

Fryderyk Mirota

Uniwersytet Warszawski
e-mail: fmirota@wne.uw.edu.pl

Natalia Nehrebecka

Uniwersytet Warszawski; Narodowy Bank Polski, Departament Statystyki
e-mails: nnehrebecka@wne.uw.edu.pl, Natalia.Nehrebecka@nbp.pl

**WYKORZYSTANIE DYNAMICZNYCH
MODELI PANELOWYCH W BADANIACH
Z ZAKRESU FINANSÓW PRZEDSIĘBIORSTW
NA PRZYKŁADZIE MODELOWANIA
TRANSAKCYJNEJ REZERWY PŁYNNOŚCI**

**DYNAMIC PANEL DATA MODELS
IN CORPORATE FINANCE RESEARCH
ON THE EXAMPLE OF CASH HOLDINGS**

DOI: 10.15611/ekt.2017.4.03

JEL Classification: G30, G32, C23.

Streszczenie: Celem artykułu jest porównanie jakości oszacowań otrzymywanych w wyniku zastosowania estymatorów dynamicznych modeli panelowych w odniesieniu do badań z zakresu finansów przedsiębiorstw na przykładzie transakcyjnej rezerwy płynności oraz przedstawienie praktycznych wskazówek dla autorów artykułów empirycznych, służących poprawie jakości estymacji rozważanych przez nich modeli. Porównanie oszacowań przeprowadzono na podstawie symulacji Monte Carlo, wykorzystujących dane o spółkach notowanych na GPW w latach 1999-2012. Wykazano, iż długość panelu oraz występowanie korelacji między efektem indywidualnym podmiotu a początkowymi wartościami zmiennej objaśnianej determinują wybór adekwatnej metody estymacji.

Słowa kluczowe: transakcyjna rezerwa płynności, dynamiczne modele panelowe, symulacje Monte Carlo, dobór adekwatnej metody estymacji.

Summary: The article aims to compare the performances of dynamic panel data model estimators in corporate finance on the example of cash holdings as well as to provide practical guidance for authors of empirical studies on how to improve the quality of the estimates they consider. The comparison of estimates was based on Monte Carlo simulations using data on companies listed on the Warsaw Stock Exchange in 1999-2012 period. It has been shown that the panel length and the correlation between the firm-level fixed effects and the initial values of the dependent variable determine the choice of an adequate estimation method.

Keywords: corporate cash holdings, dynamic panel data, Monte Carlo simulations, selection of adequate estimation method.

1. Wstęp

Współczesne badania ekonomiczne coraz częściej wykorzystują nowoczesne metody analityczne. Szczególną klasą eksploatowanych modeli ekonometrycznych są dynamiczne modele szacowane na danych panelowych. Cechują się one znacznym wpływem na zmienną zależną czynnika czasowego, który jest uwzględniany przez zastosowanie opóźnionych wartości wybranych zmiennych w roli regresorów (najczęściej jest to opóźniona o jeden okres zmienna objaśniana). Wspomniane modele odgrywają kluczową rolę w badaniach z zakresu finansów przedsiębiorstw, szczególnie w modelowaniu transakcyjnej rezerwy płynności.

U podstaw analiz tej tematyki stoi spostrzeżenie, iż w celu zapewnienia niezakłóconej działalności firmy powinny być w stanie dokonywać zakupów wszelkiego rodzaju towarów i usług wtedy, gdy są one potrzebne do zaspokojenia ich potrzeb produkcyjnych. Przedsiębiorstwa powinny także mieć zdolność do regulowania wszelkich zobowiązań finansowych w pełnej wysokości i w obowiązujących terminach. Zdolność do takowego regulowania zobowiązań zwykle określana jest mianem płynności finansowej [Wojciechowska 2001, s. 14]. Jednym z najbardziej istotnych elementów pozwalającym zadbać firmom o odpowiedni poziom płynności finansowej jest rezerwa płynności, którą podzielić można na transakcyjną rezerwę płynności¹ (zawierającą środki pieniężne i ich ekwiwalenty) oraz tzw. dodatkową (pomocniczą) rezerwę płynności, w skład której wchodzi krótkoterminowe produkty rynku finansowego [Michalski 2013, s. 43-44]. W dużej mierze właśnie dzięki transakcyjnej rezerwie płynności możliwe jest zarządzanie płynnością finansową przedsiębiorstwa w sposób poprawny i skuteczny, umożliwiający uniknięcie negatywnych skutków dla całej działalności firmy, a nawet jej niewypłacalności.

