necessity of allowing for the liquidity risk constitutes an important aspect of valuing private companies. Because of many difficulties related to quantifying this risk, most analysts use some “rules of thumb” resulting in applying illiquidity discount on some arbitrary level (usually in the range between 15 and 20%). Such a simplified approach can result in significant decrease of valuation’ accuracy. The paper proposes method of quantifying the illiquidity discount for polish private companies based on the statistical analysis of the relationship between the companies’ valuation multiples and the turnover liquidity ratios of those companies’ stocks.