

Zastosowanie metaanalizy w badaniu dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw

Fryderyk Mirota^a 

Streszczenie. W literaturze dotyczącej transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw można zaobserwować istotne zróżnicowanie oszacowań parametru odzwierciedlającego dynamikę dostosowań badanej wielkości do jej optymalnego poziomu. Część wyników może być obarczona efektem selekcji publikacji. Prace, których rezultaty wpisują się wyraźnie w nurt teorii ekonomicznych, mogą być preferowane przez autorów i recenzentów, a w konsekwencji wyniki z tego obszaru — częściej publikowane. Celem artykułu jest zweryfikowanie występowania efektu selekcji publikacji w opracowaniach dotyczących transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw oraz zbadanie źródeł heterogeniczności oszacowań parametru mówiącego o dynamice dostosowań zasobów gotówkowych. W opracowaniu wykorzystano metaanalizę, pozwalającą na zbiorczą analizę rezultatów pochodzących z niezależnych badań. Umożliwia ona weryfikację występowania efektu selekcji publikacji oraz objaśnienie niejednorodności wyników prezentowanych w artykułach naukowych. Badanie przeprowadzono na podstawie danych wtórnych (informacje o oszacowaniach 402 regresji) pochodzących z 58 opracowań opublikowanych w latach 2003—2017. Do modelowania użyto metody Bayesian Model Averaging. Wykazano, że w przypadku rozpatrywanego zagadnienia efekt selekcji publikacji nie występuje. Na zróżnicowanie oszacowań odzwierciedlających dynamikę procesu dostosowań zasobów gotówkowych istotnie wpływają charakterystyki związane ze zbiorem danych wykorzystanym w badaniu, specyfikacją oraz estymacją modelu. Determinujący jest m.in. dobór metody estymacji, długość okresu objętego analizą oraz charakterystyki otoczenia rynkowego badanych podmiotów.

Słowa kluczowe: transakcyjna rezerwa płynności, metaanaliza, efekt selekcji publikacji

The use of meta-analysis in research on corporate cash holdings speed of adjustment

Summary. In empirical research significant diversity of corporate cash holdings speed of adjustment (SOA) estimates can be observed. It is possible that some of the results are affected by publication selection bias. Articles whose results are clearly in line with economic theories may be preferred by authors and reviewers and, consequently, conclusions from this area can be published more frequently. The aim of this article is to verify whether there is a publication selection bias with respect to studies related to corporate cash holdings adjustments and to investigate the sources of heterogeneity in cash holdings SOA estimates. The statistical method used in the study was meta-analysis, which allows a combined analysis of the results from independent research. Meta-analysis enables to verify the occurrence of the publication selection bias and to explain the heterogeneity of the results presented in articles. The study was based on data collected as a result of a review of the literature published between 2003 and 2017. On the basis of information on 402 estimates from 58 different studies it has been shown that the publication selection bias does not occur. The Bayesian Model Averaging was used for modelling. It was identified that the characteristics associated with the data set used in the study, model specification and the estimation method significantly affect the heterogeneity of corporate cash holdings SOA estimates. This diversity is determined, among others, by the choice of estimation method, length of the period covered by the analysis and characteristics of the market environment of the concerned entities.

Keywords: corporate cash holdings, meta-analysis, publication selection bias

JEL: C83, G30, G32

^a Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych.

Przedsiębiorstwa podejmują decyzję o wielkości utrzymywanych środków pieniężnych, kierując się jednym z trzech motywów: przezornościowym (w celu zabezpieczenia się przed niewypłacalnością), transakcyjnym (w celu uniknięcia kosztów finansowania zewnętrznego) lub spekulacyjnym (w celu osiągnięcia zysku wynikającego ze zmienności cen inwestycji), na co zwracał uwagę już Keynes (1936). W ostatnich dwóch dekadach wzrost wolumenów transakcyjnej rezerwy płynności¹, w skład której wchodzi środki pieniężne i ich ekwiwalenty (Michalski, 2013, s. 43 i 44), oraz jej udziału w sumie bilansowej przedsiębiorstw spowodował większe zainteresowanie tą tematyką zarówno badaczy, jak i mediów oraz inwestorów (Bates, Kahle i Stulz, 2009; Monga, Mattioli i Chasan, 2011). Zagadnienie to pozostaje niezmiennie aktualne również ze względu na fakt, że środki pieniężne utrzymywane przez spółki mają coraz większy wpływ na sytuację makroekonomiczną. Świadczy o tym rosnący udział zasobów gotówkowych przedsiębiorstw niefinansowych w PKB, który w państwach Europy Zachodniej często przewyższa 15% (Fidler, 2012).

Badanie czynników determinujących poziom środków pieniężnych utrzymywanych przez przedsiębiorstwa jest zagadnieniem ważnym, ale dopiero w połączeniu z analizą procesu dostosowań² wielkości wolumenów najbardziej płynnych aktywów pozwala lepiej zrozumieć rozważane zjawisko (Orlova i Rao, 2018). Prezentowane w literaturze rezultaty dotyczące dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw mogą być obarczone efektem selekcji publikacji. Możliwe bowiem, że prace przedstawiające wyniki wyraźnie zbieżne z teoriami ekonomicznymi są preferowane przez autorów i recenzentów, a w konsekwencji — częściej publikowane.

Celem artykułu jest zweryfikowanie występowania efektu selekcji publikacji w opracowaniach dotyczących transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw oraz zbadanie źródeł heterogeniczności oszacowań parametru mówiącego o dynamice dostosowań zasobów gotówkowych. W wynikach analiz empirycznych ukazanych w literaturze przedmiotu można zaobserwować duże zróżnicowanie szybkości dostosowań środków pieniężnych w czasie. Postawiono hipotezę, że w odniesieniu do dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw nie występuje efekt selekcji publikacji, a na zróżnicowanie oszacowań dotyczących badanego zjawiska wpływają charakterystyki związane z wykorzystanym w badaniu zbiorem danych, specyfikacją oraz estymacją modelu. Do zweryfikowania hipotezy posłużyły wnioski uzyskane z metaanalizy przeprowadzonej na podstawie danych z wybranych artykułów dotyczących transakcyjnej rezerwy płynności.

¹ W literaturze anglojęzycznej transakcyjna rezerwa płynności określana jest terminem *cash holdings*.

² Gdy w tekście jest mowa o dostosowaniach oraz procesie dostosowań, należy przez to rozumieć dostosowania transakcyjnej rezerwy płynności do jej optymalnego poziomu.

PROCES DOSTOSOWAŃ TRANSAKCYJNEJ REZERWY PŁYNNOŚCI W BADANIACH EMPIRYCZNYCH

W artykułach empirycznych proces i dynamika dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności analizowane są dzięki wykorzystaniu danych panelowych i wprowadzeniu do modelowania wartości zasobów gotówkowych z poprzedniego okresu. Zakłada się, że transakcyjna rezerwa płynności dla podmiotu i (TRP_i) dostosowuje się do optymalnego (lub pożądanego) poziomu (TRP_i^*) zgodnie z następującym równaniem:

$$TRP_{it} - TRP_{it-1} = \lambda(TRP_{it}^* - TRP_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

gdzie $\lambda \in [0,1]$ jest parametrem odzwierciedlającym dynamikę badanej charakterystyki w czasie. Odpowiada on procentowej części różnicy między aktualnym (w okresie t) a optymalnym poziomem transakcyjnej rezerwy płynności, którą przedsiębiorstwo niweluje podczas jednego okresu. Ponadto zakłada się, że nieobserwowalny, optymalny poziom transakcyjnej rezerwy płynności dla podmiotu i w okresie t zależy liniowo od charakterystyk tego przedsiębiorstwa:

$$TRP_{it}^* = \sum_k \beta_k x_{kit} + F_i \quad (2)$$

gdzie:

X_{kit} — wielkość k -tej charakterystyki podmiotu i w okresie t ,

F_i — efekt indywidualny i -tego podmiotu.

Podstawiając TRP_{it}^* z równania (2) do równania (1), otrzymuje się finalną postać modelu wykorzystywaną w badaniach empirycznych transakcyjnej rezerwy płynności:

$$TRP_{it} = \rho TRP_{it-1} + \sum_k \gamma_k x_{kit} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

gdzie:

$$\rho = 1 - \lambda,$$

$$\gamma_k = \lambda \beta_k,$$

$$\eta_i = \lambda F_i.$$

Model ten nazywany jest modelem częściowych dostosowań (*partial adjustment model*). Dynamikę utrzymywanych zasobów gotówkowych reprezentuje

parametr ρ , przy czym szybkość dostosowań jest odwrotnie proporcjonalna do wielkości oszacowania tego parametru.

W dotychczasowych badaniach skupiano się na identyfikacji czynników determinujących wielkość transakcyjnej rezerwy płynności. Rozważania naukowe w tym obszarze uwzględniały również wpływ ładu korporacyjnego (np. Couderc, 2006; Gao, Harford i Li, 2013), ograniczeń rynku finansowego (np. Almeida, Campello i Weisbach, 2004; Ferreira i Vilela, 2004), otoczenia makroekonomicznego (np. Chen i Yo, 2012; Wang, Ji, Chen i Song, 2014), elastyczności finansowej (np. Ang i Smedema, 2011; Denis, 2011), a także kryzysu finansowego (np. Lian, Sepehri i Foley, 2011; Al-Amareh, 2015) na wielkość utrzymywanych zasobów gotówkowych. Rzadziej podejmowano próbę wyjaśnienia zróżnicowania dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności. Rozpatrywano wpływ heterogeniczności cech finansowych przedsiębiorstw (np. Bates, Chang i Chi, 2018; Orlova i Rao, 2018), wykorzystanej metody estymacji (np. Flannery i Hankins, 2013; Chang, Deng i Wang, 2016) i kraju, w którym funkcjonują badane podmioty (np. Orlova i Sun, 2018) na szybkość dostosowań zasobów gotówkowych. Przegląd literatury wskazuje jednak na znaczącą lukę informacyjną w zakresie badań nad zróżnicowaniem dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw w opublikowanych wcześniej analizach.

