

SZYMON STERENĆZAK<sup>a</sup>, JAROSŁAW KUBIAK<sup>b</sup>

## HIERARCHIA ŹRÓDEŁ FINANSOWANIA PRZEDSIĘBIORSTW W KONTEKŚCIE PŁYNNOŚCI AKCJI NA RYNKU KAPITAŁOWYM<sup>1</sup>

### PECKING ORDER OF COMPANIES' FINANCING SOURCES IN THE CONTEXT OF STOCK LIQUIDITY IN THE CAPITAL MARKET

This paper aims to assess whether stock liquidity is related to the use of particular financing sources. Previous research indicates that stock liquidity mitigates the adverse effects of information asymmetry, suggesting that it may also influence companies' choice of financing sources. The research sample consists of companies listed in fourteen Central and Eastern European countries. A set of statistical and econometric methods were used to test the hypotheses, in particular the Tobit models and the extended model of Shyam-Sundars and Myers (1999). The findings indicate that companies with more liquid shares finance their operations to a lesser extent from retained earnings than companies with less liquid shares. Thus, stock liquidity differentiates companies in terms of their preference for internal financing. The findings also suggest that stock liquidity differentiates companies' choices of external financing sources. To a greater extent, however, this relates to the liquidity of a country's entire equity market, rather than the liquidity of an individual company's shares. The relationships between stock liquidity and the level of retained earnings, and between stock liquidity and the choice of external financing sources, are more pronounced in the group of companies more prone to the adverse effects of information asymmetry. This, in turn, confirms that stock liquidity affects the pecking order of corporate financing sources by alleviating the adverse effects of information asymmetry. The findings may be useful in particular for managers and market regulators as a motivation to improve the liquidity of listed shares.

Keywords: pecking order theory; sources of financing; information asymmetry; stock liquidity; retained earnings

---

<sup>a</sup> Poznań University of Economics and Business, Poland /  
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska  
szymon.sterenczak@ue.poznan.pl, <https://orcid.org/0000-0003-4825-3229>

<sup>b</sup> Poznań University of Economics and Business, Poland /  
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska  
jaroslaw.kubiak@ue.poznan.pl, <https://orcid.org/0000-0001-6479-7811>

<sup>1</sup> Finansowanie: Badania zostały sfinansowane ze środków projektu badawczego przyznane-go przez Narodowe Centrum Nauki (2017/27/N/HS4/00751).

Celem niniejszego artykułu jest odpowiedź na pytanie, czy płynność akcji ma związek z wykorzystaniem poszczególnych źródeł finansowania. Dotychczasowe badania wskazują, że płynność akcji łagodzi negatywne skutki asymetrii informacji, co sugeruje, że może także wpływać na wybór przedsiębiorstw odnośnie do źródeł finansowania. Próbę badawczą stanowią spółki notowane w czternastu krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Do weryfikacji hipotez wykorzystano szereg metod statystyczno-ekonometrycznych, w szczególności modele tobitowe oraz rozszerzony model Shyam-Sunders i Myersa (1999). Wyniki badań wskazują, że spółki, których akcje są bardziej płynne, w mniejszym stopniu finansują swoją działalność z zysków zatrzymanych niż spółki o mniej płynnych akcjach. Płynność akcji różnicuje zatem spółki pod kątem preferencji odnośnie do finansowania wewnętrznego. Wyniki badań sugerują także, że płynność akcji różnicuje wybór przedsiębiorstw w zakresie źródeł zewnętrznego finansowania. W większym stopniu jednak dotyczy to płynności całego rynku akcji w danym kraju aniżeli płynności akcji pojedynczej spółki. Zależności między płynnością akcji a poziomem zysków zatrzymanych oraz wyborem zewnętrznych źródeł finansowania są bardziej wyraźne w grupie spółek wysoce narażonych na negatywne skutki asymetrii informacji. To z kolei potwierdza, że płynność akcji oddziałuje na hierarchię źródeł finansowania przedsiębiorstw przez zmniejszanie negatywnych skutków asymetrii informacji. Wyniki badań mogą być przydatne w szczególności dla menedżerów i regulatorów rynku jako motywacja do zwiększania płynności akcji notowanych na giełdzie.

Słowa kluczowe: teoria hierarchii; źródła finansowania; asymetria informacji; płynność akcji; zyski zatrzymane

---

## I. WSTĘP

Jedną z najważniejszych funkcji rynków kapitałowych jest transformacja oszczędności (kapitału), głównie należących do gospodarstw domowych, w inwestycje najczęściej dokonywane przez przedsiębiorstwa. By rynek mógł wypełniać tę funkcję w sposób efektywny, tj. gwarantujący dawcom kapitału (inwestorom) wymaganą stopę zwrotu przy zachowaniu odpowiedniego poziomu ryzyka z jednej strony, a także dający biorcom kapitału (przedsiębiorstwom) możliwość pozyskania go po jak najniższym koszcie z drugiej strony, wymagane jest spełnienie kilku warunków. Jednym z nich jest równy dostęp do informacji dla wszystkich uczestników rynku, w szczególności dawców i biorców kapitału. Sytuacja taka pozwala przede wszystkim inwestorom na dokonanie oceny ich potencjalnej inwestycji pod kątem możliwej do uzyskania stopy zwrotu oraz ryzyka. W praktyce jednak pomiędzy uczestnikami rynku występuje asymetria informacji, która utrudnia efektywną alokację kapitału.

Na rynku kapitałowym asymetria informacji przejawia się tym, że menedżerowie dysponują znacznie większą wiedzą na temat działań i perspektyw rozwoju przedsiębiorstwa niż inwestorzy zewnętrzni. Skutkiem takiego stanu rzeczy może być przede wszystkim negatywna selekcja (*adverse selection*) oraz pokusa nadużycia (*moral hazard*; Akerlof, 1970). Negatywna selekcja powoduje wypieranie lepszego produktu przez gorszy, a więc alokację kapitału w przedsiębiorstwach o niższej jakości. Pokusa nadużycia może z kolei powodować celowe wykorzystanie przez przedsiębiorstwa swojej przewagi informacyjnej w celu osiągnięcia korzyści kosztem drugiej strony kontraktu.

Obydwie konsekwencje asymetrii informacji między menedżerami a inwestorami zewnętrznymi mogą prowadzić do zjawiska przeinwestowania, tj. pozyskania przez przedsiębiorstwo kapitału w ilości znacznie przekraczającej jego potrzeby inwestycyjne, bądź niedoinwestowania, tj. niemożności sfinansowania przez przedsiębiorstwo opłacalnych inwestycji z powodu trudności w pozyskaniu kapitału. Obydwie te sytuacje należy postrzegać zdecydowanie negatywnie, gdyż prowadzą do nieefektywnej alokacji zasobów w gospodarce.

Mając na celu jak najbardziej racjonalne wykorzystanie kapitału, zarówno podmioty regulujące rynek, jak i przedsiębiorstwa powinny dążyć do zmniejszenia asymetrii informacji, a także jej negatywnych konsekwencji. Przedsiębiorstwa mogą przewycięzać ten problem dzięki odpowiedniemu kształtowaniu źródeł finansowania działalności, co wynika bezpośrednio z teorii hierarchii źródeł finansowania (Myers i Majluf, 1984). W myśl tej teorii, podejmując decyzję dotyczącą źródeł finansowania, przedsiębiorstwa nie dążą do osiągnięcia docelowej struktury kapitału (relacji długu do kapitału własnego), ale starają się wykorzystać takie źródła kapitału, których użycie zredukuje negatywne skutki asymetrii informacji. Teoria ta powstała jako próba wyjaśnienia obserwacji Donaldsona, z których wynika, że przedsiębiorstwa preferują finansowanie ze źródeł wewnętrznych niż zewnętrznych, a w przypadku konieczności sięgnięcia do źródeł zewnętrznych – preferują dług zamiast kapitału własnego (Donaldson, 1961).

Prowadzone w ostatnich latach badania z pogranicza mikrostruktury rynku kapitałowego i finansów przedsiębiorstw sugerują, że płynność akcji, tj. łatwość, z jaką duża ilość akcji może zostać tanio i szybko kupiona lub sprzedana, może łagodzić negatywne skutki asymetrii informacji (Jiang i in., 2017; Stereńczak i Kubiak, 2022). Kwestią otwartą pozostaje, czy płynność akcji, mogąca łagodzić skutki asymetrii informacji, wpływa na hierarchię źródeł finansowania przedsiębiorstw. Celem niniejszego artykułu jest odpowiedź na pytanie, czy płynność akcji ma związek z wykorzystaniem poszczególnych źródeł finansowania. W szczególności, czy płynność akcji różnicuje zakres wykorzystania finansowania wewnętrznego (zysków zatrzymanych), a także preferencje przedsiębiorstw w zakresie finansowania zewnętrznego.

Próbę badawczą stanowią spółki notowane na giełdach papierów wartościowych czternastu krajów Europy Środkowo-Wschodniej (Bułgaria, Chorwacja, Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Rosja, Rumunia, Serbia, Słowacja, Słowenia, Ukraina i Węgry) w okresie między rokiem 2009 a 2021. Rynki te stanowią ciekawy obszar badań ze względu na z jednej strony niski, a z drugiej – zróżnicowany stopień rozwoju i płynności akcji. Kraje postkomunistyczne cechują się wysokim stopniem asymetrii informacji i niskim poziomem ochrony praw inwestorów mniejszościowych. Niski poziom rozwoju (wg klasyfikacji MSCI kraje Europy Środkowo-Wschodniej są traktowane jako wschodzące lub graniczne), połączony z dużą liczbą małych spółek i ogólną niską płynnością notowanych walerów, potęguje efekty asymetrii informacji. Co równie istotne, firmy z krajów byłego bloku wschodniego przede wszystkim pozyskują kapitał obcy przez zaciąganie kredytów bankowych aniżeli bezpośrednio przez rynki finansowe.

Wyniki badań wskazują, że przedsiębiorstwa o różnym poziomie płynności akcji różnią się hierarchią źródeł finansowania. Spółki, których akcje są bardziej płynne, w mniejszym stopniu finansują się zyskami zatrzymanymi niż spółki z mniej płynnymi akcjami. Płynność akcji różnicuje także preferencje spółek w zakresie doboru zewnętrznych źródeł finansowania. Niższa płynność akcji powoduje większą preferencję przedsiębiorstwa do finansowania deficytu z wykorzystaniem długu. Obydwie analizowane zależności są bardziej wyraźne w spółkach bardziej narażonych na negatywne skutki asymetrii informacji. Sugeruje to, że płynność akcji oddziałuje na hierarchię źródeł finansowania przez łagodzenie negatywnych skutków asymetrii informacji.

Pozostała część artykułu podzielona została na cztery części i kolejno przedstawia przegląd literatury, na podstawie którego postawiono hipotezy badawcze, następnie przedstawione zostały źródła danych i metody badawcze zastosowane w części empirycznej oraz zaprezentowano wyniki badań empirycznych. Artykuł zamykają podsumowanie i wnioski z przeprowadzonych analiz.