Podstawowymi dwiema teoriami ekonomicznymi odnoszącymi się do transakcyjnej rezerwy płynności jest teoria substytucji [Miller, Orr 1966] oraz teoria hierarchii źródeł finansowania [Myers, Majluf 1984]. Pierwsza z nich postuluje występowanie pewnego optymalnego poziomu transakcyjnej rezerwy płynności, który powinien być utrzymywany przez przedsiębiorstwo, w związku z występowaniem kosztów transakcyjnych. Druga teoria natomiast mówi, iż przedsiębiorstwa powinny najpierw finansować swoją działalność ze środków własnych, następnie z zewnętrznych źródeł finansowania, a na samym końcu pozyskując kapitał w wyniku emisji akcji (wzrost asymetrii informacji w kolejnych źródłach finansowania). W konsekwencji nie zakłada występowania żadnego optymalnego poziomu, na którym firma miałaby utrzymywać środki pieniężne. Chcąc rozstrzygnąć zatem, które z podejść lepiej wyjaśnia zmienność transakcyjnej rezerwy płynności, konieczne jest uwzględnienie w modelu ewentualnej dynamiki badanego zjawiska i weryfikacja jej istotności. Jest to możliwe dzięki wykorzystaniu w roli regresora transakcyjnej

¹ W anglojęzycznej literaturze transakcyjna rezerwa płynności określana jest zwykle przez pojęcie *cash holdings*.

rezerwy płynności opóźnionej o jeden okres. Parametr przy tej zmiennej informuje o tempie dostosowań badanej charakterystyki do założonego poziomu.

Pomimo tak kluczowego znaczenia oszacowania parametru przy opóźnionej zmiennej zależnej jego estymacja nadal przysparza wielu trudności. W literaturze wskazywanych jest wiele czynników wpływających na własności estymatorów dynamicznych modeli panelowych. Są to np.: problem endogeniczności, problem słabych instrumentów, autokorelacja składnika losowego, heteroskedastyczność czy ocenianie zmiennej zależnej (np.: [Baltagi 2005; Mátyás, Sevestre 2008]). W przypadku badań z zakresu finansów przedsiębiorstw odpowiednie oszacowanie dynamicznego modelu panelowego jest wyzwaniem ze względu na bardzo specyficzny charakter wykorzystywanych danych. Po pierwsze, można zaobserwować w nich istotną heterogeniczność firm, która jest odzwierciedlona przez efekt indywidualny, uwzględniony w estymowanym modelu (niezależny od czasu). Co jednak bardziej istotne, w badaniach z zakresu finansów przedsiębiorstw powszechna jest endogeniczność niektórych zmiennych objaśniających. Ponadto w związku z występowaniem korelacji między efektem indywidualnym podmiotów a wprowadzoną do modelowania opóźnioną zmienną zależną standardowe metody estymacji wykorzystywane dla modeli statycznych (estymator MNK dla danych panelowych, estymator efektów stałych oraz estymator efektów losowych) nie będą zgodne. Przekreśla to ich stosowalność w przypadku modelowania dynamicznego.

W ciągle rozwijających się badaniach empirycznych transakcyjnej rezerwy płynności autorzy zwykli opierać analizę na modelowaniu wykonanym przy użyciu wyłącznie jednego, wybranego przez nich, estymatora dla modelu dynamicznego. Tymczasem dobór innej metody, z szerokiej gamy estymatorów przeznaczonych do szacowania dynamicznych modeli na danych panelowych, mógłby skutkować otrzymaniem bardziej dokładnego oszacowania odzwierciedlającego dynamikę badanego zjawiska. Tym samym uzyskane wyniki zdają się być zależne nie tylko od specyfiki przeprowadzanego badania oraz próby badawczej, ale także od zastosowanej metody estymacji. W związku z tym celem artykułu jest porównanie jakości oszacowań otrzymywanych w wyniku zastosowania różnych estymatorów dynamicznych modeli panelowych w odniesieniu do badań z zakresu finansów przedsiębiorstw na przykładzie transakcyjnej rezerwy płynności oraz przedstawienie praktycznych wskazówek dla autorów artykułów empirycznych, służących poprawie jakości estymacji rozważanych przez nich modeli.