PRZYGOTOWANIE ZBIORU DANYCH DO METAANALIZY

Metaanaliza to metoda statystyczna pozwalająca na zbiorczą analizę rezultatów pochodzących z niezależnych badań. Umożliwia ona m.in. weryfikację występowania efektu selekcji publikacji oraz objaśnienie heterogeniczności wyników uzyskanych w różnych analizach.

Procedura zbierania danych do metaanalizy składała się z kilku etapów. Rozpoczęto od wyszukania anglojęzycznych badań związanych z transakcyjną rezerwą płynności w bazach artykułów Google Scholar, ScienceDirect, JSTOR, ProQuest, Wiley Online Library oraz SpringerLink. Wstępnego wyboru tekstów dokonano na podstawie tytułów, słów kluczowych i treści streszczeń. Następnie przeanalizowano spisy literatury w uprzednio wybranych artykułach. W przypadku zidentyfikowania nieuwzględnionego wcześniej anglojęzycznego badania dołączano je do inicjalnego zbioru analiz. Uwzględniano wyłącznie najnowszą wersję danego tekstu (np. gdy istniał w kilku wydaniach lub miał formę working paper przed opublikowaniem w czasopiśmie recenzowanym). Dzięki temu badany zbiór był kompletny i aktualny.

Ze wstępnie wybranych 153 artykułów wytypowano wyłącznie te, w których analizowano proces dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności oraz zastosowano modelowanie ekonometryczne zgodne z równaniem postaci (3), gdzie zmienna objaśniana była zdefiniowana jako stosunek transakcyjnej rezerwy płynności do wartości aktywów przedsiębiorstwa. W ten sposób zapewniono

porównywalność zebranych oszacowań parametru odzwierciedlającego dynamikę dostosowań zasobów gotówkowych. Ostatecznie metaanalizą objęto 58 opracowań z lat 2003—2017³, które łącznie zawierały informacje o 402 oszacowanych regresjach. Włączone do finalnego zbioru teksty były zarówno badaniami opublikowanymi w czasopismach recenzowanych, jak i analizami w formie working paper. Listę wszystkich badań wykorzystanych w metaanalizie zamieszczono na końcu opracowania.

W celu weryfikacji występowania efektu selekcji publikacji dla każdej regresji ustalono wartości oszacowania parametru ρ oraz jego błędu standardowego⁴. Podejście takie pozwoliło na uwzględnienie w metaanalizie zróżnicowania oszacowań analizowanego parametru w wybranych badaniach oraz jego heterogeniczności pomiędzy poszczególnymi analizami⁵.

Na wyk. 1 zaprezentowano wartości oszacowań parametru ρ z zebranych badań w zależności od roku publikacji opracowania. Ilustracja ta wskazuje na istotną heterogeniczność procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności związaną z poszczególnymi regresjami. Zróżnicowanie to może wynikać z obciążenia oszacowań wywołanego selekcją publikacji, jak również z odmiennych charakterystyk uwzględnionych w poszczególnych badaniach. Wyniki te uzasadniają przeprowadzenie metaanalizy.

W celu zbadania heterogeniczności oszacowań rozważanego parametru w metaanalizie wykorzystuje się dodatkowo zmienne binarne odzwierciedlające różnice pomiędzy poszczególnymi opracowaniami. Dla każdego artykułu zebrano zatem informacje o charakterystykach związanych z wykorzystanym w badaniu zbiorem danych, specyfikacją i estymacją modelu oraz z samą publikacją. Nazwy, definicje oraz podstawowe statystyki opisowe dla wszystkich zebranych zmiennych zaprezentowano w tabl. 1. Metoda i zakres zbierania danych były zgodne z wytycznymi do przeprowadzania metaanaliz, które dla badań ekonomicznych zaproponowali Stanley i współpracownicy (2013).

Aby uniknąć niekorzystnego wpływu obserwacji odstających na wyniki metaanalizy, zastosowano procedurę ich identyfikacji na danych wielowymiarowych — jednocześnie dla wartości oszacowania parametru ρ oraz precyzji tegoż oszacowania (Hadi, 1994). W wyniku posłużenia się algorytmem 5,7% obserwacji⁶ (dane z 23 regresji) uznano za odstające i wykluczono z dalszej analizy.

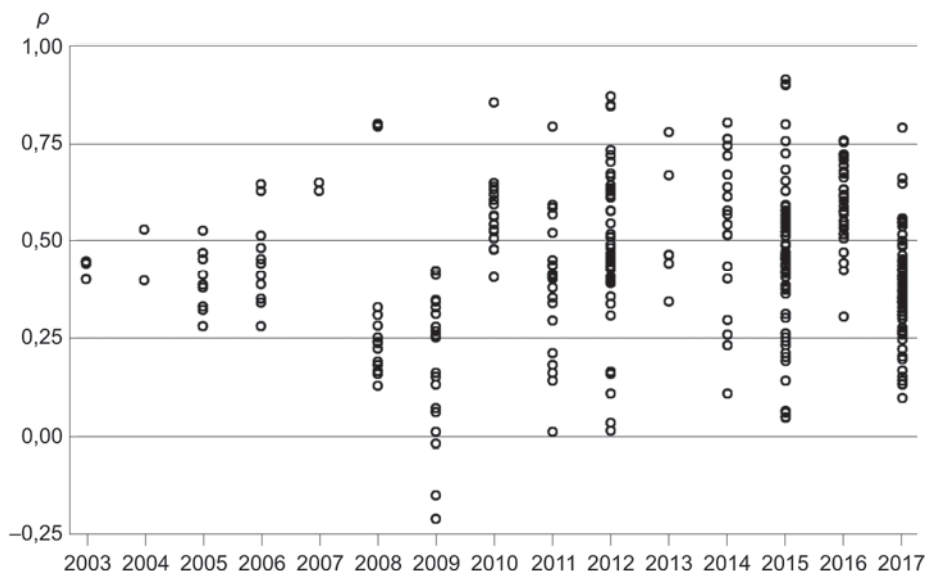
³ Zbieranie danych zakończono w styczniu 2018 r., dzięki czemu możliwe było uwzględnienie wszystkich badań opublikowanych do końca 2017 r.

⁴ W artykułach prezentowano wielkość oszacowania parametru ρ , a nie wartość $\lambda = 1 - \rho$, która odzwierciedla bezpośrednio dynamikę dostosowań zasobów gotówkowych, stąd metaanalizę przeprowadzono dla pierwszego z parametrów. Zachowano oznaczenia z równania (3).

⁵ W literaturze anglojęzycznej podejście takie określane jest terminem *all-set meta-data*.

⁶ Odsetek obserwacji odstających należy uznać za niewielki w porównaniu z innymi metaanalizami dla badań ekonomicznych. Dla przykładu Demena i van Bergeijk (2017), stosując identyczną procedurę, zidentyfikowali 14,7% obserwacji nietypowych.

WYKR. 1. WARTOŚĆ OSZACOWANIA PARAMETRU ρ ,
ZE WZGLĘDU NA ROK PUBLIKACJI WYNIKÓW BADAŃ



Źródło: opracowanie własne.

TABL. 1. ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE I ICH PODSTAWOWE STATYSTYKI OPISOWE

Zmienne	Definicja	Średnia	Odchylenie standardowe
Charakterystyki związane z wykorzystanym zbiorem danych			
<i>Uznany zbiór danych</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano uznany zbiór danych, taki jak: Compustat, Amadeus, Datastream, Osiris, Reuters, Bloomberg = 0 w przeciwnym wypadku	0,636	0,482
<i>Liczba obserwacji</i> ^a	liczba obserwacji wykorzystanych do modelowania	17,863	25,547
<i>Panel zbilansowany</i>	= 1, jeżeli w modelowaniu wykorzystano zbilansowany panel = 0 w przeciwnym wypadku	0,095	0,294
<i>Długość panelu</i>	liczba fal panelu wykorzystanego do modelowania	19,256	11,640
<i>Środek okresu objętego badaniem</i>	średni rok, z którego pochodzą dane wykorzystane do modelowania (rok bazowy — 1998)	0,482	9,919
<i>Podmioty notowane</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach notowanych na giełdach = 0 w przeciwnym przypadku	0,718	0,451
<i>Podmioty nienotowane</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach nienotowanych na giełdach = 0 w przeciwnym wypadku	0,021	0,144

^a W celu zapewnienia czytelności tabeli wartości średniej i odchylenia standardowego dla zmiennej *liczba obserwacji* zostały podzielone przez 1000.

TABL. 1. ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE I ICH PODSTAWOWE STATYSTYKI OPISOWE (cd.)

Zmienne	Definicja	Średnia	Odchylenie standardowe
Charakterystyki związane z wykorzystanym zbiorem danych (dok.)			
<i>Sektor małych i średnich przedsiębiorstw</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z sektora małych i średnich przedsiębiorstw = 0 w przeciwnym wypadku	0,050	0,219
<i>Kraj rozwijający się</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z krajów rozwijających się (zgodnie z raportem IMF <i>World Economic Outlook</i> 2016) = 0 w przeciwnym wypadku	0,272	0,445
<i>Podmioty z: Azji</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Azji = 0 w przeciwnym wypadku	0,253	0,435
<i>Europy</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Europy = 0 w przeciwnym wypadku	0,222	0,416
<i>Ameryki Północnej</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Ameryki Północnej = 0 w przeciwnym wypadku	0,520	0,500
<i>Ameryki Południowej</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Ameryki Południowej = 0 w przeciwnym wypadku	0,011	0,102
<i>Afryki</i>	= 1, jeżeli w badaniu wykorzystano dane wyłącznie o podmiotach z Afryki = 0 w przeciwnym wypadku	0,005	0,073
Charakterystyki związane z estymacją			
<i>Estymator: MNK</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano MNK = 0 w przeciwnym wypadku	0,216	0,412
<i>efektów stałych</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano estymator efektów stałych = 0 w przeciwnym wypadku	0,011	0,102
<i>efektów losowych</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano estymator efektów losowych = 0 w przeciwnym wypadku	0,018	0,135
<i>Arellano-Bonda</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano estymator pierwszych różnic Arellano-Bonda = 0 w przeciwnym wypadku	0,306	0,461
<i>Blundella-Bonda</i>	= 1, jeżeli do estymacji wykorzystano systemowy estymator Blundella-Bonda = 0 w przeciwnym przypadku	0,406	0,492
Charakterystyki związane ze specyfikacją modelu			
<i>Liczba zmiennych objaśniających</i>	liczba zmiennych objaśniających uwzględnionych w modelu (bez stałej i zmiennych identyfikujących konkretne fale panelu)	12,087	4,818

TABL. 1. ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE I ICH PODSTAWOWE STATYSTYKI OPISOWE (dok.)