## II. PRZEGLĄD LITERATURY I HIPOTEZY BADAWCZE

Zgodnie z teorią hierarchii źródeł finansowania przedsiębiorstwa nie mają na celu osiągnięcia docelowej struktury finansowania, ale pozyskują kapitał w zależności od swoich potrzeb inwestycyjnych. Gdy konieczne jest pozyskanie środków na sfinansowanie inwestycji, w pierwszej kolejności pozyskują one takie źródła finansowania, które zmniejszają negatywne skutki asymetrii informacji. Dopiero po wyczerpaniu możliwości pozyskania kapitału ze źródeł znajdującego się wyżej w hierarchii sięgają do będących niżej (Myers i Majluf, 1984). Kolejność wyboru źródeł kapitału zbliżona jest do zaobserwowanej przez Donaldsona (1961), tj. zyski zatrzymane, kapitał obcy, instrumenty hybrydowe, emisja akcji. Im niżej w hierarchii znajduje się dane źródło, tym więcej negatywnych konsekwencji asymetrii informacji występuje przy pozyskiwaniu finansowania.

Prowadzone w nurcie teorii hierarchii badania wskazują na to, że opisuje ona zachowania przedsiębiorstw w zakresie pozyskiwania kapitału adekwatnie do rzeczywistości<sup>2</sup>. Dotyczy to w szczególności przedsiębiorstw amerykańskich (Shyam-Sunder i Myers, 1999), o niskim poziomie zadłużenia oraz wysokiej rentowności (Fama i French, 2002). Frank i Goyal (2003) wykazali, że większe spółki wykorzystują finansowanie długiem w większym stopniu niż spółki małe, dla których hierarchia źródeł finansowania jest nieco odmienna.

---

<sup>2</sup> Należy oczywiście zaznaczyć, że istnieją badania wskazujące na sytuacje, w których tezy teorii hierarchii nie pozwalają wyjaśnić zachowań przedsiębiorstw w zakresie doboru źródeł finansowania. Coraz częściej wskazuje się, że w poszukiwaniu determinant struktury kapitału należy korzystać z różnych teorii, które mogą się wzajemnie uzupełniać. Podkreśla się, że dwie najbardziej wpływowe teorie – teoria kompromisu i teoria hierarchii nie wykluczają się wzajemnie (Cotei i Farhat, 2009).

Może wynikać to z faktu, że mniejsze przedsiębiorstwa są bardziej podatne na asymetrię informacji, a wybór emisji akcji zamiast pozyskania długu może być powodowany obawami o wzrost problemów asymetrii informacji w przyszłości (Halov, 2006). Jest to zbieżne z zaleceniami Myersa i Majlufa (1984), którzy rekomendowali, by spółki niedoświadczające znacznej asymetrii informacji starały się budować elastyczność finansową na przyszłość. Prowadzone w ostatnich latach badania pośrednio również potwierdzają słuszność tej teorii hierarchii źródeł finansowania. Shen (2014) wykazał, że w przypadku zwiększenia asymetrii informacji przedsiębiorstwa zaciągają dług, by spłacić kapitał własny. Ponadto spółki, których akcjonariusze doświadczają bardziej dotkliwej asymetrii informacji, są bardziej zadłużone (Qu i in., 2018). Tezy teorii hierarchii znalazły potwierdzenie także w badaniach prowadzonych w państwach Europy Środkowej i Wschodniej (Czerwonka i Jaworski, 2021; Hernádi i Ormos, 2012).

Zatem, w myśl teorii hierarchii, zatrzymanie wypracowanych zysków bądź emisja długu ma na celu zmniejszenie negatywnych skutków asymetrii informacji. Jednakże płynność akcji również może ograniczyć ten problem. Wyższa płynność akcji zwiększa motywację inwestorów zewnętrznych do pozyskiwania informacji na temat firmy i wykorzystywania ich do dokonywania transakcji (Brogaard i in., 2017; Z. Chen i in., 2020). Wyższa płynność akcji powoduje zatem zwiększenie ilości informacji dostępnych na rynku (Ahangar, 2021) i sprawia, że większa ilość informacji jest odzwierciedlona w cenach akcji (Jiang i in., 2017; Stereńczak i Kubiak, 2022; Wang i Wei, 2021). Pomaga to zredukować asymetrię informacji między menedżerami i inwestorami zewnętrznymi (Ee i in., 2022). Efekt ten powinien być silniejszy na rynkach wschodzących, na których problemy asymetrii informacji są bardziej dotkliwe niż na rynkach rozwiniętych (Bakri i in., 2020).

Mając na względzie wskazania teorii hierarchii źródeł finansowania, a także wyniki badań empirycznych w zakresie roli, jaką płynność akcji odgrywa w łagodzeniu negatywnych skutków asymetrii informacji, można przypuszczać, że przedsiębiorstwa, których akcje są bardziej płynne, będą bardziej skłonne do wykorzystywania źródeł finansowania znajdujących się niżej w hierarchii. W związku z tym postawione zostały następujące hipotezy badawcze:

*H1: Spółki, których akcje są bardziej płynne, w mniejszym stopniu wykorzystują zyski zatrzymane jako źródło finansowania działalności niż spółki o mniej płynnych akcjach.*

*H2: Spółki, których akcje są bardziej płynne, wykazują mniejszą preferencję do finansowania zewnętrznego z wykorzystaniem kapitału obcego.*

Znaczenie łagodzącego oddziaływania płynności akcji na negatywne skutki asymetrii informacji powinno być większe przede wszystkim w przypadku przedsiębiorstw bardziej narażonych na asymetrię informacji. Jeżeli to przypuszczenie jest słuszne, to w takich przedsiębiorstwach płynność akcji powinna mocniej różnicować wykorzystanie źródeł finansowania. W związku z powyższym postawione zostały kolejne dwie hipotezy badawcze:

*H1a: Ujemna zależność między płynnością akcji a zyskami zatrzymanymi jest bardziej widoczna w spółkach o wyższym poziomie asymetrii informacji.*  
*H2a: Ujemna zależność między płynnością akcji a zakresem finansowania zewnętrznego przy pomocy długu jest bardziej widoczna w spółkach o wyższym poziomie asymetrii informacji.*

### III. CHARAKTERYSTYKA PRÓBY I METODY BADAWCZE

#### 1. Próba badawcza

Na potrzeby badania empirycznego z bazy danych Standard&Poor's Capital IQ pobrane zostały dane ze sprawozdań finansowych oraz ceny akcji spółek notowanych w czternastu krajach Europy Środkowo-Wschodniej: Bułgarii, Chorwacji, Czechach, Estonii, Polsce, Rosji, Rumunii, Serbii, Słowacji, Słowenii, Ukrainie oraz na Litwie, Łotwie i Węgrzech. Zakres czasowy badania obejmował lata 2009–2021, co było podyktowane w głównej mierze dostępnością danych wymaganych do wyznaczenia miar płynności. Początkowa próba badawcza obejmowała 2138 spółek. Z próby zostały jednak wykluczone obserwacje (spółka w danym roku), dla których nie można było obliczyć wszystkich zmiennych wykorzystywanych w badaniu, w szczególności opuszczone zostały obserwacje z mniej niż 100 dniami w roku, w trakcie których dochodziło do zawarcia jakiegokolwiek transakcji na giełdzie, oraz obserwacje z ujemną wartością kapitału własnego. Ostateczna próba badawcza obejmuje 1459 spółek i 10 797 obserwacji. Jednakże w części badania poświęconej analizie zakresu finansowania zewnętrznego z wykorzystaniem długu (weryfikacja hipotezy *H2*) wyłączone zostały przedsiębiorstwa działające w szeroko zdefiniowanym sektorze finansów. Wynika to z odmienności sprawozdań finansowych i sposobu pozyskiwania zewnętrznych źródeł finansowania tych spółek. Kryterium to spowodowało wyłączenie w drugim etapie badań 440 spółek i 2606 obserwacji.

#### 2. Dobór zmiennych do badania

Główną zmienną poddaną analizie jest płynność akcji. Poziomą płynność należy rozumieć jako stopień, w jakim inwestorzy mogą dokonywać w dowolnym momencie transakcji dużymi ilościami papierów wartościowych, bez ponoszenia kosztów i wywierania wpływu cenowego. Płynność akcji jest zatem koncepcją wielowymiarową i należy spojrzeć na nią przez pryzmat ilości (*głębokość rynku*), czasu (*natychmiastowość*), kosztu (*ciasność*) oraz wpływu cenowego (*odporność*). Nie jest zatem możliwe dokonanie pomiaru płynności przy wykorzystaniu tylko jednego narzędzia. W badaniu empirycznym zastosowane zostały dwa, najbardziej popularne i wskazywane w literaturze jako najlepsze, mierniki (Fong i in., 2017): miara Amihuda (2002) oraz procentowy kwotowany spread na zamknięcie (*Percent Quoted Closing Spread*) (Chung i Zhang, 2014). Miara Amihuda (2002) dana jest wzorem:



$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{NoTD_{it}} \sum_{m=1}^{NoTD_{it}} \frac{|r_{imt}|}{Val_{imt}}, \quad (1)$$

gdzie  $NoTD_{it}$  oznacza liczbę dni, w których dochodziło do transakcji akcjami spółki  $i$  w roku  $t$ ,  $r_{imt}$  jest dzienną logarytmiczną stopą zwrotu z  $i$ -tej akcji w dniu  $m$  roku  $t$ , a  $Val_{imt}$  oznacza odpowiednią dzienną wartość obrotu wyrażoną w euro. Ponieważ wyższe wartości miary Amihuda oznaczają niższy poziom płynności, a także w celu wyeliminowania obserwacji odstających dokonana została następująca transformacja miary Amihuda:

$$LIQ_{it}^{ILLIQ} = -\ln(1 + ILLIQ_{it}). \quad (2)$$

Procentowy kwotowany spread na zamknięcie (*Percent Quoted Closing Spread, PQCS*) liczony jest jako spread bid-ask kwotowany na koniec dnia, uśredniony dla danej firmy w danym roku (Chung i Zhang, 2014):

$$PQCS_{it} = \frac{1}{NoTD_{it}} \sum_{m=1}^{NoTD_{it}} \frac{ask_{imt} - bid_{imt}}{mid_{imt}}, \quad (3)$$

gdzie  $mid_{imt}$  jest średnią kwotowań kupna ( $ask_{imt}$ ) i sprzedaży ( $bid_{imt}$ ) akcji  $i$  znajdujących się w książce zleceń na koniec dnia  $m$  roku  $t$ . Do wyznaczenia średniej rocznej wartości  $PQCS$  wykorzystane zostały tylko te dni, dla których były dostępne kwotowania kupna i sprzedaży. Podobnie jak w przypadku miary Amihuda, aby wyższe wartości odzwierciedlały wyższy poziom płynności, a także aby zmniejszyć wpływ obserwacji odstających, zastosowano następującą transformację zmiennej:

$$LIQ_{it}^{PQCS} = -\ln(1 + PQCS_{it}). \quad (4)$$

W celu weryfikacji pierwszej hipotezy badawczej, traktującej o wykorzystaniu finansowania wewnętrznego przez spółki o różnym poziomie płynności akcji, dla każdej spółki w każdym roku obliczono wskaźnik zysków zatrzymanych:

$$RE_{it} = \frac{NI_{it-1} - DIV_{it}}{NI_{it-1}}, \quad (5)$$

gdzie  $NI_{it-1}$  oznacza zysk netto wygenerowany przez spółkę  $i$  w roku  $t-1$ , natomiast  $DIV_{it}$  jest sumą dywidend wypłaconych przez spółkę  $i$  w roku  $t$ . Wartość

$RE_{it}$  oznacza zatem część zysku netto roku poprzedniego, która została zatrzymana w spółce w celu reinwestycji.