Oszacowanie parametru przy wspomnianej zmiennej jest szczególnie istotne, ponieważ to jego obciążenie może w głównej mierze determinować wnioski ekonomiczne z badań. W związku z tym postawiono hipotezę główną, iż mimo ciągłych udoskonaleń metodologii szacowania dynamicznych modeli na danych panelowych nie można jednoznacznie wskazać najlepszej metody estymacji dla badań empirycznych z zakresu finansów przedsiębiorstw, opierających się na tym rodzaju modeli. Jednakże możliwe jest zidentyfikowanie przesłanek pozwalających w niektórych

przypadkach wskazać najbardziej adekwatną metodę estymacji dla rozważanego zagadnienia (hipoteza HG).

W celu ułatwienia procesu weryfikacji hipotezy głównej postawiono trzy hipotezy pomocnicze, odnoszące się do podstawowych cech dynamicznego modelu oraz wykorzystanych danych, które mogą wpływać na otrzymywane wyniki estymacji. Postanowiono zweryfikować hipotezę, iż długość przyjętego do badania panelu determinuje wybór adekwatnej metody estymacji (hipoteza HP1). Ponadto sprawdzeniu poddano stwierdzenie, iż brak zróżnicowania siły wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na zmienną zależną może powodować zmniejszenie obciążenia i poprawę precyzji oszacowań parametru stojącego przy opóźnionej zmiennej zależnej (hipoteza HP2). Ostatnia hipoteza pomocnicza postuluje, że występowanie korelacji między efektem indywidualnym podmiotu a początkowymi wartościami zmiennej objaśnianej w znaczny sposób zawęży spektrum możliwych do zastosowania metod estymacji dynamicznych modeli na danych panelowych (hipoteza HP3). Weryfikacja hipotez dokonana będzie na podstawie wniosków płynących z przeprowadzonych symulacji Monte Carlo. Odnosić się one będą do jakości oszacowań parametru przy opóźnionej zmiennej zależnej (użytej w modelowaniu w charakterze regresora) jako najbardziej istotnego z punktu widzenia interpretacji wyników dotyczących dynamiki procesu dostosowań wielkości transakcyjnej rezerwy płynności.

2. Wykorzystanie dynamicznych modeli panelowych w badaniach transakcyjnej rezerwy płynności – ujęcie teoretyczne

Teoria substytucji oraz teoria hierarchii źródeł finansowania ustosunkowują się bezpośrednio do występowania optymalnego poziomu środków pieniężnych, które powinny być posiadane przez przedsiębiorstwo, przy czym ich postulaty są w tym zakresie różne. Aby rozstrzygnąć, która z teorii lepiej oddaje rzeczywiste zjawisko, konieczne jest uwzględnienie w modelowaniu potencjalnego występowania optymalnego poziomu transakcyjnej rezerwy płynności, a tym samym możliwej dynamiki zmian tej wielkości. Co ważne, występowanie dynamiki transakcyjnej rezerwy płynności jest niesprzeczne z teorią hierarchii źródeł finansowania, ponieważ dynamika ta może wynikać z faktu występowania krótkookresowych szoków wewnątrz firmy lub w otoczeniu makroekonomicznym. Brak procesu dostosowań wskazywałby jednak na niespełnienie podstawowego postulatu teorii substytucji.