Zmienne	Definicja	Średnia	Odchylenie standardowe
Charakterystyki związane ze specyfikacją modelu (dok.)			
<i>Wskaźnik dźwigni</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o wskaźniku dźwigni = 0 w przeciwnym wypadku	0,855	0,353
<i>Wypłata dywidendy</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o wypłacanej dywidendzie = 0 w przeciwnym wypadku	0,652	0,477
<i>Wydatki na badania i rozwój</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o wydatkach na badania i rozwój = 0 w przeciwnym wypadku	0,478	0,500
<i>Struktura zarządzania</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o strukturze właścicielskiej lub strukturze zarządzania przedsiębiorstwem = 0 w przeciwnym wypadku	0,272	0,445
<i>Zmienne makroekonomiczne</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne makroekonomiczne = 0 w przeciwnym wypadku	0,055	0,229
<i>Kryzys finansowy</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono zmienne informujące o występowaniu kryzysu finansowego = 0 w przeciwnym wypadku	0,013	0,114
<i>Efekt czasowy</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono efekt czasowy = 0 w przeciwnym wypadku	0,565	0,496
<i>Efekt indywidualny</i>	= 1, jeżeli w modelu uwzględniono efekt indywidualny badanych podmiotów = 0 w przeciwnym wypadku	0,470	0,500
Charakterystyki związane z publikacją			
<i>Rok publikacji</i>	rok publikacji badania (rok bazowy — 2003)	10,066	3,572
<i>Badanie podlegające recenzji naukowej</i>	= 1, jeżeli badanie podlegało niezależnej recenzji naukowej = 0 w przeciwnym wypadku	0,628	0,484
<i>Liczba cytowań</i>	średnia roczna liczba cytowań w serwisie Google Scholar — od momentu udostępnienia badania (dane o liczbie cytowań pochodzą z grudnia 2017)	4,461	5,876
<i>Liczba pozycji bibliograficznych</i>	liczba pozycji bibliograficznych wyszczególnionych w badaniu	55,681	48,452
<i>Wskaźnik Impact Factor</i>	wartość wskaźnika Impact Factor pisma, w którym opublikowano badanie (zgodnie z Journal Citation Reports 2017 — Thomson Reuters)	0,640	1,169
<i>Oszacowanie parametru</i>	wartość oszacowania parametru ρ	0,420	0,179
<i>Błąd standardowy</i>	błąd standardowy oszacowania parametru ρ	0,049	0,050

WYNIKI METAANALIZY

Wykresy lejkowe (*funnel plots*) i weryfikacja efektu selekcji publikacji

Najprostszą i najpopularniejszą metodą weryfikacji występowania efektu selekcji publikacji jest graficzna analiza wykresu zwanego lejkowym, prezentującą relację między wartościami oszacowań badanego parametru a ich precyzją (mierzoną zazwyczaj odwrotnością błędu standardowego). Analizy oparte na małych próbach cechują się większymi błędami standardowymi i będą znajdować się u podstawy wykresu, charakteryzując się dużym rozproszeniem. Oszacowania pochodzące z estymacji opartych na dużych próbkach będą z kolei rozmieszczone w górnej części grafu i bardziej skoncentrowane ze względu na większą precyzję (Stanley, 2005).

W przypadku braku efektu selekcji publikacji oszacowania powinny być rozmieszczone losowo i symetrycznie wokół tzw. prawdziwego efektu (*true effect*, *precision effect*), do którego finalnie będą zbiegać się wraz ze wzrostem precyzji. Oczekiwany jest wykres o symetrycznym kształcie przypominającym odwrócony lejek. Występowanie selekcji publikacji odzwierciedla na grafie jego asymetria wskazująca na preferencje autorów i recenzentów co do wielkości szacowanego współczynnika (Stanley i Doucouliagos, 2010).

Wykres lejkowy jest pierwszym wyznacznikiem efektu selekcji publikacji, aczkolwiek jego interpretacja może być subiektywna. Jednoznaczne wnioskowanie umożliwiają natomiast wyniki testów statystycznych na asymetrię wykresu lejkowego (Funnel Asymmetry Test — FAT) oraz wartość prawdziwego efektu (Precision Effect Test — PET). Najpopularniejszym sposobem statystycznej weryfikacji występowania efektu selekcji publikacji jest oszacowanie regresji następującej postaci (Stanley i Doucouliagos, 2010):

$$\hat{\rho}_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot se_{ij} + u_{ij} \quad (4)$$

gdzie:

$\hat{\rho}_{ij}$ — wartość oszacowania analizowanego parametru dla i -tego badania i j -tej regresji raportowanej w tym opracowaniu,

se_{ij} — błąd standardowy,

u_{ij} — błąd losowy.

W przypadku braku efektu selekcji publikacji oszacowania $\hat{\rho}_{ij}$ powinny być niezależne od ich błędów standardowych i różnić się w sposób losowy od β_0 (Doucouliagos i Stanley, 2013). Współczynnik β_1 może być zatem interpretowany jako miara efektu selekcji publikacji, a β_0 utożsamiane z wartością

prawdziwego efektu. Aby rozwiązać występujący w równaniu (4) problem heteroskedastyczności, w praktyce wielkości te dzieli się obustronnie przez wartość se_{ij} (Stanley i Doucouliagos, 2012). Finalnie równanie przyjmuje postać:

$$t_{ij} \equiv \frac{\hat{\rho}_{ij}}{se_{ij}} = \beta_1 + \beta_0 \cdot \frac{1}{se_{ij}} + v_{ij} \quad (5)$$

gdzie:

t_{ij} — wartość statystyki t -Studenta dla j -tego oszacowania badanego parametru w i -tej analizie,

v_{ij} — błąd losowy.

Odrzucenie hipotezy, że stała w modelu (5) jest równa 0 ($H_0: \beta_1 = 0$), świadczy o asymetrii rozkładu, a w konsekwencji o występowaniu efektu selekcji publikacji (Stanley, 2008). Współczynnik β_0 reprezentuje wielkość i znak prawdziwego efektu. Weryfikacja, czy jest on równy 0 ($H_0: \beta_0 = 0$), pozwala stwierdzić, czy oprócz ewentualnego efektu selekcji publikacji występuje rzeczywisty efekt empiryczny (Stanley, 2008).

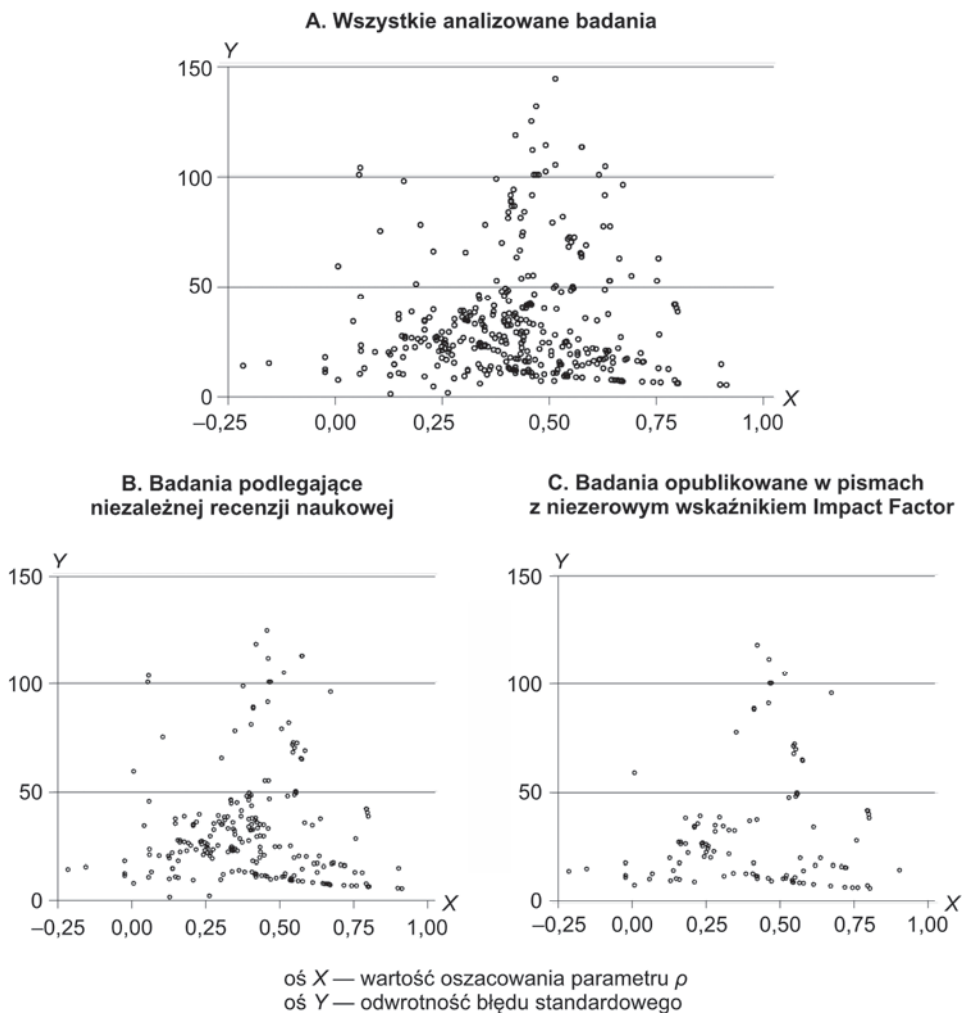
Na wyk. 2A uwzględniono wszystkie badania transakcyjnej rezerwy płynności włączone do metaanalizy. Symetryczny układ grafu oraz większe rozproszenie obserwacji u jego podstawy przy jednoczesnym skoncentrowaniu oszacowań o największej precyzji pozwalają wnioskować o braku efektu selekcji publikacji.