W myśl teorii hierarchii źródeł finansowania, pozyskując kapitał, przedsiębiorstwa kierują się swoimi potrzebami inwestycyjnymi. Zasadne jest zatem, aby podczas weryfikacji drugiej hipotezy badawczej, dotyczącej pozyskiwania kapitału, nie pomijać zapotrzebowania przedsiębiorstwa na zewnętrzne źródła finansowania. W tym celu dla każdej obserwacji obliczona została wartość deficytu finansowego według następującego wzoru (Frank i Goyal, 2003):

$$DEF_{it} = DIV_{it} + CAPEX_{it} + \Delta W_{it} - OCF_{it}, \quad (6)$$

gdzie  $DIV_{it}$  oznacza wartość wypłaconych dywidend,  $CAPEX_{it}$  oznacza wydatki inwestycyjne,  $\Delta W_{it}$  jest zmianą kapitału obrotowego netto, a  $OCF_{it}$  jest przepływem pieniężnym z działalności operacyjnej spółki  $i$  w roku  $t$ . Deficyt finansowy może być pokryty albo przez emisję długu, albo przez emisję kapitału własnego, dlatego jego wartość powinna być równa sumie wartości długu wyemitowanego lub spłaconego netto ( $\Delta D$ ) oraz wartości kapitału własnego wyemitowanego lub spłaconego netto ( $\Delta E$ ). Dodatkowo wartości  $DEF$  oznaczają deficyt i zapotrzebowanie na kapitał z zewnątrz, natomiast ujemne wartości wskazują na występowanie nadwyżki i możliwość spłacenia kapitału. Dla zapewnienia porównywalności pomiędzy spółkami o różnych wielkościach, wartości deficytu zostały podzielone przez wartość aktywów wykazaną na początek roku.

### 3. Metody badawcze

Do formalnej weryfikacji hipotezy  $H1$ , a więc określenia, czy występuje zależność między płynnością akcji a zyskami zatrzymanymi, dokonano oszacowania następującego modelu:

$$RE_{it} = \alpha + \beta LIQ_{it} + \sum_{j=1}^J \gamma_j X_{jit} + \sum_{c=1}^{14} \theta_c C_{cit} + \sum_{s=1}^{11} \theta_s S_{sit} + \sum_{y=1}^{13} \theta_y Y_{yit} + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

gdzie  $LIQ$  jest transformowaną miarą płynności ( $ILLIQ$  lub  $PQCS$ ),  $X_j$  oznacza  $j$ -tą zmienną kontrolną, natomiast  $C$ ,  $S$  oraz  $Y$  są zmiennymi zero-jedynkowymi odpowiednio dla krajów, sektorów oraz lat. Pozwolą one na uwzględnienie oddziaływania czynników krajowych, sektorowych i makroekonomicznych na poziom zysków zatrzymanych w danym przedsiębiorstwie w danym roku.

W modelu (7) wartość zmiennej odzwierciedlającej poziom płynności akcji pochodzi z tego samego roku co wartość zmiennej  $RE$ , co może doprowadzić do uzyskania pozornie istotnego oszacowania parametru  $\beta$ . Wynika to z tego, że nie tylko płynność akcji może wpływać na poziom zatrzymanych zysków, ale też poziom zysków zatrzymanych może wpływać na płynność akcji. Jak jed-



nak wyniku z badań Stereńczaka i Kubiaka (2022), płynność akcji wpływa na poziom wypłat dywidend nawet po uwzględnieniu wzajemnej przyczynowości. Aby dodatkowo zmniejszyć wątpliwości dotyczące wzajemnej przyczynowości w modelu (7), przeprowadzono również testy odporności, w których miara płynności była opóźniona o rok względem zysków zatrzymanych.

Jako zmienne kontrolne ( $X$ ) w modelu (7) uwzględnione zostały cechy spółek, które w dotychczasowych badaniach zostały wykazane jako mające wpływ na poziom zysków zatrzymanych (DeAngelo i in., 2006; Dewasiri i in., 2019; Fama i French, 2001; Guo, 2016; Jabbouri, 2016; Kaźmierska-Jóźwiak, 2015; Moin i in., 2020; Yusof i Ismail, 2016). Uwzględniono: rozmiar spółki (logarytm naturalny kapitalizacji na koniec poprzedniego roku,  $\ln MV$ ), zyskowość (rentowność kapitału własnego,  $ROE$ ), poziom zadłużenia (stosunek długu do kapitału całkowitego na koniec poprzedniego roku,  $LEV$ ), możliwości wzrostu (wskaźnik wartości księgowej do rynkowej kapitału własnego,  $BMV$ ), możliwości inwestycyjne (wydatki z działalności inwestycyjnej w stosunku do wartości aktywów na koniec poprzedniego roku,  $CAPEX$ ) oraz poziom przepływów pieniężnych z działalności operacyjnej (przepływy z działalności operacyjnej w stosunku do wartości aktywów na koniec poprzedniego roku,  $OCF$ ). Ze względu na charakter zmiennej objaśnianej ( $RE$ ), model (7) został oszacowany jako model tobitowy z wykorzystaniem metody największej wiarygodności. Ponieważ zmienna objaśniana jest zmienną cenzurowaną, tzn. dla większości obserwacji przyjmuje wartość 1 i nie może przyjąć wartości wyższej, oszacowanie z wykorzystaniem klasycznej metody najmniejszych kwadratów spowodowałoby obciążenie oszacowań parametrów i błędów standardowych (Greene, 1981). W celu zapobiegnięcia heteroskedastyczności i autokorelacji składnika losowego, wynikających z nieobserwowanej zmienności pomiędzy spółkami, błędy standardowe są grupowane na poziomie spółki (Petersen, 2009). Zgodnie z hipotezą  $H1$  oczekuje się, że oszacowanie współczynnika  $\beta$  w modelu (7) będzie ujemne.

Weryfikacji tezy hierarchii źródeł finansowania dotyczącej finansowania zapotrzebowania na kapitał zewnętrzny za pomocą długu można dokonać z wykorzystaniem następującego modelu (Frank i Goyal, 2003; Shyam-Sunder i Myers, 1999):

$$\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}, \quad (8)$$

gdzie  $\Delta D_{it}$  oznacza wartość długu wyemitowanego lub spłaconego (jeżeli  $\Delta D_{it}$  przyjmuje wartości ujemne) netto przez spółkę  $i$  w roku  $t$ , a  $DEF_{it}$  jest deficytem finansowym  $i$ -tej firmy (nadwyżką jeżeli  $DEF_{it}$  ma wartość ujemną) w roku  $t$ , obliczonym zgodnie ze wzorem (6). Obydwie zmienne podzielone są przez wartość aktywów przedsiębiorstwa na początek roku. Model (8) jest szacowany z wykorzystaniem danych panelowych, tj. przekrojowo-czasowych. Oczekuje się, że  $a$  będzie statystycznie nieistotnie różne od zera, natomiast  $b_{PO}$  jest współczynnikiem kolejności wyboru (*Pecking Order Coefficient*), który od-

zwierciedla przeciętny zakres finansowania deficytu spółki za pośrednictwem emisji długu w próbie, na której jest szacowany.

Celem badania empirycznego w zakresie weryfikacji hipotezy *H2* jest określenie, czy współczynnik kolejności wyboru jest zróżnicowany w zależności od poziomu płynności akcji spółki. Współczynniki  $b_{PO}$  w modelu (8) pozwalają jedynie na określenie preferencji przeciętnej dla próby, bez wskazywania cech spółki, które powodują, że jest ona bardziej lub mniej skłonna finansować deficyt finansowy poprzez emisję długu. Aby taka analiza była możliwa, model (8) należy zmodyfikować przez dodanie do niego zmiennych interakcyjnych między zmienną *DEF* a zmiennymi odzwierciedlającymi poszczególne cechy spółek<sup>3</sup>. Daje to model następującej postaci:

$$\Delta D_{it} = \alpha + \beta LIQ_{it} DEF_{it} + \sum_{j=1}^J \gamma_j X_{jit} DEF_{it} + \sum_{c=1}^{14} \theta_c C_{cit} DEF_{it} + \sum_{s=1}^{11} \theta_s S_{sit} DEF_{it} + \sum_{y=1}^{13} \theta_y Y_{yit} DEF_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

gdzie  $X_j$  oznacza  $j$ -tą zmienną kontrolną, natomiast  $C$ ,  $S$  oraz  $Y$  są zmiennymi zero-jedynkowymi odpowiednio dla krajów, sektorów oraz lat. Pozwoli one na uwzględnienie oddziaływania czynników krajowych<sup>4</sup>, sektorowych i makroekonomicznych na zakres finansowania deficytu długiem przez dane przedsiębiorstwo w danym roku. Jako zmienne kontrolne w modelu danym równaniem (9) uwzględnione zostały inne zmienne, które wpływają na wybór zewnętrznych źródeł finansowania, w szczególności w spółkach w Europie (Czerwonka i Jaworski, 2022; Jaworski i Czerwonka, 2019), tj. rozmiar spółki ( $\ln MV$ ), poziom zadłużenia ( $LEV$ ), wartość spółki ( $BMV$ ) oraz wiarygodność kredytowa (współczynnik  $Z$  Altmana,  $Z$ -Score).

W modelu (9) wartość zmiennej odzwierciedlającej poziom płynności akcji pochodzi z tego samego roku, co wartość zmiennej  $\Delta D$ , co może doprowadzić do uzyskania pozornie istotnego oszacowania parametru  $\beta$ . Wynika to z tego, że nie tylko płynność akcji może wpływać na preferencję w zakresie wyboru źródeł finansowania deficytu, ale też zmiana poziomu długu może wpływać na płynność akcji (W. Chen i in., 2022; Pham i in., 2023). Aby zmniejszyć wątpliwości dotyczące wzajemnej przyczynowości w modelu (9), przeprowadzone zostały testy odporności, w których miara płynności była opóźniona o rok względem zmiany poziomu długu. W celu zapobiegnięcia heteroskedastycz-

<sup>3</sup> Model dany równaniem (8) jest podstawowym modelem, który niejednokrotnie w badaniach nad teorią hierarchii źródeł finansowania był modyfikowany. Przykłady takich modyfikacji można znaleźć chociażby w pracy Franka i Goyala (2003) czy de Jonga i in. (2010). Zaproponowane w niniejszej pracy rozwiązanie jest zbliżone do modyfikacji przedstawionej m.in. przez de Jonga i in. (2010), którzy wykorzystali zmienne interakcyjne zmiennej *DEF* ze zmiennymi zerojedynkowymi odnoszącymi się do różnych cech/wartości zmiennej *DEF*.