Zasadnicza idea modelowania, uwzględniająca dynamikę analizowanego zjawiska, zakłada, że transakcyjna rezerwa płynności (TRP) dostosowuje się do jej optymalnego poziomu (TRP^*) zgodnie z następującym równaniem:

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

gdzie λ to parametr odpowiadający za szybkość dostosowań badanej wielkości w czasie. Jego wartości należą do przedziału $[0, 1]$ i mogą być interpretowane jako procentowa część różnicy między aktualnym (w okresie t) poziomem transakcyjnej rezerwy płynności a jej stanem optymalnym TRP^* , którą firma niweluje w trakcie jednego okresu. Opóźnienia dostosowań wynikają zasadniczo z niedoskonałości rynkowych. Błąd czysto losowy natomiast jest reprezentowany przez $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Ponadto zakłada się, że optymalny poziom transakcyjnej rezerwy płynności TRP^* w sposób liniowy zależy od charakterystyk przedsiębiorstwa:

$$TRP_{it}^* = \sum_k \gamma_k x_{kit} + \eta_i, \quad (2)$$

gdzie x_{kit} jest wartością k -tej zmiennej objaśniającej dla i -tej firmy w okresie t , η_i zaś jest niezmienniczym w czasie efektem indywidualnym i -tego przedsiębiorstwa, obrazującym jego heterogeniczność. Podstawiając równanie (2) do równania (1), otrzymuje się:

$$TRP_{it} = \rho TRP_{it-1} + \sum_k \beta_k x_{kit} + c_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

gdzie $\rho = 1 - \lambda$, $\beta_k = \lambda \gamma_k$, $c_i = \lambda \eta_i$.

Równanie postaci (3) jest finalnym równaniem przyjmowanym na potrzeby modelowania w badaniach transakcyjnej rezerwy płynności, uwzględniającym dynamikę badanego zjawiska. Model ten nazywany jest czasami modelem częściowych dostosowań (*partial adjustment model*) i wykorzystywany jest również w badaniach innych zagadnień z zakresu finansów przedsiębiorstw, m.in. struktury kapitałowej przedsiębiorstw (np.: [Ozkan 2001; Öztekin, Flannery 2012]), polityki wypłaty dywidend (np.: [Fama, French 2002; Andresa i in. 2009]) czy inwestycji w środki trwałe (np.: [Aivazian i in. 2005]). W konsekwencji wnioski przedstawione w niniejszym artykule aplikują się do wszystkich wspomnianych wyżej zagadnień ekonomicznych.

3. Przegląd literatury empirycznej

W literaturze empirycznej dotyczącej transakcyjnej rezerwy płynności badacze coraz częściej wykorzystują do analiz dynamiczne modele panelowe, jednak skupiają się oni głównie na identyfikacji czynników determinujących wielkość transakcyjnej rezerwy płynności oraz na rozstrzygnięciu, która z teorii ekonomicznych lepiej wyjaśnia rozważane zjawisko. W pracach tych występuje bardzo duże zróżnicowanie wielkości oszacowań parametru przy opóźnionej zmiennej zależnej, odzwierciedlającego dynamikę badanego zjawiska. Różnice takie występują między poszczególnymi badaniami, ale także w obrębie pojedynczego artykułu. Zróżnicowanie to wynika

po części z przyjęcia różnej gamy zmiennych objaśniających lub innej bazy danych, jednak nie sposób pominąć zróżnicowania oszacowań wynikającego z zastosowania odmiennych metod estymacji. Zdeterminowało to powstanie grupy artykułów, których celem jest porównanie wykorzystania estymatorów dynamicznych modeli panelowych w odniesieniu do zagadnień z tematyki finansów przedsiębiorstw.

Badanie Flannery'ego i Hankins [2013] zapoczątkowało rozważania nad porównywaniem jakości oszacowań otrzymywanych za pomocą zastosowania metod estymacji przeznaczonych dla dynamicznych modeli panelowych w odniesieniu do tematyki finansów przedsiębiorstw. Autorzy za cel postawili sobie przeprowadzenie pogłębionej analizy estymatorów dynamicznych modeli panelowych tak, aby badacze empiryczni mogli dobrać odpowiednią metodę ze względu na charakter danych, którymi dysponują. Wykorzystując dane z bazy Compustat, badacze poddali analizie optymalną strukturę kapitałową firm niefinansowych. W ramach dwóch typów symulacji Monte Carlo (przypadek, gdzie zmienne objaśniające generowane były jako niezależne, oraz przypadek, gdy generowano je na podstawie wielowymiarowego rozkładu normalnego opartego na macierzy wariancji-kowariancji wynikającej z realnych danych z bazy Compustat) rozważono wpływ prawdziwej wielkości parametru ρ , długości posiadanego panelu oraz endogeniczności zmiennych objaśniających na jakość otrzymywanych oszacowań. W wyniku przeprowadzonych rozważań autorzy wskazali, że najlepszym rozwiązaniem w przypadku egzogenicznych zmiennych objaśniających jest zastosowanie *Least Square Dummy Variable Corrected Estimator*². Ponadto gdy mamy do czynienia ze zmiennymi endogenicznymi, to nieco lepsze własności od wspomnianego wyżej estymatora ma metoda Blundella-Bonda. Na uwagę zasługuje jednak to, iż autorzy do porównywania jakości oszacowań zastosowali tylko pierwiastek średniego błędu kwadratowego.