Efekt selekcji publikacji jest związany szczególnie z badaniami recenzowanymi, w przypadku których możliwy był wpływ preferencji co do wielkości oszacowań analizowanego parametru zarówno ze strony autorów, jak i recenzentów. Wykresy lejkowe dla badań, które podlegały niezależnej recenzji naukowej, oraz badań opublikowanych w pismach z niezerowym wskaźnikiem Impact Factor zaprezentowano na wyk. 2B i 2C. Oba grafy mają kształt odwróconego lejka i — tak jak w przypadku wykresu obejmującego wszystkie analizowane badania — nie ma podstaw do wnioskowania o występowaniu selekcji publikacji.

W celu potwierdzenia za pomocą metod statystycznych wniosków uzyskanych na podstawie graficznej analizy wykresów lejkowych oszacowano regresję opisaną wzorem (5) w trzech następujących wariantach: dla wszystkich badań włączonych do metaanalizy, wyłącznie dla badań podlegających niezależnej recenzji naukowej oraz dla badań opublikowanych w czasopiśmie z niezerowym wskaźnikiem Impact Factor. Wyniki zaprezentowano w tabl. 2.

Do estymacji, poza metodą najmniejszych kwadratów (MNK), użyto również modelu MEM (mixed-effects multilevel), który pozwala na uwzględnienie zróżnicowania oszacowań parametru ρ zarówno pomiędzy poszczególnymi badaniami, jak i w ramach jednego opracowania (Doucouliagos i Laroche, 2009). Zasadność takiego podejścia potwierdzono za pomocą testu LR dla wszystkich wersji estymacji.

WYKR. 2. WERYFIKACJA WYSTĘPOWANIA EFEKTU SELEKCJI PUBLIKACJI DLA BADAŃ DOTYCZĄCYCH TRANSAKCYJNEJ REZERWY PŁYNNOŚCI PRZEDSIĘBIORSTW



Źródło: jak przy wyk. 1.

**TABL. 2. WYNIKI TESTU NA WYSTĘPOWANIE EFEKTU SELEKCJI PUBLIKACJI
ORAZ TESTU NA WARTOŚĆ PRAWDZIWEGO EFEKTU**

Wyszczególnienie	MEM		MNK	
	współczynnik	statystyka testowa (p -value)	współczynnik	statystyka testowa (p -value)
Wszystkie analizowane badania				
1/se	0,449***	12,62 (0,000)	0,451***	18,13 (0,000)
Stała	-0,546	-0,43 (0,667)	-0,853	-1,14 (0,258)
Liczba obserwacji	x	379	x	379
Test LR	x	91,20 (0,000)	x	—
Badania podlegające niezależnej recenzji naukowej				
1/se	0,415***	14,39 (0,000)	0,425***	16,52 (0,000)
Stała	0,070	0,06 (0,955)	-0,843	-0,94 (0,354)
Liczba obserwacji	x	238	x	238
Test LR	x	51,44 (0,000)	x	—
Badania opublikowane w pismach z niezerowym wskaźnikiem Impact Factor				
1/se	0,482***	21,17 (0,000)	0,468***	11,26 (0,000)
Stała	-0,890	-0,58 (0,60)	-1,796	-1,37 (0,188)
Liczba obserwacji	x	119	x	119
Test LR	x	102,45 (0,000)	x	—

U w a g a. W błędach standardowych uwzględniono efekt klasteryzacji na poziomie poszczególnych badań. *** — statystyczna istotność parametrów na poziomie 1%. Test LR — test ilorazu wiarygodności porównujący model MEM z modelem regresji liniowej (odrzućenie hipotezy zerowej o braku zróżnicowania pomiędzy badaniami wskazuje na zasadność użycia modelu MEM). Wartość statystyki testowej w teście Q (test na występowanie zróżnicowania oszacowań parametru ρ) wynosi 16801,97 (liczba stopni swobody = 378, p -value = 0,000). Wartość statystyki I^2 (część zróżnicowania oszacowań parametru ρ , którą można przypisać jego rzeczywistej heterogeniczności) wynosi 97,8%.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

W żadnym przypadku nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że stała w modelu (5) jest równa 0 ($H_0: \beta_1 = 0$). Statystycznie istotne oszacowania parametru β_0 o zbliżonych wartościach wskazują na znaczącą dynamikę procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw. Testy statystyczne potwierdzają zatem rezultaty analizy graficznej wykresów lejkowych. Finalnie należy stwierdzić, że dla opracowań dotyczących dynamiki procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności nie występuje efekt selekcji publikacji⁷. Preferencje autorów i recenzentów dotyczące wielkości oszacowania parametru odzwierciedlającego szybkość dostosowań zasobów gotówkowych nie wpływają na publikowane rezultaty i wnioski ekonomiczne z badań.

Na podstawie testu Q należy odrzucić hipotezę o braku zróżnicowania oszacowań parametru ρ . Specyfikacja modelu (5) nie uwzględnia innych źródeł heterogeniczności procesu dostosowań zasobów gotówkowych przedsiębiorstw niż efekt selekcji publikacji i błąd losowy. Wartość statystyki I^2 wynosi jednak 97,8%, co oznacza, że błąd z próby wyjaśnia tylko nieco ponad 2% zróżnicowania oszacowań badanego parametru. Przy wniosku o niewystępowaniu efektu selekcji publikacji zasadna jest dalsza, bardziej szczegółowa analiza przyczyn heterogeniczności dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności.

Źródła heterogeniczności oszacowań parametru ρ

Oszacowania parametru ρ odzwierciedlającego szybkość dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności mogą być zróżnicowane pomiędzy badaniami ze względu na odmienne zbiory wykorzystywanych danych, różne metody estymacji i specyfikacji modeli, a także inne charakterystyki związane z publikacją. W celu zbadania heterogeniczności oszacowań parametru ρ do modelu (4) wprowadzono dodatkowo 33 zmienne (tabl. 1). Jednocześnie, ze względu na niewystępowanie efektu selekcji publikacji i statystyczną nieistotność błędów standardowych oszacowań (se_{ij}), zrezygnowano z wprowadzania ich do modelu, eliminując tym samym problem heteroskedastyczności. Równanie wykorzystane do badania heterogeniczności dynamiki procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności ostatecznie przyjmuje postać:

⁷ Wniosek o braku efektu selekcji publikacji w metaanalizach dotyczących badań ekonomicznych występuje sporadycznie, jednak podobne rezultaty w swoich analizach otrzymali np. Havranek i Irsova (2017) oraz Havranek, Herman i Irsova (2018).

$$\hat{\rho}_{ij} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{33} \alpha_k X_{k,ij} + u_{ij} \quad (6)$$

gdzie $X_{k,ij}$ reprezentuje k -tą zmienną objaśniającą dla j -tej regresji raportowanej w i -tej publikacji włączanej do metaanalizy.

Każda z wprowadzonych do modelu zmiennych może objaśniać heterogeniczność oszacowań parametru ρ , jednak włączenie wszystkich charakterystyk do regresji może spowodować zawyżenie błędów standardowych wywołane przez zmienne nieistotne. Z teorii nie wynika jednoznacznie, które zmienne powinny być uwzględnione w metaanalizie, a które mogą zostać wyłączone z modelowania. Zastosowanie popularnej w takich przypadkach metody „od ogółu do szczegółu” może skutkować wykluczeniem zmiennych, których interpretacja ekonomiczna jest istotna dla badanego zjawiska. Duża liczba możliwych regresorów powoduje zatem niepewność co do właściwego doboru specyfikacji i postaci funkcyjnej modelu, która może prowadzić do błędnego wniosku (Havranek, Rusnak i Sokolova, 2017). Do estymacji wykorzystano zatem metodę BMA (Bayesian Model Averaging), dla której określenie jednej konkretnej specyfikacji modelu nie jest wymagane.

W metodzie BMA szacuje się 2^k modeli (gdzie k to liczba potencjalnych zmiennych objaśniających) zawierających różne kombinacje regresorów. Modele te są następnie agregowane za pomocą metod bayesowskich. Oszacowanie każdego parametru (nazywane wartością oczekiwaną *a posteriori*⁸) jest średnią ważoną oszacowań współczynnika dla badanej zmiennej ze wszystkich wyestymowanych modeli, gdzie jako wagi przyjmuje się prawdopodobieństwo *a posteriori* wyboru danej specyfikacji modelu⁹. Prawdopodobieństwo *a posteriori* danego modelu odzwierciedla jakość jego dopasowania i jest wartością odpowiadającą kryteriom informacyjnym w statystyce częstościowej. Dla każdej zmiennej suma prawdopodobieństw *a posteriori* modeli, w których postaci funkcyjnej uwzględniono analizowany regresor, nazywana jest prawdopodobieństwem włączenia danej zmiennej do modelu¹⁰ (odpowiednik poziomu istotności w podejściu częstościowym). Daną zmienną w wynikach estymacji metodą BMA uznaje się za istotną, gdy prawdopodobieństwo włączenia jej do modelu przewyższa 50% (Kass i Raftery, 1995). Dodatkowo z rozkładu *a posteriori* oszacowań poszczególnych parametrów wyznaczane są odchylenia standardowe *a posteriori*, które są ekwiwalentami błędów standardowych

⁸ W literaturze anglojęzycznej określana terminem *posterior mean*.

⁹ Krótsza nazwa to prawdopodobieństwo *a posteriori* modelu, w literaturze anglojęzycznej określane terminem *posterior model probability*.

¹⁰ W literaturze anglojęzycznej określane terminem *posterior inclusion probability*.

w podejściu częstościowym. Dokładny opis metody BMA można znaleźć np. w pracy Feldkirchera i Zeugnera (2009).

W literaturze dotyczącej transakcyjnej rezerwy płynności autorzy wskazują na kluczowość doboru metody estymacji dla wielkości oszacowania parametru odzwierciedlającego szybkość dostosowań zasobów gotówkowych (np. Chang, Deng i Wang, 2016; Flannery i Hankins, 2013). Aby dokładnie i kompleksowo przeanalizować wpływ charakterystyk związanych z estymacją (zmienne — estymatory: *MNK*, *efektów stałych*, *efektów losowych*, *Arellano-Bonda* oraz *Blundella-Bonda*) na wartość oszacowania parametru ρ , zdecydowano, że zostaną one z góry włączone do każdego estymowanego modelu. Tym samym w metodzie BMA oszacowanych powinno być 2^{33-5} różnych regresji. Estymacja tak dużej liczby modeli jest jednak bardzo wymagająca obliczeniowo. Wykorzystano zatem algorytm MCMCMC (Markov Chain Monte Carlo Model Composition), pozwalający na otrzymanie dobrego przybliżenia wyników, szacując wyłącznie modele o najwyższym prawdopodobieństwie *a posteriori* (Feldkircher i Zeugner, 2009; Madigan, York i Allard, 1995).