<sup>4</sup> Zróżnicowanie uwarunkowań instytucjonalno-prawnych między państwami uwzględnionymi w badaniu może wpływać na wybory przedsiębiorstw w zakresie struktury kapitału ze względu na m.in. dostępność i koszt kapitału z różnych źródeł (Hasan i in., 2017).

ności i autokorelacji składnika losowego, wynikających z nieobserwowanej zmienności pomiędzy spółkami, błędy standardowe są grupowane na poziomie spółki (Petersen, 2009). Zgodnie z hipotezą  $H2$  oczekuje się, że oszacowanie współczynnika  $\beta$  w modelu (9) będzie ujemne.

#### IV. WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

##### 1. Analiza wstępna

W tabelach 1 i 2 zostały zaprezentowane odpowiednio statystyki opisowe oraz macierz korelacji pomiędzy zmiennymi. Część zmiennych, np.  $ROE$  czy  $Z\text{-Score}$ , cechuje się bardzo wysokimi wartościami kurtozy. Transformacja tych zmiennych (np. poprzez zlogarytmowanie) mogłaby spowodować usunięcie z próby badawczej obserwacji o ujemnej rentowności, co prowadziłoby do osłabienia wyników. Pozostałe zmienne, chociaż wartości kurtozy i skośności wskazują na dość znaczne odstępstwa od wartości typowych dla rozkładu normalnego, ze względu na charakter zmiennej (np. ograniczenie wartości do liczb z przedziału 0-1) również nie powinny podlegać transformacji. Wartości kurtozy i skośności zmiennych poddanych już transformacji, w szczególności miar płynności, rozmiaru i wartości spółki, przyjmują akceptowalne wartości.

Tabela 1

Statystyki opisowe

Zmienna	Średnia	Odch.st.	Skośność	Kurtoza	Perce-tyl 5.	Media-na	Perce-tyl 95.
$RE$	0,8929	0,2349	-2,241	6,981	0,2851	1	1
$LIQ^{ILLIQ}(x10^3)$	-0,1719	0,3574	4,158	26,762	-0,8413	-0,0309	-0,00002
$LIQ^{PQCS}$	-0,0497	0,0885	6,163	50,876	-0,1540	-0,0258	-0,0027
$ROE$	0,0494	1,0080	32,42	2136,5	-0,4880	0,0630	0,4090
$OCF$	0,0332	0,3189	-18,03	732,3	-0,2009	0,0422	0,2645
$\ln MV$	3,1271	2,9350	0,553	3,394	-1,0630	2,8372	8,7045
$BMV$	-0,0796	1,2070	-0,722	7,225	-2,1095	0,0131	1,6286
$LEV$	0,1904	0,2208	6,058	100,2	0	0,1516	0,5092
$CAPEX$	0,0415	0,1507	24,24	960,6	0	0,0127	0,1554
$DEF$	0,0162	0,0696	2,369	10,116	-0,0606	0	0,1647
$\Delta D$	0,0012	0,0347	1,137	6,700	-0,0535	0	0,0740
$Z\text{-Score}$	2,5405	61,847	-60,95	4503,8	-0,9670	2,2753	10,638

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Capital IQ.

Tabela 2

Macierz korelacji między zmiennymi

Zmienna	$LIQ^{ILLIQ}$	$LIQ^{PQCS}$	$ROE$	$OCF$	$\ln MV$	$BMV$	$LEV$	$CAPEX$
$RE$	-0,191	-0,192	-0,007	-0,100	-0,224	0,072	0,100	0,009
$LIQ^{ILLIQ}$		0,652	-0,001	0,130	0,480	-0,018	-0,014	0,022
$LIQ^{PQCS}$			-0,001	0,094	0,387	-0,007	0,025	0,025
$ROE$				-0,003	0,011	-0,002	-0,044	0,003
$OCF$					0,137	0,015	-0,099	0,050
$\ln MV$						-0,193	0,043	0,021
$BMV$							-0,024	-0,075
$LEV$								-0,023

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Capital IQ.

Macierz korelacji wskazuje na wysoką korelację pomiędzy dwiema zmiennymi odzwierciedlającymi płynność akcji. Nie stanowi to jednak problemu ze względu na uwzględnienie w każdym modelu tylko jednej zmiennej aproksymującej płynność akcji. Również za wysokie mogą być uznane wartości korelacji między rozmiarem spółki a płynnością. Jest to sytuacja dość często występująca w badaniach, a uwzględnienie obydwu tych zmiennych (płynność i rozmiar) jest konieczne. Jak pokazują wcześniejsze badania, rozmiar spółki w istotny sposób wpływa na decyzje w zakresie kształtowania struktury kapitału, więc pominięcie tej zmiennej mogłoby zniekształcić wyniki. Uwzględnienie dodatkowo zmiennej reprezentującej płynność akcji pozwoli określić, jaką część zmienności zmiennej objaśnianej wyjaśnia płynność akcji po odizolowaniu wpływu rozmiaru spółki na płynność akcji. Ponadto, jak wskazują statystyki VIF (*variance inflation factor*), uwzględnienie obu tych zmiennych nie powoduje wystąpienia współliniowości w modelach. Pozostałe zmienne są ze sobą skorelowane w bardzo niewielkim stopniu. Na podstawie analizy korelacji można wstępnie potwierdzić prawdziwość hipotezy  $H1$ . Ujemna wartość współczynnika korelacji świadczy o tym, że spółki, których akcje są bardziej płynne, zatrzymują mniej zysku netto.

## 2. Zależność między płynnością akcji a zyskami zatrzymanymi

Do określenia kierunku i siły zależności między poziomem płynności akcji a poziomem zysków zatrzymanych, a więc weryfikacji hipotezy  $H1$ , oszacowany został model (7). Ze względu na to, że zmienna objaśniana jest zmienną cenzurowaną, wykorzystany został model tobitowy. Wyniki oszacowań parametrów modelu (7) zostały przedstawione w tabeli 3. W kolumnach (1) i (2)

zaprezentowano model bez uwzględniania efektów dla krajów, sektorów i lat. Efekty te zostały uwzględnione w modelach przedstawionych w kolumnach (3)–(5). Aby zminimalizować ryzyko pominięcia istotnych zmiennych, w ostatniej kolumnie tabeli 3 zaprezentowano wyniki estymacji modelu tobitowego z efektami losowymi.

We wszystkich oszacowanych modelach, niezależnie od zmiennej obrazującej płynność akcji, oszacowanie parametru przy tej zmiennej jest ujemne i statystycznie istotnie różne od zera. Oznacza to, że spółki o wyższym poziomie płynności akcji cechują się niższym poziomem zysków zatrzymanych.

Tabela 3

Płynność akcji a poziom zysków zatrzymanych

Model	Panel A: ILLIQ					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Zmienna objaśniana	RE	RE	RE	RE	RE	RE
<i>stała</i>	1,182*** (38,87)	1,460*** (27,96)	5,375*** (27,15)	8,595*** (21,09)	8,229*** (20,16)	1,454*** (57,06)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup></i>	-1544,19*** (9,44)	-786,32*** (6,21)	-701,96*** (6,08)	-690,63*** (6,02)	-726,64*** (6,07)	-776,68*** (13,21)
<i>ROE</i>		-0,070** (2,51)	-0,072** (2,54)	-0,068** (2,37)	-0,063** (2,29)	-0,029*** (3,02)
<i>OCF</i>		-1,406*** (11,70)	-1,375*** (11,76)	-1,285*** (11,33)	-1,278*** (11,27)	-1,400*** (20,15)
<i>lnMV</i>		-0,090*** (10,73)	-0,099*** (10,83)	-0,108*** (11,35)	-0,103*** (10,43)	-0,090*** (21,41)
<i>BMV</i>		0,021 (1,28)	0,025 (1,48)	0,035** (2,07)	0,044** (2,50)	0,021** (2,36)
<i>LEV</i>		0,884*** (6,73)	0,831*** (6,45)	0,903*** (6,98)	0,921*** (7,11)	0,910*** (13,93)
<i>CAPEX</i>		1,177*** (5,60)	1,022*** (5,00)	1,178*** (5,60)	1,173*** (5,53)	1,059*** (7,72)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Tak	Tak	Nie
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Tak	Nie
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie
Liczba obserwacji	11 972	10 797	10 797	10 797	10 797	10 797
Pseudo- <i>R</i> <sup>2</sup>	0,053	0,120	0,137	0,147	0,155	–

Tabela 3 (cd.)

<b>Panel B: PQCS</b>						
<b>Model</b>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Zmienna objaśniana</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>
<i>stała</i>	1,066*** (26,01)	1,293*** (18,82)	4,840*** (20,31)	4,829*** (18,61)	4,680*** (17,07)	1,335*** (48,71)
<i>LIQ<sup>PQCS</sup></i>	-8,234*** (8,09)	-5,821*** (6,05)	-5,568*** (5,82)	-5,509*** (5,84)	-5,610*** (5,78)	-4,971*** (16,78)
<i>ROE</i>		-0,072*** (2,87)	-0,075*** (2,91)	-0,070*** (2,74)	-0,066*** (2,68)	-0,028*** (3,02)
<i>OCF</i>		-1,366*** (11,54)	-1,342*** (11,62)	-1,259*** (11,23)	-1,256*** (11,18)	-1,368*** (19,66)
<i>lnMV</i>		-0,078*** (8,70)	-0,085*** (8,71)	-0,094*** (9,18)	-0,090*** (8,42)	-0,084*** (19,78)
<i>BMV</i>		0,028* (1,68)	0,033** (1,97)	0,045*** (2,63)	0,052*** (3,02)	0,026*** (2,83)
<i>LEV</i>		0,878*** (6,79)	0,801*** (6,32)	0,872*** (6,89)	0,890*** (7,01)	0,918*** (13,88)
<i>CAPEX</i>		1,293*** (18,82)	1,079*** (5,23)	1,209*** (5,72)	1,212*** (5,68)	1,162*** (8,19)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Tak	Tak	Nie
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Tak	Nie
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie
Liczba obserwacji	11 707	10 641	10 641	10 641	10 641	10 641
Pseudo- <i>R</i> <sup>2</sup>	0,060	0,129	0,146	0,156	0,162	–

*Uwaga.* W nawiasach podane są wartości statystyk *z* dla błędów standardowych grupowanych na poziomie spółek, a gwiazdki oznaczają statystyczną istotność na poziomie 0,1 (\*), 0,05 (\*\*) oraz 0,01 (\*\*\*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Capital IQ.