Chang, Deng i Wang [2016] rozważyli dobór adekwatnej metody estymacji dynamicznych modeli szacowanych na danych panelowych na podstawie innej tematyki ekonomicznej – transakcyjnej rezerwy płynności. Celem artykułu było wypełnienie dwóch zidentyfikowanych przez autorów luk w literaturze. Po pierwsze, dobór zmiennych objaśnianych do wykorzystania w finalnym modelu miał być dokonany w sposób obiektywny, a nie arbitralny. W tym celu użyto bayesowskiego łączenia wiedzy. Zastosowanie tej metody pozwoliło wyznaczyć siedem najbardziej kluczowych czynników, istotnych przy estymacji finalnego modelu. Następnie autorzy zajęli się porównaniem jakości oszacowań otrzymanych za pomocą estymatorów Arellano-Bonda (zarówno jedno-, jak i dwustopniowych), estymatorów Blundella-Bonda (zarówno jedno-, jak i dwustopniowych) oraz suboptymalnego systemowego estymatora uogólnionej metody momentów. Aby dokonać wyboru najlepszego modelu, badacze przeprowadzili symulacje Monte Carlo, generując wartość zmiennej objaśnianej na podstawie równania (3), wykorzystując w tym celu wyłącznie

² Metoda estymacji została opisana np. w: [Kiviet 1995].

realne dane (nie zakładają, że pochodzą one z procesu $AR(p)$). Eksperymenty zostały uzależnione od prawdziwej wielkości parametru ρ oraz od długości posiadanego panelu. Wynikiem pracy jest stwierdzenie, iż najbardziej adekwatną metodą estymacji parametru ρ w przypadku wszystkich scenariuszy symulacyjnych jest suboptymalny systemowy estymator uogólnionej metody momentów. Ponadto wraz z wydłużeniem się panelu przyjętego na potrzeby analizy ulega poprawie jakość oszacowań uzyskanych za pomocą wszystkich rozważanych estymatorów.

Optymalną strukturę kapitałową przedsiębiorstwa, w kontekście propozycji korekty obciążenia estymatorów dynamicznych modeli panelowych, rozważyli Zhou, Faff i Alpert [2014]. Autorzy dekomponują obciążenie estymatorów na trzy elementy: obciążenie wynikające z wykorzystania danej metody estymacji, obciążenie wynikające z błędnej specyfikacji modelu oraz obciążenie związane z interakcją dwóch poprzednio wymienionych przyczyn. Badacze wskazują, iż dotychczas najpopularniejszy estymator oparty na korekcie obciążenia (*Least Square Dummy Variable Corrected Estimator*, korygujący obciążenie estymatora efektów stałych) bierze pod uwagę i koryguje jedynie jego część wynikającą z zastosowanej metody estymacji. Wkład badania polega na rozszerzeniu tego podejścia na korektę obciążenia wynikającego ze wszystkich trzech źródeł, a ponadto umożliwieniu zastosowania jej dla wszystkich popularnych metod estymacji dynamicznych modeli panelowych. W pracy przeprowadzono obszerne testy porównawcze własności estymatorów przeznaczonych dla dynamicznych modeli panelowych, przed zastosowaniem i po zastosowaniu korekty ich obciążenia. Finalnie, co do zasady, dla wszystkich metod znacznie lepszymi własnościami (mniejszym obciążeniem i większą precyzją oszacowań) charakteryzują się estymatory parametru ρ wykorzystujące zaproponowaną w artykule korektę obciążenia. Ponadto najbardziej adekwatną metodą estymacji dla rozważanego zagadnienia okazał się dwustopniowy systemowy estymator Blundella-Bonda.