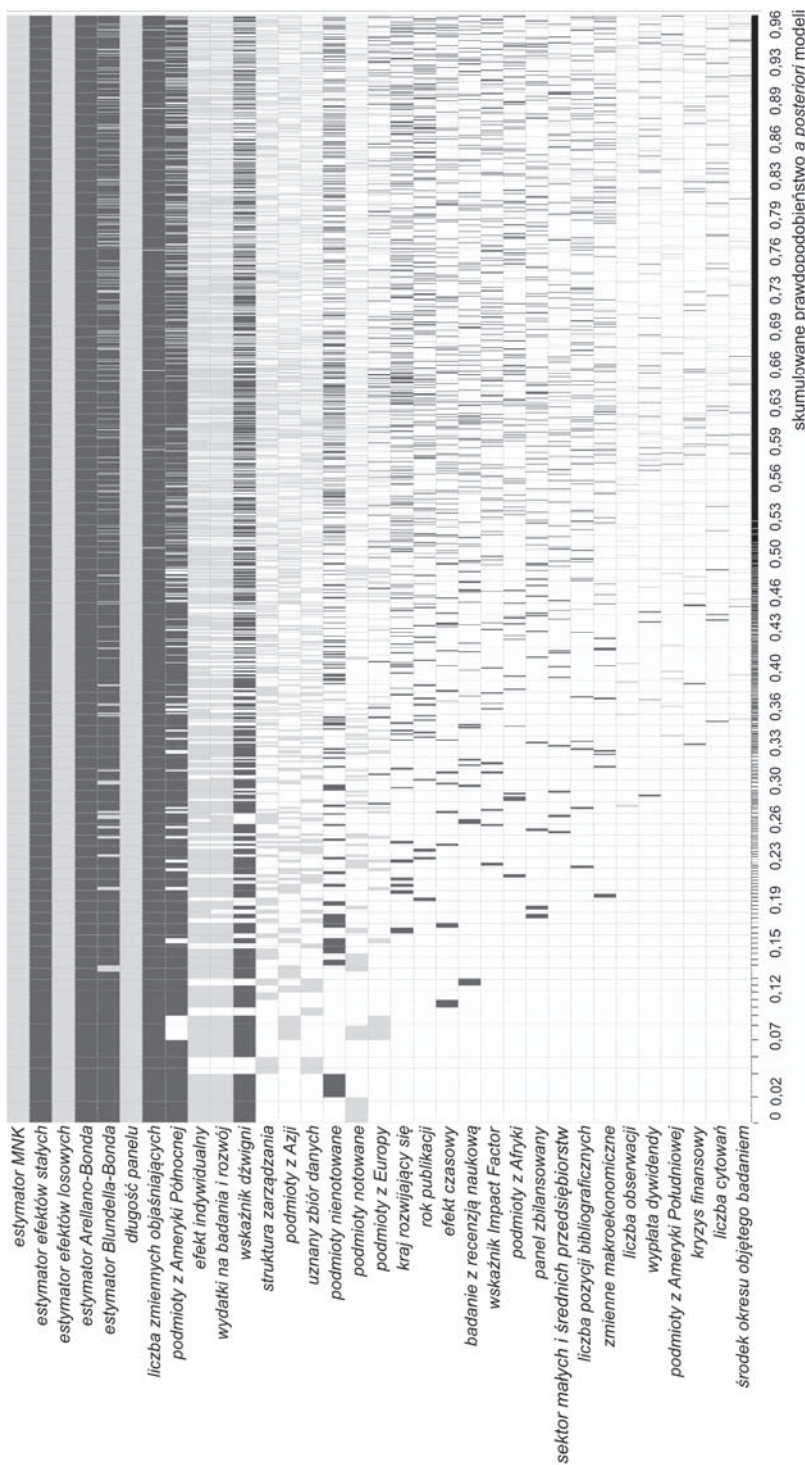
Przed wykorzystaniem danych w metodzie BMA konieczne jest przyjęcie założeń *a priori* dotyczących współczynników regresji (*g-prior*) oraz prawdopodobieństwa wyboru danej specyfikacji modelu. Wykorzystano jednostkowy *g-prior*¹¹, reprezentujący bardzo małą wiedzę *a priori*, tożsamą z ilością informacji dla jednej obserwacji w zbiorze danych, oraz jednostajny rozkład prawdopodobieństwa *a priori* wyboru konkretnego modelu (każda specyfikacja jest jednakowo prawdopodobna) jako połączenie, które najlepiej sprawdza się w badaniach empirycznych (Eicher, Papageorgiou i Raftery, 2011).

Na wyk. 3 zaprezentowano ilustrację wyników estymacji metodą BMA. Oprócz charakterystyk z góry wprowadzonych do każdego modelu zmiennymi najistotniejszymi dla wyjaśnienia zróżnicowania procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności okazały się: *długość panelu*, *liczba zmiennych objaśniających*, *podmioty z Ameryki Północnej*, *efekt indywidualny*, *wydatki na badania i rozwój* oraz *wskaźnik dźwigni*. Kierunek wpływu tych charakterystyk na szybkość dostosowań zasobów gotówkowych można uznać za stabilny niezależnie od zbioru innych zmiennych uwzględnionych w specyfikacjach modeli.

Wyniki estymacji metodą BMA przedstawiono w tabl. 3. Wartości prawdopodobieństw *a posteriori* włączenia zmiennych do modelu potwierdzają wnioski dotyczące zbioru zmiennych najlepiej objaśniających heterogeniczność szybkości dostosowań zasobów gotówkowych uzyskane wcześniej z analizy graficznej wyk. 3 (prawdopodobieństwo włączenia ich do modelu przewyższa 50%).

¹¹ W literaturze anglojęzycznej określany terminem *unit information g-prior*.

WYKR. 3. WYNIKI ESTYMACJI METODĄ BMA



U w a g a. Wiersze przedstawiają zmienne, uszeregowane malejąco według prawdopodobieństwa włączenia danej charakterystyki do modelu. Każda kolumna reprezentuje jeden model. Informacje dotyczą 10 000 najlepszych modeli (cechujących się najwyższymi prawdopodobieństwami a posteriori). Kolor komórki oznacza: ciemny — zależność ujemną, jasny — zależność dodatnią pomiędzy regresorem a zmienną objaśnianą, biały — nieuwzględnienie danej charakterystyki w specyfikacji modelu.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI METODAMI BMA I MNK

Zmienne	BMA			MNK		
	wartość oczekiwana <i>a posteriori</i>	odchylenie standardowe <i>a posteriori</i>	prawdopodobieństwo włączenia zmiennej do modelu	współczynnik	błąd standardowy ^a	p-value
Charakterystyki związane z wykorzystanym zbiorem danych						
<i>Uznany zbiór danych</i>	0,027	0,043	0,337	—	—	—
<i>Liczba obserwacji</i>	0,000	0,000	0,036	—	—	—
<i>Panel zbilansowany</i>	-0,003	0,014	0,064	—	—	—
<i>Długość panelu</i>	0,004	0,001	1,000	0,004**	0,002	0,057
<i>Środek okresu objętego badaniem</i>	0,000	0,000	0,026	—	—	—
<i>Podmioty notowane</i>	0,010	0,021	0,241	—	—	—
<i>Podmioty nienotowane</i>	-0,032	0,062	0,263	—	—	—
<i>Sektor małych i średnich przedsiębiorstw</i>	-0,003	0,018	0,061	—	—	—
<i>Kraj rozwijający się</i>	-0,010	0,029	0,155	—	—	—
<i>Podmioty z: Azji</i>	0,033	0,053	0,358	—	—	—
<i>Europy</i>	0,009	0,032	0,177	—	—	—
<i>Ameryki Północnej</i>	-0,084	0,049	0,843	-0,090***	0,033	0,009
<i>Ameryki Południowej</i>	0,000	0,020	0,032	—	—	—
<i>Afryki</i>	-0,009	0,043	0,066	—	—	—
Charakterystyki związane z estymacją						
<i>Estymator: MNK</i>	0,045	0,042	1,000	0,033	0,085	0,697
<i>efektów stałych</i>	-0,170	0,083	1,000	-0,175*	0,114	0,132
<i>efektów losowych</i>	0,354	0,074	1,000	0,326***	0,093	0,001
<i>Arellano-Bonda</i>	-0,109	0,041	1,000	-0,119*	0,081	0,148
<i>Blundella-Bonda</i>	-0,019	0,042	1,000	-0,025	0,080	0,755
Charakterystyki związane ze specyfikacją modelu						
<i>Liczba zmiennych objaśniających</i>	-0,010	0,003	0,993	-0,008**	0,004	0,070
<i>Wskaźnik dźwigni</i>	-0,063	0,056	0,625	-0,104**	0,060	0,086
<i>Wyplata dywidendy</i>	0,000	0,006	0,032	—	—	—
<i>Wydatki na badania i rozwój</i>	0,070	0,048	0,756	0,095**	0,054	0,085
<i>Struktura zarządzania</i>	0,022	0,030	0,406	—	—	—
<i>Zmienne makroekonomiczne</i>	-0,003	0,015	0,056	—	—	—
<i>Kryzys finansowy</i>	0,000	0,015	0,028	—	—	—
<i>Efekt czasowy</i>	-0,003	0,011	0,095	—	—	—
<i>Efekt indywidualny</i>	0,059	0,038	0,791	0,076**	0,039	0,057
Charakterystyki związane z publikacją						
<i>Rok publikacji</i>	0,000	0,002	0,105	—	—	—
<i>Badanie podlegające recenzji naukowej</i>	-0,002	0,010	0,082	—	—	—
<i>Liczba cytowań</i>	0,000	0,000	0,026	—	—	—
<i>Liczba pozycji bibliograficznych</i> ...	0,000	0,000	0,058	—	—	—
<i>Wskaźnik Impact Factor</i>	-0,001	0,004	0,079	—	—	—
<i>Liczba obserwacji</i>	379	—	—	379	—	—
<i>Stała</i>	0,493	—	1,000	0,530***	0,104	0,000

a Dla estymacji MNK w błędach standardowych uwzględniono efekt klasteryzacji na poziomie poszczególnych badań.