Prawdopodobną przyczyną tego stanu rzeczy jest to, że płynność redukuje negatywne skutki asymetrii informacji, tym samym zmniejszając negatywne konsekwencje pozyskiwania kapitału z zewnątrz. Ujemna zależność między płynnością akcji a finansowaniem przedsiębiorstwa z zatrzymanych zysków jest nie tylko istotna statystycznie, lecz także ma znaczenie ekonomiczne. Wzrost wartości miary płynności akcji o wartość jednego odchylenia standardowego powoduje obniżenie wskaźnika zysku zatrzymanego o 0,25–0,50, czyli 29%–56% jego bezwarunkowej średniej. Zaprezentowane wyniki nie dają zatem podstaw do odrzucenia hipotezy *H1*.



Znaki oszacowań parametrów przy zmiennych kontrolnych są zgodne z teorią i wynikami wcześniejszych badań empirycznych. W szczególności większe spółki zatrzymują mniejszą część zysków niż spółki małe, o czym świadczy ujemne oszacowanie parametru przy zmiennej  $\ln MV$ . Również bardziej zyskowe i bardziej wydajne gotówkowo przedsiębiorstwa zachowują mniejszą część swoich zysków netto, co wynika z ujemnych oszacowań parametrów przy zmiennych  $ROE$  i  $OCF$ . Spółki bardziej zadłużone oraz planujące większe wydatki inwestycyjne dokonują podziału zysku pomiędzy akcjonariuszy w mniejszym zakresie, o czym świadczą dodatnie oszacowania parametrów przy zmiennych  $LEV$  oraz  $CAPEX$ .

Co warte zauważenia, we wszystkich modelach oszacowane wartości parametrów mają zbliżoną wartość, co wskazuje na odporność modeli na włączenie lub wyłączenie pewnych zmiennych. Ze względu na fakt, że ponad połowę próby badawczej stanowią spółki notowane na polskiej giełdzie papierów wartościowych, w celu weryfikacji czy uzyskane wyniki nie są efektem występowania zależności tylko na tym rynku, powtórzono procedurę szacowania modelu (7), tym razem osobno dla spółek notowanych w Polsce i poza nią. Szczegóły estymacji nie zostały zaprezentowane ze względu na objętość artykułu, jednak wnioski z tego etapu analizy są tożsame z wcześniejszymi. W obydwu podpróbach wzrost płynności akcji związany jest z obniżeniem wskaźnika zysku zatrzymanego. Związek ten jest zarówno istotny statystycznie, jak i z ekonomicznego punktu widzenia.

Zaprezentowane wyżej modele zostały oszacowane na próbie badawczej, w skład której wchodziły także przedsiębiorstwa działające w szeroko pojętym sektorze finansowym, tj. banki, zakłady ubezpieczeniowe, pośrednicy finansowi itp. Instytucje te mogą podlegać specjalnym regulacjom, które ograniczają ich swobodną decyzję w zakresie zatrzymania bądź wypłacenia zysku. W związku z tym, aby wyeliminować potencjalny wpływ regulacji dla spółek z sektora finansowego, model (7) został oszacowany także na ograniczonej próbie, z której zostały wyłączone przedsiębiorstwa działające w tej branży (podobnie jak w dalszej części badania). Dodatkowo, aby wyeliminować potencjalny problem wzajemnej przyczynowości między płynnością akcji a poziomem zysków zatrzymanych, model (7) został oszacowany także ze zmienną odnoszącą się do płynności akcji opóźnioną względem zysków zatrzymanych. Szczegóły estymacji nie zostały zaprezentowane ze względu na objętość artykułu, jednak wnioski z tych etapów analizy są tożsame z wcześniejszymi. Zależność między poziomem płynności a zyskami zatrzymanymi jest negatywna, istotna zarówno statystycznie, jak i ekonomicznie. Wszystkie te wyniki potwierdzają w całości hipotezę  $H1$ .

### **3. Zależność między płynnością akcji a zewnętrznym finansowaniem dłużnym**

Zaprezentowane w poprzedniej części wyniki potwierdzają, że płynność akcji różnicuje wysokość zysku zatrzymanego przez przedsiębiorstwa. Aby zweryfikować czy płynność akcji różnicuje także wybór zewnętrznych źródeł finansowania, oszacowano model opisany równaniem (9). W tej części badania

z próby badawczej wyłączone zostały spółki z sektora finansowego. Było to spowodowane całkowicie odmiennym w stosunku do pozostałych przedsiębiorstw sposobem pozyskiwania kapitałów zewnętrznych. Wyniki estymacji modelu (9) zaprezentowane zostały w tabeli 4.

Ze względu na wyniki testów Breuscha-Pagano i White'a, które wykazały zróżnicowanie wariancji reszt pomiędzy jednostkami panelu, w celu uniknięcia niedoszacowania błędów standardowych zostały one oszacowane jako zgrupowane na poziomie spółki. Jednocześnie statystyki Durbina-Watsona wskazują na możliwą autokorelację reszt modelu. Jednakże dodatkowe grupowanie błędów standardowych na poziomie lat dałoby nieznaczny efekt ze względu na niewielką liczbę jednostek czasu w panelu (Petersen, 2009). Aby jednak zaradzić temu problemowi, oszacowane zostały także bootstrapowe błędy standardowe (niezaprezentowane w tabeli), które nie odbiegały znacząco od błędów standardowych grupowanych na poziomie spółki.

Tabela 4

Płynność akcji a finansowanie zewnętrzne

Model	Panel A: ILLIQ						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Zmienna objaśniana	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$
<i>stata</i>	0,000 (0,74)	-0,002*** (6,32)	-0,002*** (7,02)	-0,003*** (7,64)	-0,003*** (7,34)	-0,002*** (7,30)	-0,002*** (7,20)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup>*DEF</i>	-507,93*** (6,51)	-167,39*** (2,62)	-18,079 (0,25)	-35,859 (0,54)	57,770 (0,72)	-49,963 (0,79)	-13,163 (0,20)
<i>lnMV*DEF</i>		0,063*** (6,92)	0,048*** (5,30)	0,038*** (3,78)	0,041*** (3,78)	0,045*** (5,33)	0,044*** (5,25)
<i>BMV*DEF</i>		0,007** (2,26)	0,005*** (2,61)	0,005** (2,52)	0,005** (2,38)	0,004*** (2,82)	0,004*** (2,70)
<i>LEV*DEF</i>		0,516*** (5,92)	0,321*** (4,34)	0,305*** (3,92)	0,401*** (4,78)	0,233*** (3,30)	0,228*** (3,33)
<i>Z-Score*DEF</i>		-0,001*** (4,22)	-0,002*** (5,13)	-0,002*** (4,06)	-0,002*** (3,35)	-0,002*** (4,87)	-0,002*** (3,84)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Nie	Nie	Tak	Tak
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak	Tak
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak
Liczba obserwacji	9776	8569	8569	8569	8569	8569	8569
Skorygowany $R^2$	0,048	0,415	0,452	0,450	0,432	0,476	0,483

Tabela 4 (cd.)

<b>Panel B: PQCS</b>							
<b>Model</b>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>Zmienna objaśniana</b>	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$
<i>stała</i>	-0,001 (1,31)	-0,002*** (6,24)	-0,002*** (6,85)	-0,003*** (7,39)	-0,002*** (7,08)	-0,002*** (7,19)	-0,002*** (7,11)
<i>LIQ<sup>PQCS</sup>*DEF</i>	-3,544*** (9,40)	-0,587* (1,66)	0,193 (0,48)	0,182 (0,44)	0,504 (0,98)	0,146 (0,42)	0,322 (0,92)
<i>lnMV*DEF</i>		0,058*** (6,37)	0,048*** (5,19)	0,037*** (3,45)	0,041*** (3,60)	0,044*** (5,04)	0,044*** (5,01)
<i>BMV*DEF</i>		0,032*** (2,69)	0,022** (2,09)	0,021** (2,27)	0,024** (2,41)	0,019** (2,24)	0,019*** (2,61)
<i>LEV*DEF</i>		0,493*** (5,41)	0,335*** (4,59)	0,319*** (4,14)	0,401*** (4,91)	0,249*** (3,54)	0,242*** (3,54)
<i>Z-Score*DEF</i>		-0,002*** (6,24)	-0,002*** (4,87)	-0,002*** (3,49)	-0,002*** (2,82)	-0,002*** (4,39)	-0,001*** (3,16)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Nie	Nie	Tak	Tak
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak	Tak
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak
Liczba obserwacji	9585	8393	8393	8393	8393	8393	8393
Skorygowany $R^2$	0,037	0,422	0,453	0,452	0,436	0,476	0,483

*Uwaga.* W nawiasach podane są wartości statystyk  $t$  dla błędów standardowych grupowanych na poziomie spółek, a gwiazdki oznaczają statystyczną istotność na poziomie 0,1 (\*), 0,05 (\*\*) oraz 0,01 (\*\*\*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Capital IQ.

Zgodnie z oczekiwaniami oszacowania parametrów przy zmiennych odznaczających się do płynności akcji przyjmują wartości ujemne. Jednakże statystyczną istotność wykazują tylko w modelach, w których nie zostały uwzględnione efekty stałe dla krajów, sektorów i/lub lat. Fakt, że po uwzględnieniu efektów dla krajów zależność między poziomem płynności a wyborem zewnętrznego źródła finansowania przestaje być statystycznie istotna, może wynikać z tego, że zależność ta jest wynikiem zróżnicowania poziomu płynności pomiędzy poszczególnymi krajami. W takim przypadku wybór zewnętrznego źródła finansowania przez daną spółkę może być uzależniony nie od płynności akcji tej konkretnej spółki, ale od płynności całego rynku. Oznaczałoby to także, że zróżnicowanie poziomu płynności akcji notowanych w danym kraju jest zbyt

małe, by w istotny sposób objaśniać decyzje przedsiębiorstw dotyczące wyboru zewnętrznych źródeł finansowania.

Inną możliwą przyczyną braku statystycznej istotności oszacowania parametru przy zmiennych aproksymujących poziom płynności akcji w modelach uwzględniających efekty jest potencjalna współliniowość zmiennych. Statystyki VIF (*variance inflation factor*) dla modeli, w których uwzględniony jest więcej niż jeden rodzaj efektów, wskazują na potencjalnie silną współliniowość pomiędzy nimi. Do oszacowań parametrów w tych modelach należy zatem podchodzić z większą ostrożnością. Dodatkowo, aby wyeliminować potencjalny problem wzajemnej przyczynowości między płynnością akcji a finansowaniem deficytu finansowego przy pomocy długu, model (9) został oszacowany także ze zmienną odnoszącą się do płynności akcji opóźnioną względem zmiennych odnoszących się do deficytu (*DEF*) i zmiany poziomu długu (*ΔD*). Szczegóły estymacji nie zostały zaprezentowane ze względu na objętość artykułu, jednak wnioski z tego etapu analizy są tożsame z wcześniejszymi.