Nieco inne podejście do korekty obciążenia prezentują Dang, Kim i Shin [2015]. Cel, jaki stawiają autorzy, to zbadanie, które z istniejących estymatorów dynamicznych modeli panelowych są najbardziej odpowiednie i odporne w kontekście badań z tematyki finansów przedsiębiorstw. Początkowo autorzy dzielą metody estymacji na dwie rozdzielne grupy. W pierwszej z nich znajdują się metody opierające się na zmiennych instrumentalnych oraz uogólnionej metodzie momentów, druga zaś obejmuje estymatory oparte na korekcie obciążenia. Następnie badacze przeprowadzają testy własności estymatorów, opierając się na symulowanych danych, gdzie zmienne objaśniające oraz efekt czysto losowy pochodzą z procesu $AR(1)$. Poszczególne scenariusze symulacyjne obejmują zmienność siły wpływu efektu indywidualnego na zmienną objaśnianą, zmienność siły wpływu pozostałych regresorów na zmienną zależną, uchylenie założenia o braku autokorelacji składnika losowego oraz wprowadzenie do modelowania zmiennych endogenicznych. Wnioski płynące z analizy wskazują na to, że przy wzroście znaczenia efektu indywidualnego znacznie wzrasta obciążenie dla estymatorów Blundella-Bonda. Ponadto estymatory oparte na korek-

cie obciążenia, w przeciwieństwie do ich podstawowych wersji, są odporne na zmianę siły wpływu regresorów na zmienną objaśnianą. Dodatkowo brak zmiennych endogenicznych w modelu poprawia jakość estymatorów dla wszystkich metod, jednak nadal obserwowalna jest przewaga estymatorów z korektą obciążenia nad ich standardowymi odpowiednikami. Finalnie autorzy wnioskuje, iż do dynamicznych modeli panelowych z zakresu finansów przedsiębiorstw lepiej stosować estymatory oparte na korekcie obciążenia, ponieważ nie wymagają one spełnienia założeń odnośnie do poprawności instrumentów i charakteryzują się nieco wyższą precyzją oszacowań.

W powyżej przedstawionych pracach kwestia ograniczoności zmiennej zależnej traktowana była w sposób marginalny. Na tematyce tej w swoich porównaniach skupiają się Elsas i Florysiak [2015]. Autorzy proponują nowy estymator, który adresuje problem obustronnego oceniania zmiennej zależnej. Jest to szczególnie istotnie w badaniu struktury kapitałowej przedsiębiorstw, którą analizują autorzy, ponieważ poza ograniczeniem rozkładu zmiennej zależnej do przedziału $[0, 1]$ jest on również znacznie wysycony w zerze. Nowo zaproponowany estymator nazywany jest *Dynamic Panel Fractional Estimator*. W celu porównania jego własności z własnościami estymatora Arellano-Bonda, estymatora efektów stałych oraz estymatora MNK dla danych panelowych przeprowadzone zostały symulacje Monte Carlo, różnicujące założenia o prawdziwej wartości parametru ρ . Na ich podstawie badacze konkludują, iż użycie nowo zaproponowanej metody estymacji umożliwi redukcję obciążenia estymatora parametru ρ dzięki uwzględnieniu faktu jego ograniczoności. Zmniejszenie obciążenia w porównaniu z estymatorem Arellano-Bonda nie jest jednak bardzo duże, przy czym istotny uzysk ze stosowania nowej metody występuje dla ρ bliskich jedności. Dla pełniejszego obrazu porównawczego gamę rozważanych estymatorów należałoby poszerzyć jeszcze o estymator Blundella-Bonda.