U w a g a. ***, **, * — statystyczna istotność parametrów odpowiednio na poziomie: 1%, 10% oraz 15%.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

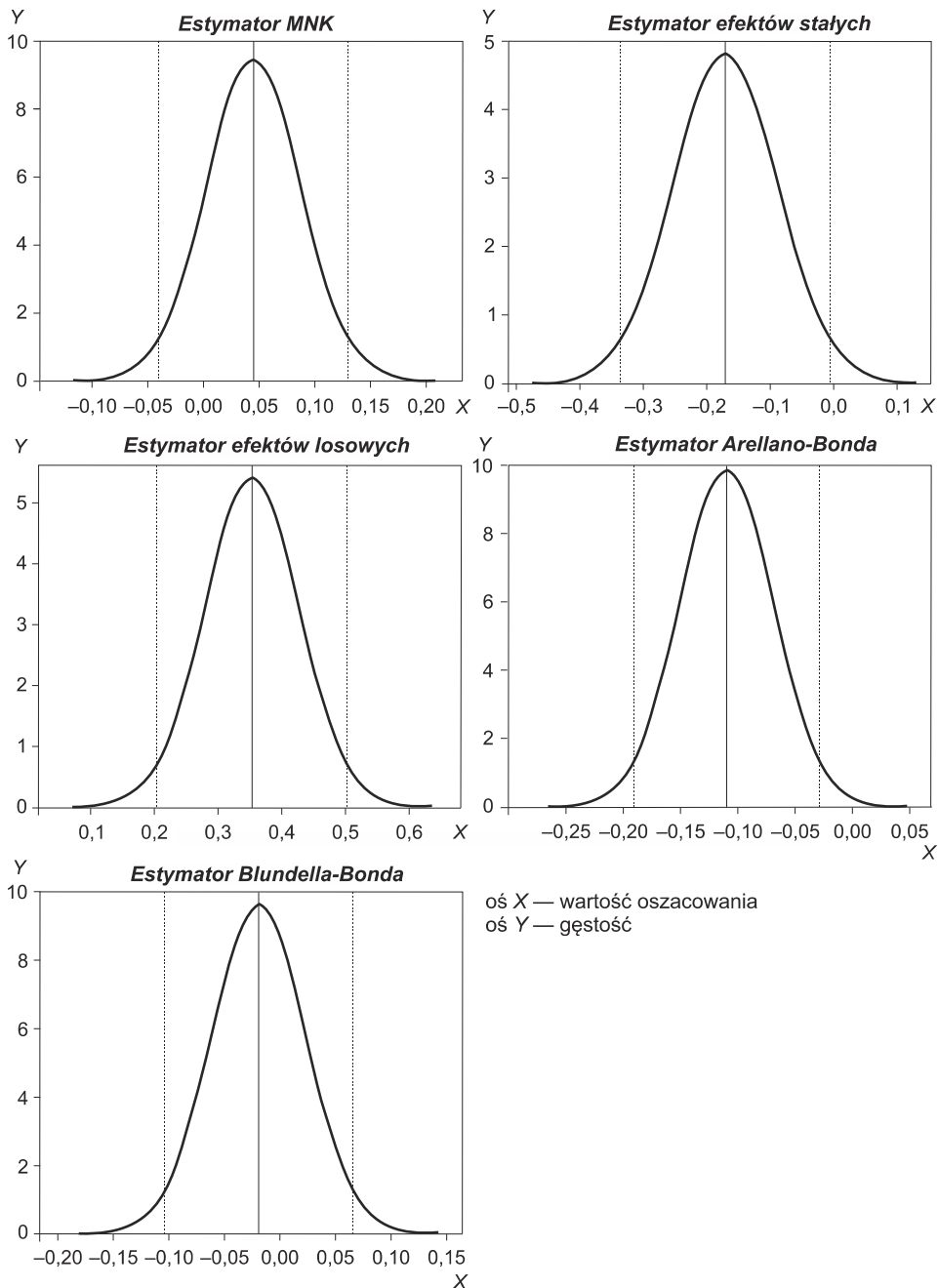
Otrzymane oszacowania świadczą o ujemnym wpływie długości panelu wykorzystanego do modelowania na szybkość dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności¹². Flannery i Hankins (2013) podkreślają, że im dłuższy okres zostaje objęty analizą, tym obciążenie oszacowań parametru ρ jest mniejsze. Dla estymatora *Arellano-Bonda*, stosowanego najczęściej, obciążenie to ma znak ujemny, co wyjaśnia otrzymaną zależność pomiędzy liczbą fal użytego w badaniu panelu a szybkością dostosowań najbardziej płynnych aktywów. W zakresie charakterystyk związanych ze zbiorem danych wykorzystanym w badaniu obserwowano również, że opracowania dotyczące podmiotów z Ameryki Północnej cechuje wyższa dynamika procesu dostosowań zasobów gotówkowych. Większość analiz w tej grupie odnosi się do przedsiębiorstw działających w Stanach Zjednoczonych, gdzie w ostatnim czasie obserwowane jest zjawisko nadpłynności (Bates, Kahle i Stulz, 2009), które może skutkować większą zmiennością poziomu utrzymywanych środków pieniężnych.

Prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia zmiennych do modelu dla charakterystyk związanych z estymacją nie podlega interpretacji, ponieważ jest zdeterminowane przez wprowadzanie ich z góry do każdego modelu. Z tego względu, jako komplementarny element wyników estymacji, na wyk. 4 przedstawiono rozkłady *a posteriori* oszacowań współczynników dla zmiennych z góry wprowadzonych do wszystkich modeli. Dla estymatora *efektów stałych*, estymatora *efektów losowych* oraz estymatora *Arellano-Bonda* wartość oczekiwana *a posteriori* jest oddalona od 0 o co najmniej dwa odchylenia standardowe *a posteriori*. Odpowiada to statystycznej istotności na poziomie 5% w podejściu częstościowym. Pozostałe dwie zmienne z góry wprowadzone do wszystkich modeli nie objaśniają w sposób istotny heterogeniczności procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności. Dobór metody estymacji determinuje wielkość ewentualnego obciążenia oszacowań parametru ρ (Flannery i Hankins, 2013; Zhou, Faff i Alpert, 2014), które może być wyższe również ze względu na ograniczony zbiór wartości badanego współczynnika ρ (Elsas i Florysiak, 2015). Wybrana do analiz metoda estymacji ma zatem kluczowe znaczenie dla wnioskowania w zakresie dynamiki procesu dostosowań zasobów gotówkowych.

Nieuwzględnienie w specyfikacji modelu wskaźnika dźwigni, który jest jedną z głównych determinant transakcyjnej rezerwy płynności (np. Opler, Pinkowitz, Stulz i Williamson, 1999; Ozkan i Ozkan, 2004), wpływa ujemnie na oszacowanie dynamiki badanego zjawiska. Ma to związek z problemem zmiennych pominiętych, powodującym obciążenie estymatora parametru ρ . Identyczny mechanizm dotyczy liczby regresorów wykorzystanych w modelowaniu. Im więcej możliwych do użycia w modelowaniu zmiennych zawartych jest w zbiorze danych, tym adekwatniej można wyspecyfikować postać modelu i z większą dokładnością oszacować parametr odzwierciedlający badane zjawisko. Pominięcie istotnych charakterystyk skutkuje zaniżeniem oszacowania szybkości dostosowań zasobów gotówkowych.

¹² Oszacowania w tabl. 3 prezentują wpływ poszczególnych charakterystyk na wartość oszacowania parametru ρ , która jest odwrotnie proporcjonalna do dynamiki procesu dostosowań zasobów gotówkowych.

WYKR. 4. ROZKŁADY A POSTERIORI OSZACOWAŃ WSPÓŁCZYNNIKA DLA ZMIENNYCH Z GÓRY WPROWADZONYCH DO MODELI



U w a g a. Pionowymi liniami przerywanymi zaznaczono przedział o szerokości czterech odchyień standardowych *a posteriori*, którego środkiem jest wartość oczekiwana *a posteriori*.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Badania, dla których w modelowaniu uwzględniono *wydatki na badania i rozwój*, najczęściej dotyczą przedsiębiorstw, które podejmują się inwestycji w tym obszarze. Są to działania długoterminowe, dla których dostosowania nakładów finansowych w związku ze zmieniającą się sytuacją podmiotu mogą być wyjątkowo kosztowne (Brown i Petersen, 2011). Przedsiębiorstwa rezygnują zazwyczaj z niepewnych źródeł pozyskiwania dodatkowych środków i wspomagają się wykorzystaniem transakcyjnej rezerwy płynności, spowalniając tym samym proces jej dostosowań.

Dla pozostałych zmiennych prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia ich do modelu jest mniejsze niż 50%, zatem nie mają one istotnego znaczenia dla wyjaśnienia zróżnicowania procesu dostosowań zasobów gotówkowych. W szczególności charakterystyki związane z samą publikacją okazały się statystycznie nieistotne, co jest spójne z wcześniejszym wnioskiem o braku efektu selekcji publikacji.

Jedną z głównych niedogodności związanych ze stosowaniem metody BMA stanowi potencjalny wpływ przyjętych założeń o rozkładach *a priori* na rezultaty analizy. W celu weryfikacji stabilności wyników skorzystano z podejścia częstościowego. Przy użyciu MNK oszacowano model obejmujący zmienne, dla których w rezultatach uzyskanych metodą BMA prawdopodobieństwo *a posteriori* włączenia ich do modelu przewyższało 50%. Przedstawione w tabl. 3 wyniki dla estymacji MNK świadczą o statystycznej istotności wszystkich zmiennych na poziomie 15%. Oszacowania otrzymane przy użyciu BMA i MNK mają spójne znaki, a ich wartości są zbliżone, co wskazuje na porównywalność otrzymanych rezultatów. Należy więc stwierdzić, że na identyfikowaną w badaniach heterogeniczność oszacowań parametru odzwierciedlającego dynamikę procesu dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności wpływ mają charakterystyki wykorzystanych w analizie danych, specyfikacja modelu oraz zastosowana metoda estymacji.