Znaki oszacowań parametrów przy zmiennych kontrolnych są w większości zgodne z oczekiwaniami. W szczególności dodatnie oszacowanie parametru przy zmiennej *lnMV* wskazuje, że większe spółki w większym stopniu finansują swój deficyt z wykorzystaniem długu. Jest to zgodne z wynikami wcześniejszych badań, z których wynika, że duże przedsiębiorstwa w większym stopniu podejmują decyzje zgodne ze wskazaniem teorii hierarchii źródeł finansowania (De Jong i in., 2010; Frank i Goyal, 2003)<sup>5</sup>. Spółki o wyższej wartości zmiennej *BMV* również w większym stopniu pokrywają swój deficyt poprzez emisję długu. Oznacza to, że niedowartościowanie akcji nie sprzyja podejmowaniu decyzji o pozyskaniu nowego kapitału własnego z zewnątrz.

Zaskakujące z kolei mogą się wydawać oszacowania parametrów przy zmiennych *LEV* oraz *Z-Score*. Wynika z nich, że spółki bardziej zadłużone oraz o słabszej wiarygodności kredytowej w większym stopniu pokrywają swój deficyt długiem niż podobne przedsiębiorstwa o niższym poziomie długu i większej wiarygodności kredytowej. Niemniej, na podstawie teorii hierarchii, przedsiębiorstwa mogą zadłużać się do momentu wyczerpania pojemności zadłużeniowej, czyli wystąpienia znaczących kosztów trudności finansowych (Myers, 1984). Można przypuszczać, że spółki giełdowe, cechujące się zwykle znaczną swobodą finansowania, dysponują niewykorzystaną pojemnością zadłużeniową. Jest to zbieżne z badaniami na polskim rynku, z których wynika, że w przypadku wysokiego wzrostu zadłużenia spółek nie występuje problem braku pojemności zadłużeniowej (Chojnacka, 2011).

---

<sup>5</sup> Należy zwrócić uwagę, że istnieją jednak badania, z których wynika, że teoria hierarchii w zakresie korzystania z długu bardziej sprawdza się w przypadku małych przedsiębiorstw, m.in. Koralun-Bereźnicka (2018).

Zaprezentowane w tabeli 4 wyniki tylko częściowo potwierdzają prawdziwość hipotezy *H2*. Spółki o wyższym poziomie płynności akcji w mniejszym stopniu polegają na długu niż spółki o mniej płynnych akcjach. Powinno to być bardziej istotne w sytuacji, gdy przedsiębiorstwo doświadcza deficytu i musi pozyskać kapitał z zewnątrz. W przeciwnym wypadku, tj. gdy spółka generuje nadwyżkę finansową i może dokonać spłaty kapitału, problemy związane z asymetrią informacji są mniej dotkliwe. Skoro płynność akcji potencjalnie łagodzi negatywne skutki asymetrii informacji, można przypuszczać, że zależność między płynnością akcji a wykorzystaniem długu będzie zależna od tego, czy spółka w danym roku wygenerowała nadwyżkę, czy też powstał deficyt. W celu weryfikacji tego przypuszczenia model (9) został oszacowany osobno dla przypadków deficytów i nadwyżek. Wyniki zostały zaprezentowane w tabeli 5; ze względu na ograniczenia dotyczące objętości artykułu przedstawiono jedynie modele, w których płynność mierzona była za pomocą miary Amihuda (*ILLIQ*). Zastosowanie miary *PQCS* nie zmienia wniosków.

Tabela 5

Płynność akcji a finansowanie zewnętrzne w przypadku deficytów i nadwyżek

Model	Panel A: Deficyty						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Zmienna objaśniana</i>	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$
<i>stała</i>	0,024*** (27,17)	0,013*** (12,35)	0,011*** (12,04)	0,011*** (11,75)	0,011*** (11,61)	0,010*** (11,65)	0,010*** (11,55)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup>*DEF</i>	-104,75** (2,32)	-38,997 (0,71)	-93,516 (1,48)	-110,22* (1,69)	-36,137 (0,52)	-114,86* (1,89)	-92,265 (1,47)
<i>lnMV*DEF</i>		0,043*** (4,72)	0,054*** (5,90)	0,043*** (4,16)	0,044*** (4,24)	0,051*** (5,91)	0,051*** (5,98)
<i>BMV*DEF</i>		0,004*** (3,38)	0,173*** (4,11)	0,153*** (3,77)	0,180*** (4,71)	0,146*** (3,70)	0,148*** (4,20)
<i>LEV*DEF</i>		0,310*** (3,85)	0,358*** (4,13)	0,370*** (3,93)	0,432*** (4,42)	0,275*** (3,17)	0,260*** (3,04)
<i>Z-Score*DEF</i>		-0,002*** (3,87)	-0,001*** (2,68)	-0,0004 (1,17)	-0,0003 (0,72)	-0,001** (2,08)	-0,0005 (1,37)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Nie	Nie	Tak	Tak
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak	Tak
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak
Liczba obserwacji	4370	3976	3976	3976	3976	3976	3976
Skorygowany $R^2$	0,003	0,172	0,237	0,222	0,205	0,262	0,270

Tabela 5 (cd.)

Panel B: Nadwyżki							
Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Zmienna objaśniana	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$
<i>stała</i>	-0,020*** (34,64)	-0,005*** (11,16)	-0,002*** (4,99)	-0,002*** (4,53)	-0,002*** (4,67)	-0,002*** (4,93)	-0,002*** (4,93)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup>*DEF</i>	-608,36*** (7,91)	-237,53*** (2,80)	125,502 (1,44)	204,34** (2,40)	176,79** (2,06)	153,24* (1,80)	159,64* (1,92)
<i>lnMV*DEF</i>		0,047*** (6,74)	0,016** (2,13)	-0,001 (0,15)	0,002 (0,28)	0,011 (1,36)	0,011 (1,34)
<i>BMV*DEF</i>		0,050*** (5,91)	0,090*** (3,05)	0,040 (1,24)	0,047 (1,62)	0,075** (2,31)	0,066** (2,03)
<i>LEV*DEF</i>		0,767*** (11,72)	0,536*** (5,32)	0,444*** (4,28)	0,520*** (5,24)	0,480*** (4,61)	0,505*** (4,92)
<i>Z-Score*DEF</i>		0,017*** (4,19)	0,002 (0,51)	0,001 (0,32)	0,002 (0,54)	0,001 (0,48)	0,002 (0,53)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Nie	Nie	Tak	Tak
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak	Tak
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak
Liczba obserwacji	4382	4152	4152	4152	4152	4152	4152
Skorygowany $R^2$	0,036	0,444	0,529	0,523	0,522	0,539	0,547

Uwaga. W nawiasach podane są wartości statystyk  $t$  dla błędów standardowych grupowanych na poziomie spółek, a gwiazdki oznaczają statystyczną istotność na poziomie 0,1 (\*), 0,05 (\*\*) oraz 0,01 (\*\*\*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Capital IQ.

W przypadku deficytu, wiążącego się z koniecznością pozyskania finansowania z zewnątrz, spółki o wyższej płynności akcji w mniejszym stopniu zaspokajają tę potrzebę przez zaciąganie długu. Wynika to z ujemnych oszacowań parametrów przy zmiennej  $LIQ^{ILLIQ}$ . Nie we wszystkich modelach jednak oszacowanie to jest statystycznie istotne. Podobnie jak w przypadku modeli szacowanych na całej próbie, niezależnie od tego, czy dana spółka w danym roku doświadczyła deficytu czy nadwyżki, włączenie pewnych efektów do modeli powoduje brak statystycznej istotności oszacowania parametru przy zmiennej odnoszącej się do płynności akcji. Jedynie uwzględnienie efektów dla sektorów nie powoduje tego efektu. Stanowi to jeszcze mocniejszą przesłankę do przypuszczenia, że ujemna zależność między płynnością akcji a finansowaniem deficytu za pomocą długu jest bardziej wynikiem zróżnicowania poziomu



płynności pomiędzy poszczególnymi krajami aniżeli pomiędzy spółkami w danym kraju.

Nieco odmiennie prezentuje się zależność między poziomem płynności a wielkością spłaconego długu w przypadku generowania przez przedsiębiorstwo nadwyżki. Po uwzględnieniu któregośkolwiek z efektów oszacowanie parametru przy zmiennej  $LIQ^{ILLIQ}$  przyjmuje wartości dodatnie i w większości modeli statystycznie różne od zera. Oznacza to, że spółki o wyższej płynności akcji spłacają większą ilość kapitału obcego niż spółki o mniej płynnych akcjach. Wskazuje to, że wyższa płynność akcji skłania przedsiębiorstwa do wykorzystania w większym stopniu wewnętrznego kapitału własnego, który dzięki wysokiej płynności akcji jest obciążony mniejszymi problemami związanymi z asymetrią informacji, a także jest relatywnie tańszym źródłem finansowania niż dla spółek o niższej płynności akcji<sup>6</sup>.

Wpływ płynności akcji na zakres finansowania deficytu przez przedsiębiorstwo ma także znaczenie ekonomiczne. Biorąc pod uwagę jedynie statystycznie istotne oszacowania parametru przy zmiennej  $LIQ^{ILLIQ}$ , wzrost wartości miary płynności o wartość jednego odchylenia standardowego powoduje zmniejszenie zakresu finansowania deficytu za pomocą długu o 3,74%–4,11%. Uwzględnienie oszacowań statystycznie nieróżniących się od zera powoduje, że wartości te wynoszą od 1,29% do 4,11%.

Powyższe wyniki stanowią częściowe potwierdzenie drugiej hipotezy badawczej. Płynność akcji zdaje się warunkować wybór przedsiębiorstw dotyczący źródeł zewnętrznego finansowania, jednak raczej na poziomie kraju aniżeli pojedynczej spółki. Oszacowania parametrów przy zmiennych aproksymujących poziom płynności są ujemne, jednak nie we wszystkich modelach istotne statystycznie. Dotyczy to głównie modeli, w których występowały efekty stałe dla kraju.

#### 4. Znaczenie asymetrii informacji dla relacji między płynnością akcji a hierarchią źródeł finansowania

Dotychczas zaprezentowane wyniki wskazują, że płynność akcji może ograniczać negatywne skutki asymetrii informacji. Zatem zależności między płynnością akcji a poziomem zysku zatrzymanego oraz doбором zewnętrznych źródeł finansowania powinny być bardziej wyraźne w spółkach bardziej narażonych na negatywne skutki asymetrii informacji. W celu zweryfikowania hipotez  $H1a$  i  $H2a$ , w modelach (7) i (9) jako zmienne objaśniające zostały dodatkowo uwzględnione zmienne interakcyjne  $LIQ^{ILLIQ/PQCS*HA}$ , gdzie  $HA$  jest zmienną binarną przyjmującą wartość 1, jeżeli dana spółka została uznana za wysoce narażoną na negatywne konsekwencje asymetrii informacji, i 0 w przeciwnym wypadku.