PODSUMOWANIE

Celem artykułu było zweryfikowanie występowania efektu selekcji publikacji w opracowaniach dotyczących transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw oraz zbadanie źródeł heterogeniczności oszacowań parametru mówiącego o dynamice dostosowań zasobów gotówkowych.

Na podstawie analizy graficznej wykresów lejkowych oraz testów statystycznych na ich asymetrię wykazano, że w odniesieniu do badanego zagadnienia nie występuje efekt selekcji publikacji. Nie zidentyfikowano zatem preferencji autorów i recenzentów, które mogłyby wpływać na wybór analiz pod kątem oczekiwanych wartości oszacowań parametrów dotyczących szybkości dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności.

Przy użyciu metody BMA zidentyfikowano główne czynniki objaśniające heterogeniczność raportowaną w badaniach dynamiki dostosowań zasobów gotówkowych. Były to: długość panelu wykorzystanego w modelowaniu, liczba użytych zmiennych objaśniających oraz uwzględnienie w specyfikacji modelu wskaźnika dźwigni. Ponadto wykazano istotność doboru metody estymacji dla otrzymywanych przez badaczy wniosków. Nie ma więc podstaw do odrzucenia postawionej hipotezy, że w odniesieniu do dynamiki dostosowań transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw nie występuje efekt selekcji publikacji, a na zróżnicowanie oszacowań dotyczących badanego zjawiska wpływają charakterystyki związane z wykorzystanym w badaniu zbiorem danych, specyfikacją oraz estymacją modelu.

Otrzymane rezultaty mogą posłużyć jako źródło informacji dla naukowców przeprowadzających nowe badania w obszarze transakcyjnej rezerwy płynności. Dzięki porównaniu uzyskiwanych wyników dotyczących dynamiki dostosowań zasobów gotówkowych z wartościami dopasowanymi z modelu estymowanego metodą BMA możliwa jest ocena, czy otrzymywane oszacowania są zbieżne z rezultatami dotychczas uzyskiwanymi przez badaczy, co pozwala na identyfikację istotnych rozbieżności z wynikami analiz empirycznych zawartymi w literaturze przedmiotu. Może to wskazywać na konieczność wyjaśnienia różnic i zweryfikowania specyfikacji modelu oraz adekwatności doboru metody estymacji.

Jednocześnie przedstawione wyniki wyznaczają możliwe kierunki dalszych analiz procesu dostosowań zasobów gotówkowych. Zasadne jest zgłębienie tematyki odpowiedniego doboru regresorów do specyfikacji modelu objaśniającego poziom środków pieniężnych przedsiębiorstwa oraz wyboru adekwatnej metody estymacji uwzględniającej specyfikę danej analizy. Ponadto przedstawione w artykule podejście metodyczne do kompleksowego wyjaśnienia zróżnicowania badanego zjawiska we wcześniej opublikowanych opracowaniach może zostać zastosowane również w przypadku innych zagadnień ekonomicznych.

PUBLIKACJE NAUKOWE WYKORZYSTANE W METAANALIZIE

- Al-Amarneh, A. (2013). Why do Jordanian Firms Hold Cash? An Empirical Examination of the Industrial Companies Listed in ASE. *International Journal of Academic Research*, 5(1), 103—111.
- Al-Amarneh, A. (2015). Corporate Cash Holdings and Financial Crisis: Evidence from Jordan. *International Business Research*, 8(5), 212—222.
- Al-Najjar, B. (2015). The Effect of Governance Mechanisms on Small and Medium-Sized Enterprise Cash Holdings: Evidence from the United Kingdom. *Journal of Small Business Management*, 53(2), 303—320.
- Al-Najjar, B., Belghitar, Y. (2011). Corporate cash holdings and dividend payments: Evidence from simultaneous analysis. *Managerial and decision Economics*, 32(4), 231—241.

- Alles, L., Lian, Y., Xu, C. Y. (2012). *The determinants of target cash holdings and adjustment speeds: An empirical analysis of Chinese firms*. Pobrane z: <https://www.ssrn.com/abstract=1981818>.
- Álvarez, R., Sagner, A., Valdivia, C. (2012). Liquidity crises and corporate cash holdings in Chile. *The Developing Economies*, 50(4), 378—392.
- Anabestani, Z., Shourvarzi, M. R. (2014). Cash Holdings, Firm Value and Corporate Governance. *Asian Journal of Research in Banking and Finance*, 4(4), 128—143.
- Aoyagi, C., Ganelli, G. (2017). Unstash the Cash! Corporate Governance Reform in Japan. *Journal of Banking and Financial Economics*, 1(7), 51—69.
- Aslam, M. A., Ahmad, H. (2013). Cash Holdings in Pakistani Firm's. *International Journal of Management Sciences and Business Research*, 3(1), 55—63.
- Azar, J. A., Kagy, J. F., Schmalz, M. C. (2016). Can Changes in the Cost of Carry Explain the Dynamics of Corporate "Cash" Holdings? *Review of Financial Studies*, 29(8), 2194—2240.
- Bashir, M. M. S. (2014). Determinants of corporate cash holdings: panel data analysis: Pakistan. *International Journal of Current Research*, 6(2), 5316—5318.
- Bates, T. W., Chang, C. H., Chi, J. D. (2016). *Why has the value of cash increased over time?* Pobrane z: <https://ssrn.com/abstract=1975491>.
- Baum, C. F., Caglayan, M., Stephan, A., Talavera, O. (2008). Uncertainty determinants of corporate liquidity. *Economic Modelling*, 25(5), 833—849.
- Baum, C. F., Schäfer, D., Talavera, O. (2006). *The effects of industry-level uncertainty on cash holdings: the case of Germany*. Pobrane z: <https://pdfs.semanticscholar.org/7a24/3ae1af0cd0603202e99c8d0434a2967fd677.pdf>.
- Belghitar, Y., Clark, E. (2014). Convexity, magnification, and translation: the effect of managerial option-based compensation on corporate cash holdings. *Journal of Financial Research*, 37(2), 191—210.
- Brick, I. E., Liao, R. C. (2017). The joint determinants of cash holdings and debt maturity: the case for financial constraints. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 48(3), 597—641.
- Chang, L., Deng, K., Wang, X. (2016). The Dynamic Speed of Cash-Holding Adjustment in a Transition Economy: A New Approach and Evidence. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 434—448.
- Chen, Y. R. (2008). Corporate governance and cash holdings: Listed new economy versus old economy firms. *Corporate Governance: An International Review*, 16(5), 430—442.
- Chen, Y. R., Chuang, W. T. (2009). Alignment or entrenchment? Corporate governance and cash holdings in growing firms. *Journal of Business Research*, 62(11), 1200—1206.
- Chen, K., Song, Z. M., Wang, Y. (2010). *Precautionary corporate liquidity*. Pobrane z: <https://www.ssrn.com/abstract=1554843>.
- Couderc, N. (2005). *Corporate cash holdings: financial determinants and corporate governance*. Pobrane z: http://efmaefm.org/0EFMSYMPOSIUM/2005/papers/09-Nicolas_Couderc_paper.pdf.
- Cruz, A. F. D. (2015). *Essays in cash holdings*. Pobrane z: <http://repositorio.unb.br/handle/10482/19705>.
- Dang, V. A., Kim, M., Shin, Y. (2015). In search of robust methods for dynamic panel data models in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance*, 53, 84—98.
- Dittmar, A., Duchin, R. (2012). *Looking in the Rear View Mirror: The Effect of Managers' Professional Experience on Corporate Financial Policy*. Pobrane z: [https://www.lebow.drexel.edu/sites/default/files/event/Looking in the Rear View Mirror.pdf](https://www.lebow.drexel.edu/sites/default/files/event/Looking%20in%20the%20Rear%20View%20Mirror.pdf).

- Drobetz, W., Grüninger, M. C. (2006). *Corporate cash holdings: Evidence from a different institutional setting* (WWZ Discussion Paper, 2006/06). Pobrane z: https://www.unibas.ch/fileadmin/user_upload/_/wwz/99_WWZ_Forum/Forschungsberichte/07_06.pdf.
- Drobetz, W., Grüninger, M. C. (2007). Corporate cash holdings: Evidence from Switzerland. *Financial Markets and Portfolio Management*, 21(3), 293—324.
- Farinah, L., Prego, P. (2014). *Cash holdings determinants in the Portuguese economy*. Pobrane z: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ar201401_e.pdf.
- Fischer, M. L., Marsh, T., Brown, T. A. (2014). Cash Holdings of S & P Firms Over the Past Decade. *Accounting and Finance Research*, 3(3), 143—150.
- Florackis, C., Sainani, S. (2017). *How Do Chief Financial Officers Affect Corporate Cash Policies?* Pobrane z: <https://www.ssrn.com/abstract=2932832>.
- García-Teruel, P. J., Martínez-Solano, P. (2008). On the determinants of SME cash holdings: Evidence from Spain. *Journal of Business Finance & Accounting*, 35(1—2), 127—149.
- García-Teruel, P. J., Martínez-Solano, P., Sánchez-Ballesta, J. P. (2009). Accruals quality and corporate cash holdings. *Accounting & Finance*, 49(1), 95—115.
- Gomes, M. D. S. (2012). *The financial determinants of corporate cash holdings: evidence from growing firms*. Pobrane z: <https://ubibliorum.ubi.pt/bitstream/10400.6/2923/1/Tese%20Mar%C3%ADia.pdf>.
- Graham, J. R., Leary, M. T. (2017). *The evolution of corporate cash*. Pobrane z: <http://www.nber.org/papers/w23767>.
- Guariglia, A., Yang, J. (2016). Adjustment behavior of corporate cash holdings: the China experience. *The European Journal of Finance*, 1—29.
- Guizani, M. (2017). The Financial Determinants of Corporate Cash Holdings in an Oil Rich Country: Evidence from Kingdom of Saudi Arabia. *Borsa Istanbul Review*, 17(3), 133—143.
- Guney, Y., Ozkan, A., Ozkan, N. (2003). *Additional international evidence on corporate cash holdings*. Pobrane z: <https://papers.ssrn.com/abstract=406721>.
- Kim, S., Seo, J. Y., Sohn, P. (2011). SMEs' capital structure behavior on cash holdings to Korean financial crisis: The evidence from emerging market. *African Journal of Business Management*, 5(34), 13095—13115.
- Kuan, T. H., Li, C. S., Chu, S. H. (2011). Cash holdings and corporate governance in family-controlled firms. *Journal of Business Research*, 64(7), 757—764.
- Lew, S. H., Lim, S. P. (2013). *Cash Holding Levels and Partial Adjustments-Evidence from Three Asian Countries*. Pobrane z: <https://papers.ssrn.com/abstract=2359103>.
- Lian, Y., Xu, Y., Zhou, K. (2012). How and why do firms adjust their cash holdings toward targets? Evidence from China. *Frontiers of Business Research in China*, 6(4), 527—560.
- Liu, C. (2016). *Earnings Transparency and Corporate Cash Holdings*. Pobrane z: <https://ssrn.com/abstract=2824898>.
- Liu, Q., Luo, T., Tian, G. G. (2015). Family control and corporate cash holdings: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 31, 220—245.
- Lozano, M. B., Durán, R. F. (2017). Family control and adjustment to the optimal level of cash holding. *The European Journal of Finance*, 23(3), 266—295.
- Mokhtari, B., Kangarlouei, S. J., Motavassel, M. (2012). The Investigation of the Relationship between Accruals Quality and Corporate Cash Holdings in Firms Listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Management Research*, 4(3), 120—132.
- Nadia, B. (2016). The Financial Determinants of Corporate Cash Holdings: An Empirical Examination of Tunisians Listed Firms. *International Journal of Economics and Financial Research*, 2(3), 55—64.