---

<sup>6</sup> Związane jest to z tzw. premią z tytułu płynności, tj. z mniej płynnych akcji inwestorzy wymagają wyższych stóp zwrotu, a co za tym idzie – koszt kapitału własnego jest wyższy dla spółek, których akcje są mniej płynne.

Jako aproksymantę poziomu asymetrii informacji wykorzystano udział aktywów niematerialnych w aktywach ogółem. Spółki o wysokim udziale aktywów niematerialnych są trudniejsze w wycenie i wymagają bardziej specjalistycznej wiedzy do oceny efektów podejmowanych przez nie inwestycji (Harris i Raviv, 1991). Zatem dla każdej spółki w każdym roku obliczony został udział aktywów niematerialnych w aktywach ogółem na koniec ubiegłego roku (*Intan*). Dana obserwacja (spółka w danym roku) została uznana za wysoce narażoną na skutki asymetrii informacji, jeżeli wartość zmiennej *Intan* przewyższała średnią wartość dla wszystkich spółek z tego samego państwa, należących do tego samego sektora w tym samym roku. Wyniki estymacji rozszerzonych modeli uwzględniających zmienne interakcyjne zostały zaprezentowane w tabelach 6 i 7.

Tabela 6

Płynność akcji a poziom zysków zatrzymanych – rola asymetrii informacji

Panel A: ILLIQ						
Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Zmienna objaśniana	RE	RE	RE	RE	RE	RE
<i>stała</i>	1,177*** (39,32)	1,451*** (28,21)	5,371*** (25,76)	8,463*** (27,10)	8,267*** (23,78)	1,447*** (56,75)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup></i>	-1387,44*** (8,37)	-678,41*** (5,36)	-596,84*** (5,20)	-586,34*** (5,17)	-620,06*** (5,25)	-676,44*** (11,09)
<i>LIQ<sup>ILLIQ*HA</sup></i>	-904,27*** (2,97)	-710,47*** (2,86)	-688,35*** (2,84)	-691,98*** (2,84)	-710,05*** (2,88)	-631,04*** (4,51)
<i>ROE</i>		-0,069** (2,47)	-0,071** (2,50)	-0,067** (2,33)	-0,062** (2,24)	-0,028*** (3,04)
<i>OCF</i>		-1,400*** (11,59)	-1,369*** (11,64)	-1,278*** (11,20)	-1,270*** (11,13)	-1,393*** (20,10)
<i>lnMV</i>		-0,089*** (10,71)	-0,098*** (10,82)	-0,107*** (11,36)	-0,103*** (10,44)	-0,089*** (21,20/9)
<i>BMV</i>		0,021 (1,30)	0,025 (1,48)	0,036** (2,05)	0,044** (2,49)	0,021** (2,37)
<i>LEV</i>		0,883*** (6,74)	0,828*** (6,43)	0,899*** (6,96)	0,917*** (7,09)	0,909*** (13,92)
<i>CAPEX</i>		1,182*** (5,63)	1,025*** (5,02)	1,187*** (5,65)	1,182*** (5,58)	1,060*** (7,74)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Tak	Tak	Nie
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Tak	Nie
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie
Liczba obserwacji	11 945	10 796	10 796	10 796	10 796	10 796
Pseudo- <i>R</i> <sup>2</sup>	0,055	0,121	0,138	0,149	0,156	–

Tabela 6 (cd.)

<b>Panel B: PQCS</b>						
<b>Model</b>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Zmienna objaśniana</b>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>	<i>RE</i>
<i>stała</i>	1,066*** (25,84)	1,282*** (19,28)	4,949*** (21,92)	4,883*** (19,16)	4,843*** (17,89)	1,335*** (48,74)
<i>LIQ<sup>PQCS</sup></i>	-7,888*** (7,84)	-5,109*** (5,34)	-4,874*** (5,17)	-4,799*** (5,18)	-4,898*** (5,12)	-4,364*** (13,99)
<i>LIQ<sup>PQCS*HA</sup></i>	-1,160 (0,66)	-4,154*** (3,81)	-4,166*** (3,92)	-4,228*** (4,01)	-4,226*** (4,01)	-2,612*** (5,29)
<i>ROE</i>		-0,069*** (2,73)	-0,072*** (2,77)	-0,067*** (2,59)	-0,063** (2,53)	-0,026*** (2,87)
<i>OCF</i>		-1,365*** (11,39)	-1,341*** (11,47)	-1,254*** (11,04)	-1,250*** (10,99)	-1,363*** (19,64)
<i>lnMV</i>		-0,078*** (8,79)	-0,086*** (8,83)	-0,094*** (9,34)	-0,090*** (8,57)	-0,084*** (19,92)
<i>BMV</i>		0,029* (1,78)	0,034** (2,03)	0,046*** (2,64)	0,053*** (3,03)	0,027*** (2,94)
<i>LEV</i>		0,875*** (6,81)	0,795*** (6,29)	0,865*** (6,86)	0,882*** (6,97)	0,916*** (13,87)
<i>CAPEX</i>		1,293*** (6,04)	1,104*** (5,36)	1,256*** (5,93)	0,882*** (6,97)	1,174*** (8,29)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Tak	Tak	Nie
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Tak	Nie
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie
Liczba obserwacji	11 681	10 640	10 640	10 640	10 640	10 640
Pseudo- <i>R</i> <sup>2</sup>	0,060	0,133	0,149	0,160	0,166	–

*Uwaga.* W nawiasach podane są wartości statystyk *z* dla błędów standardowych grupowanych na poziomie spółek, a gwiazdki oznaczają statystyczną istotność na poziomie 0,1 (\*), 0,05 (\*\*) oraz 0,01 (\*\*\*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Capital IQ.

Oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych w modelach opisujących zależność między płynnością akcji a zyskami zatrzymanymi są ujemne i istotne statystycznie. Co więcej, oszacowania te mają wartość zbliżoną do wartości oszacowań parametrów przy zmiennych odnoszących się do płynności. Oznacza to, że w spółkach najbardziej narażonych na negatywne konsekwencje asymetrii informacji zależność między płynnością akcji a poziomem zysków zatrzymanych jest około dwukrotnie silniejsza niż w pozostałych spółkach. Wyniki te nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy *H1a*.

Tabela 7

Płynność akcji a finansowanie zewnętrzne – rola asymetrii informacji

Panel A: Wszystkie obserwacje							
Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Zmienna objaśniana	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$
<i>stała</i>	0,000 (0,74)	-0,002*** (6,33)	-0,002*** (7,02)	-0,003*** (7,64)	-0,003*** (7,35)	-0,002*** (7,30)	-0,002*** (7,19)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup>*DEF</i>	-511,24*** (5,11)	-177,12** (2,32)	-24,516 (0,30)	-27,932 (0,38)	55,868 (0,63)	-46,691 (0,67)	-5,544 (0,08)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup>* DEF*HA</i>	11,460 (0,08)	29,105 (0,24)	19,050 (0,17)	-25,687 (0,26)	5,641 (0,05)	-10,603 (0,11)	-25,04 (0,25)
<i>lnMV*DEF</i>		0,063*** (6,91)	0,048*** (5,30)	0,038*** (3,78)	0,041*** (3,77)	0,045*** (5,33)	0,044*** (5,25)
<i>BMV*DEF</i>		0,007** (2,26)	0,005*** (2,61)	0,005** (2,53)	0,005** (2,38)	0,004*** (2,82)	0,004*** (2,70)
<i>LEV*DEF</i>		0,516*** (5,91)	0,321*** (4,34)	0,305*** (3,92)	0,401*** (4,78)	0,233*** (3,30)	0,228*** (3,33)
<i>Z-Score*DEF</i>		-0,001*** (4,20)	-0,002*** (5,09)	-0,002*** (4,08)	-0,002*** (3,34)	-0,002*** (4,87)	-0,002*** (3,86)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Nie	Nie	Tak	Tak
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak	Tak
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak
Liczba obserwacji	9249	8556	8556	8556	8556	8556	8556
Skorygowany $R^2$	0,048	0,415	0,452	0,450	0,432	0,476	0,483
Panel B: Deficyty							
Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Zmienna objaśniana	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$
<i>stała</i>	0,024*** (27,20)	0,013*** (12,32)	0,010*** (12,23)	0,012*** (13,00)	0,011*** (12,40)	0,010*** (11,66)	0,009*** (11,47)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup>*DEF</i>	-92,258* (1,72)	-37,460 (0,59)	-110,33 (1,53)	-60,476 (0,88)	-1,062 (0,01)	-113,35* (1,66)	-84,859 (1,22)
<i>LIQ<sup>ILLIQ</sup>* DEF*HA</i>	-40,778 (0,46)	-4,464 (0,04)	-31,266 (0,32)	-56,345 (0,61)	-40,375 (0,41)	-48,070 (0,52)	-60,913 (0,66)
<i>lnMV*DEF</i>		0,043*** (4,72)	0,064*** (7,74)	0,038*** (3,86)	0,040*** (6,57)	0,059*** (7,02)	0,059*** (7,20)

Tabela 7 (cd.)

		Panel B: Deficyty					
Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Zmienna objaśniana	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$	$\Delta D$
<i>BMV*DEF</i>		0,004*** (3,38)	0,002*** (3,57)	0,004*** (3,65)	0,002*** (4,26)	0,002*** (3,39)	0,002*** (4,10)
<i>LEV*DEF</i>		0,310*** (3,86)	0,140** (2,05)	0,228*** (3,10)	0,218*** (2,86)	0,100 (1,48)	0,092 (1,37)
<i>Z-Score*DEF</i>		-0,002*** (3,88)	-0,0003 (1,02)	-0,001*** (3,16)	-0,0002 (0,45)	-0,0002 (0,63)	0,00003 (0,07)
Efekty dla krajów	Nie	Nie	Tak	Nie	Nie	Tak	Tak
Efekty dla sektorów	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak	Tak
Efekty dla lat	Nie	Nie	Nie	Nie	Tak	Nie	Tak
Liczba obserwacji	4370	3976	3976	3976	3976	3976	3976
Skorygowany $R^2$	0,004	0,172	0,238	0,206	0,196	0,263	0,272

*Uwaga.* W nawiasach podane są wartości statystyk  $t$  dla błędów standardowych grupowanych na poziomie spółek, a gwiazdki oznaczają statystyczną istotność na poziomie 0,1 (\*), 0,05 (\*\*) oraz 0,01 (\*\*\*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Capital IQ.

W przypadku modeli opisujących zakres zewnętrznego finansowania z wykorzystaniem długu oszacowania parametrów przy zmiennych interakcyjnych również przyjmują w większości przypadków wartości ujemne, jednak nieistotne statystycznie. Jednakże testy sumy współczynników wskazują, że w modelach szacowanych dla obserwacji z deficytem suma oszacowań parametrów przy zmiennych  $LIQ^{ILLIQ}$  oraz  $LIQ^{ILLIQ*HA}$  jest statystycznie istotnie różna od zera na poziomie istotności 10%. W połączeniu z wcześniejszymi wynikami daje to słabe dowody na poparcie hipotezy  $H2a$ .