- Nenu, E. A., Vintilă, G. (2017). An Analysis Regarding Cash Holdings. Empirical Study on the Bucharest Stock Exchange Listed Firms. *Scientific Annals of Economics and Business*, 64(3), 289—306.
- Ogundipe, S. E., Salawu, R. O., Ogundipe, L. O. (2012). The determinants of corporate cash holdings in Nigeria: Evidence from general method of moments (GMM). *World Academy of Science, Engineering and Technology*, 61, 978—984.
- Orlova, S. V., Rao, R. P. (2013). *Cash Holdings Speed of Adjustment*. Pobrane z: <http://iranarze.ir/wp-content/uploads/2018/04/E6730-IranArze.pdf>.
- Ozkan, A., Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking & Finance*, 28(9), 2103—2134.
- Račić, Ž., Stanišić, N. (2017). Analysis of the Determinants of Corporate Cash Holdings: Examples from Companies in Serbia. *The European Journal of Applied Economics*, 14(1), 13—23.
- Rehman, A., Wang, M. (2015). Corporate cash holdings and adjustment behaviour in Chinese firms: An empirical analysis using generalized method of moments. *Australasian Accounting Business & Finance Journal*, 9(4), 20—37.
- Shah, A. (2011). The corporate cash holdings: Determinants and implications. *African Journal of Business Management*, 5(34), 12939—12950.
- Sharma, D. R. (2015). Cash Management in Nepalese Manufacturing Enterprises. *Journal of Development and Administrative Studies*, 22(1—2), 1—14.
- Ullah, S., Kamal, Y. (2017). Board characteristics, political connections, and corporate cash holdings: the role of firm size and political regime. *Business & Economic Review*, 9(1), 157—179.
- Uyar, A., Kuzey, C. (2014). Determinants of corporate cash holdings: evidence from the emerging market of Turkey. *Applied Economics*, 46(9), 1035—1048.
- Venkiteshwaran, V. (2011). Partial adjustment toward optimal cash holding levels. *Review of Financial Economics*, 20(3), 113—121.
- Vo, X. V. (2017). Foreign Ownership and Corporate Cash Holdings in Emerging Markets. *International Review of Finance*, 18(2), 297—303.
- Wenyao, L. (2010). *The Determinants of Cash Holdings: Evidence from Chinese Listed Companies*. Pobrane z: <https://www.ssrn.com/abstract=1573096>.

BIBLIOGRAFIA

- Al-Amarneh, A. (2015). Corporate Cash Holdings and Financial Crisis: Evidence from Jordan. *International Business Research*, 8(5), 212—222.
- Almeida, H., Campello, M., Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777—1804.
- Ang, J., Smedema, A. (2011). Financial flexibility: Do firms prepare for recession? *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 774—787.
- Bates, T. W., Chang, C. H., Chi, J. D. (2018). Why has the value of cash increased over time? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(2), 749—787.
- Bates, T. W., Kahle, K. M., Stulz, R. M. (2009). Why do US firms hold so much more cash than they used to? *The Journal of Finance*, 64(5), 1985—2021.
- Brown, J. R., Petersen, B. C. (2011). Cash holdings and R & D smoothing. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 694—709.
- Chang, L., Deng, K., Wang, X. (2016). The dynamic speed of cash-holding adjustment in a transition economy: A new approach and evidence. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 434—448.

- Chen, N., Yo, S. (2012). Government deficits and corporate liquidity. *Asian Economic and Financial Review*, 2(1), 59—75.
- Couderc, N. (2006). Corporate Cash Holdings: Financial Determinants and Corporate Governance, *Revue Economique*, 57, 485—496.
- Demena, B. A., van Bergeijk, P. A. (2017). A meta-analysis of FDI and productivity spillovers in developing countries. *Journal of Economic Surveys*, 31(2), 546—571.
- Denis, D. J. (2011). Financial flexibility and corporate liquidity. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 667—674.
- Dimos, C., Pugh, G. (2016). The effectiveness of R & D subsidies: A meta-regression analysis of the evaluation literature. *Research Policy*, 45(4), 797—815.
- Doucouliagos, H., Laroche, P. (2009). Unions and Profits: A Meta-Regression Analysis. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 48(1), 146—184.
- Doucouliagos, C., Stanley, T. D. (2013). Are all economic facts greatly exaggerated? Theory competition and selectivity. *Journal of Economic Surveys*, 27(2), 316—339.
- Eicher, T. S., Papageorgiou, C., Raftery, A. E. (2011). Default priors and predictive performance in Bayesian model averaging, with application to growth determinants. *Journal of Applied Econometrics*, 26(1), 30—55.
- Elsas, R., Florysiak, D. (2015). Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(5), 1105—1133.
- Feldkircher, M., Zeugner, S. (2009). *Benchmark priors revisited: on adaptive shrinkage and the supermodel effect in Bayesian model averaging* (IMF Working Papers 09/202). Pobrane z: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Benchmark-Priors-Revisited-On-Adaptive-Shrinkage-and-the-Supermodel-Effect-in-Bayesian-Model-23292>.
- Ferreira, M. A., Vilela, A. S. (2004). Why do firms hold cash? Evidence from EMU countries. *European Financial Management*, 10(2), 295—319.
- Fidler, S. (2012). *Firms' Cash Hoarding Stunts Europe*. Pobrane z: <https://www.wsj.com/articles/SB10001424052702304724404577297610717362138>.
- Flannery, M. J., Hankins, K. W. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19, 1—19.
- Gao, H., Harford, J., Li, K. (2013). Determinants of corporate cash policy: Insights from private firms. *Journal of Financial Economics*, 109(3), 623—639.
- Hadi, A. S. (1994). A modification of a method for the detection of outliers in multivariate samples. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 56(2), 393—396.
- Havranek, T., Herman, D., Irsova, Z. (2018). Does Daylight Saving Save Electricity? A Meta-Analysis. *Energy Journal*, 39(2), 35—61.
- Havranek, T., Irsova, Z. (2017). Do borders really slash trade? A meta-analysis. *IMF Economic Review*, 65(2), 365—396.
- Havranek, T., Rusnak, M., Sokolova, A. (2017). Habit formation in consumption: A meta-analysis. *European Economic Review*, 95, 142—167.
- Kass, R. E., Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773—795.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York: Harcourt Brace and World.
- Lian, Y., Sepelri, M., Foley, M. (2011). Corporate cash holdings and financial crisis: an empirical study of Chinese companies. *Eurasian Business Review*, 1(2), 112—124.

- Madigan, D., York, J., Allard, D. (1995). Bayesian graphical models for discrete data. *International Statistical Review*, 63(2), 215—232.
- Michalski, G. (2013). *Płynność finansowa w małych i średnich przedsiębiorstwach*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Monga, V., Mattioli, D., Chasan, E. (2011). In *Carnage, Cash Comforts*. Pobrane z: <https://www.wsj.com/articles/SB10001424053111904006104576500690012110476>.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3—46.
- Orlova, S. V., Rao, R. P. (2018). Cash holdings speed of adjustment. *International Review of Economics & Finance*, 54, 1—14.
- Orlova, S. V., Sun, L. (2018). Institutional determinants of cash holdings speed of adjustment. *Global Finance Journal*, 37, 123—137.
- Ozkan, A., Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking & Finance*, 28(9), 2103—2134.
- Stanley, T. D. (2005). Beyond publication bias. *Journal of economic surveys*, 19(3), 309—345.
- Stanley, T. D. (2008). Meta-regression methods for detecting and estimating empirical effects in the presence of publication selection. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(1), 103—127.
- Stanley, T. D., Doucouliagos, H. (2010). Picture this: a simple graph that reveals much ado about research. *Journal of Economic Surveys*, 24(1), 170—191.
- Stanley, T. D., Doucouliagos, H. (2012). *Meta-regression analysis in economics and business*. New York: Routledge.
- Stanley, T. D., Doucouliagos, H., Giles, M., Heckemeyer, J. H., Johnston, R. J., Laroche, P., Rosenberger, R. S. (2013). Meta-analysis of economics research reporting guidelines. *Journal of Economic Surveys*, 27(2), 390—394.
- Wang, Y., Ji, Y., Chen, X., Song, C. (2014). Inflation, operating cycle, and cash holdings. *China Journal of Accounting Research*, 7(4), 263—276.
- Zhou, Q., Faff, R., Alpert, K. (2014). Bias correction in the estimation of dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 25, 494—513.