## V. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Celem niniejszego artykułu była odpowiedź na pytanie, czy płynność akcji ma związek z wykorzystaniem poszczególnych źródeł finansowania. W szczególności analizie poddane zostały zależności między poziomem płynności akcji a poziomem zysków zatrzymanych oraz wyborem zewnętrznych źródeł finansowania. Próbę badawczą w badaniu empirycznym stanowiło 1459 spółek no-

towanych w czternastu krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Ze względu na szczególne cechy tych rynków stanowią one odpowiedni podmiot badań. Wyniki badań empirycznych wskazują, że płynność akcji wpływa na hierarchie źródeł finansowania przedsiębiorstw poprzez redukcję negatywnych skutków asymetrii informacji pomiędzy menedżerami a inwestorami zewnętrznymi.

Wyniki zaprezentowanych badań, poza znaczeniem poznawczym, mają także szereg implikacji praktycznych. W szczególności menedżerowie mogą znaleźć w tych badaniach zachętę do zwiększania płynności akcji zarządzanych przez siebie spółek. Pozwoli to zmniejszyć negatywne skutki asymetrii informacji, zwłaszcza w kontekście niedoinwestowania, i w konsekwencji umożliwi wzrost wartości przedsiębiorstwa w długim okresie. Poprawa płynności akcji może być efektem wielu różnych działań przedsiębiorstw, wśród których wyróżnia się budowanie szerokiej i zróżnicowanej bazy inwestorów (Chan i in., 2022).

Nie wszystkie czynniki wpływające na płynność akcji są kontrolowane przez spółki je emitujące. Dlatego wyniki zaprezentowanych badań mogą także stanowić przyczynek do zmian regulacyjnych, aby w sposób systemowy wspierać płynność akcji. Również zmiany w technologii handlu i wprowadzanie bardziej efektywnych kosztowo systemów transakcyjnych mogą przyczynić się do poprawy płynności walorów notowanych na giełdzie (Amihud i Mendelson, 2000). Innym istotnym czynnikiem wpływającym na poziom płynności jest ogólne zainteresowanie społeczeństwa inwestowaniem na rynkach kapitałowych. W związku z tym również regulatorzy rynku powinni zadbać o stworzenie warunków, które przyciągnęłyby inwestorów indywidualnych i instytucjonalnych, krótko- i długoterminowych, krajowych i zagranicznych. Zróżnicowanie inwestorów wpływa pozytywnie na płynność akcji (Chan i in., 2022) i może przyczynić się do poprawy efektywności alokacji kapitału i zasobów w gospodarce.

## Bibliografia

- Ahangar, N. A. (2021). Stock liquidity and corporate debt maturity structure: Evidences from Indian firms. *Managerial and Decision Economics*, 42(7), 1754–1764. <https://doi.org/10.1002/mde.3342>
- Akerlof, G. A. (1970). The Market for “Lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500. <https://doi.org/10.2307/1879431>
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 31–56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
- Amihud, Y., i Mendelson, H. (2000). The liquidity route to a lower cost of capital. *Journal of Applied Corporate Finance*, 12(4), 7–25. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.2000.tb00016.x>
- Bakri, M. A., Nordin, B. A. A., Tunde, M. B., i Theng, L. W. (2020). Moderating role of financial market development on the relationship between stock liquidity and dividend. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 16(2), 77–99. <https://doi.org/10.21315/aamjaf2020.16.2.4>
- Brogaard, J., Li, D., i Xia, Y. (2017). Stock liquidity and default risk. *Journal of Financial Economics*, 124(3), 486–502. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.03.003>
- Chan, K., Cheng, S., i Hameed, A. (2022). Investor Heterogeneity and Liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 57(7), 2798–2833. <https://doi.org/10.1017/S0022109022000217>
- Chen, W., Zhang, W., Lv, Z., i Zou, G. (2022). Liquidity around SEO announcements: Evidence from China. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 29(2), 472–486. <https://doi.org/10.1080/16081625.2020.1754253>



- Chen, Z., Gao, K., i Huang, W. (2020). Stock liquidity and excess leverage. *Finance Research Letters*, 32, 101178. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.04.034>
- Chojnacka, E. (2011). Analiza determinant zmian poziomu zadłużenia przy wykorzystaniu regresji kwantylowej. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 38, 341–352.
- Chung, K. H., i Zhang, H. (2014). A simple approximation of intraday spreads using daily data. *Journal of Financial Markets*, 17(1), 94–120. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2013.02.004>
- Cotei, C., i Farhat, J. B. (2009). The trade-off theory and the pecking order theory: Are they mutually exclusive? *North American Journal of Finance and Banking Research*, 3(3), 1–16.
- Czerwonka, L., i Jaworski, J. (2021). Capital structure determinants of small and medium-sized enterprises: Evidence from Central and Eastern Europe. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 28(2), 277–297. <https://doi.org/10.1108/JSBED-09-2020-0326>
- Czerwonka, L., i Jaworski, J. (2022). Capital structure and its determinants in companies originating from two opposite sides of the European Union: Poland and Portugal. *Economics and Business Review*, 8(1), 24–49. <https://doi.org/10.18559/ebr.2022.1.3>
- De Jong, A., Verbeek, M., i Verwijmeren, P. (2010). The impact of financing surpluses and large financing deficits on tests of the pecking order theory. *Financial Management*, 39(2), 733–756. <https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2010.01090.x>
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., i Stulz, R. M. (2006). Dividend policy and the earned/contributed capital mix: A test of the life-cycle theory. *Journal of Financial Economics*, 81(2), 227–254. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.07.005>
- Dewasiri, N. J., Yatiwelle Korallalage, W. B., Abdul Azeez, A., Jayarathne, P. G. S. A., Kuruppuarachchi, D., i Weerasinghe, V. A. (2019). Determinants of dividend policy: Evidence from an emerging and developing market. *Managerial Finance*, 45(3), 413–429. <https://doi.org/10.1108/MF-09-2017-0331>
- Donaldson, G. (1961). *Corporate debt capacity: A study of corporate debt policy and the determination of corporate debt capacity*. Harvard University.
- Ee, M. S., Hasan, I., i Huang, H. (2022). Stock liquidity and corporate labor investment. *Journal of Corporate Finance*, 72, 1–26. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2021.102142>
- Fama, E. F., i French, K. R. (2001). Disappearing dividends: Changing firm characteristics or lower propensity to pay? *Journal of Financial Economics*, 60(1), 3–43. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00038-1](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00038-1)
- Fama, E. F. i French, K. R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *Review of Financial Studies*, 15(1), 1–33. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.1.1>
- Fong, K. Y. L., Holden, C. W., i Trzcinka, C. A. (2017). What are the best liquidity proxies for global research? *Review of Finance*, 21(4), 1355–1401. <https://doi.org/10.1093/rof/rfx003>
- Frank, M. Z., Goyal, V. K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 67(2), 217–248. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00252-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00252-0)
- Greene, W. H. (1981). On the asymptotic bias of the ordinary least squares estimator of the tobit model. *Econometrica*, 49(2), 505–513. <https://doi.org/10.2307/1913323>
- Guo, J. (2016). Ultimate controlling shareholders and dividend payout policy in Chinese stock market. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 19(2), 1–35. <https://doi.org/10.1142/S0219091516500089>
- Halov, N. (2006). *Dynamics of asymmetric information and capital structure*. <https://pages.stern.nyu.edu/~nhalov/Halov.pdf>
- Harris, M., i Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *Journal of Finance*, 46(1), 297–355. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03753.x>
- Hasan, I., Jackowicz, K., Kowalewski, O., i Kozłowski, Ł. (2017). Do local banking market structures matter for SME financing and performance? New evidence from an emerging economy. *Journal of Banking and Finance*, 79, 142–158. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.03.009>
- Hernádi, P., i Ormos, M. (2012). What managers think of capital structure and how they act: Evidence from Central and Eastern Europe. *Baltic Journal of Economics*, 12(2), 47–71. <https://doi.org/10.1080/1406099X.2012.10840517>
- Jabbouri, I. (2016). Determinants of corporate dividend policy in emerging markets: Evidence from MENA stock markets. *Research in International Business and Finance*, 37, 283–298. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.01.018>

- Jaworski, J., i Czerwonka, L. (2019). Meta-study on relationship between macroeconomic and institutional environment and internal determinants of enterprises' capital structure. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 32(1), 2614–2637. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1650653>
- Jiang, F., Ma, Y., i Shi, B. (2017). Stock liquidity and dividend payouts. *Journal of Corporate Finance*, 42, 295–314. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.12.005>
- Kaźmierska-Jóźwiak, B. (2015). Determinants of dividend policy: Evidence from Polish listed companies. *Procedia Economics and Finance*, 23, 473–477. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00490-6](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00490-6)
- Koralun-Bereźnicka, J. (2018). Firm size and debt maturity as indirect determinants of capital structure: Evidence from European panel data. *Applied Economics Letters*, 25(18), 1319–1322. <https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1420869>
- Moin, A., Guney, Y., i El Kalak, I. (2020). The effects of ownership structure, sub-optimal cash holdings and investment inefficiency on dividend policy: Evidence from Indonesia. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 55, 857–900. <https://doi.org/10.1007/s11156-019-00862-z>
- Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39(3), 575–592. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb03646.x>
- Myers, S. C., i Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>
- Pham, T. P., Singh, H., i Vu, V. H. (2023). The impact of bank loan announcements on stock liquidity. *International Review of Economics and Finance*, 86, 848–864. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.02.009>
- Qu, W., Wongchoti, U., Wu, F., i Chen, Y. (2018). Does information asymmetry lead to higher debt financing? Evidence from China during the NTS Reform period. *Journal of Asian Business and Economic Studies*, 25(1), 109–121. <https://doi.org/10.1108/jabes-04-2018-0006>
- Shen, C. H. (2014). Pecking order, access to public debt market, and information asymmetry. *International Review of Economics and Finance*, 29, 291–306. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.06.002>
- Shyam-Sunder, L., i Myers, S. C. (1999). Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 51, 219–244. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00051-8](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00051-8)
- Stereńczak, S., i Kubiak, J. (2022). Dividend policy and stock liquidity: Lessons from Central and Eastern Europe. *Research in International Business and Finance*, 62, 101727. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101727>
- Wang, X., i Wei, S. (2021). Does the investment horizon of institutional investors matter for stock liquidity? *International Review of Financial Analysis*, 74, 101648. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101648>
- Yusof, Y., i Ismail, S. (2016). Determinants of dividend policy of public listed companies in Malaysia. *Review of International Business and Strategy*, 26(1), 88–99. <https://doi.org/10.1108/RIBS-02-2014-0030>