Kwestia doboru adekwatnej metody estymacji dynamicznych modeli panelowych dla zagadnień z zakresu finansów przedsiębiorstw jest stosunkowo nowa, stąd w literaturze identyfikowane jest tylko kilka opublikowanych badań analizujących tę tematykę. W dotychczasowych pozycjach literaturowych poruszających tę problematykę autorzy korzystają głównie z bazy danych Compustat, co sprawia, iż rozważana grupa badań jest hermetyczna ze względu na cechy charakterystyczne próby, istotne przy modelowaniu. Ponadto badacze najczęściej przeprowadzają analizy, opierając się na tematyce optymalnej struktury kapitałowej firm, wskazując zazwyczaj na jedną najbardziej adekwatną metodę estymacji. Tymczasem prace empiryczne koncentrujące się na determinantach transakcyjnej rezerwy płynności oraz rozstrzygnięciu, która teoria ekonomiczna lepiej aplikuje się do badanego zjawiska, są na tyle obszerne, że raczej należałoby wyróżnić węższe obszary, w których rzeczywiście można podkreślić wyższość pewnej metody estymacji. Niniejszy artykuł adresuje kwestie wspomnianych wyżej luk.

4. Dane i zmienne

Symulacje Monte Carlo przeprowadzono z wykorzystaniem danych jednostkowych z rocznych sprawozdań finansowych spółek giełdowych notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych, dostępnych w serwisie Notoria³. Zbiór danych, będący niezbilansowanym panelem, został stworzony na podstawie danych finansowych spółek notowanych na Rynku Głównym oraz Rynku NewConnect w latach 1999-2012. Chcąc zachować większą homogeniczność próby badawczej, w rozumieniu motywacji firmy do utrzymywania transakcyjnej rezerwy płynności, wyłączono z niej przedsiębiorstwa należące według Polskiej Klasyfikacji Działalności 2007 do sekcji K (działalność finansowa i ubezpieczeniowa), A (rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybołówstwo) oraz O (administracja publiczna i obrona narodowa, obowiązkowe zabezpieczenia społeczne). Ponadto ze względu na zagrożenie bankrutstwem zrezygnowano z wzięcia pod uwagę firm z ujemnym kapitałem własnym. Ogólnie w symulacjach uwzględniono informacje o 642 podmiotach, przy czym całkowita liczba obserwacji wyniosła 3688.

Aby zachować porównywalność podejścia z publikacjami zagranicznymi, zdecydowano o przyjęciu definicji zmiennej objaśnianej zgodnie z określeniem środków pieniężnych na koniec okresu, w rozumieniu Uchwały nr 5/11 Komitetu Standardów Rachunkowości z dnia 10.05.2011r. w sprawie przyjęcia poprawionego krajowego standardu rachunkowości nr 1 „Rachunek przepływów pieniężnych”. Według nadmienionego dokumentu w skład środków pieniężnych na koniec okresu wchodzi środki pieniężne oraz ich ekwiwalenty, przy czym na potrzeby określenia wartości zmiennej objaśnianej dokonano zważenia wartości środków pieniężnych na koniec okresu wielkością aktywów firmy. Uzyskano w ten sposób zmienną objaśnianą spójną z definicją wartości określanej w anglojęzycznej literaturze przez pojęcie *cash holdings*.

Jako zmienne objaśniające wykorzystano charakterystyki, które są przedmiotem zainteresowania teorii substytucji lub teorii hierarchii źródeł finansowania, w odniesieniu do transakcyjnej rezerwy płynności i których kierunek wpływu na badaną zmienną jest różnicowany postulatami poszczególnych teorii. Formalne definicje wszystkich zmiennych użytych w badaniu umieszczono w tab. 1.

Tabela 1. Zestawienie definicji zmiennych użytych w badaniu

Zmienna	Definicja zmiennej
1	2
ZMIENNA OBJAŚNIANA	
Transakcyjna rezerwa płynności	<u>środki pieniężne na koniec okresu</u> aktywa ogółem

³Notoria Serwis S.A, <http://www.notoria.pl>.

Tabela 1, cd.

1	2
ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE	
Opóźniona o jeden okres zmienna objaśniana	$\left(\frac{\text{środkii pieniężne na koniec okresu}}{\text{aktywa ogółem}}\right)_{t-1}$
Wielkość firmy ^a	$\ln(\text{aktywa ogółem})$
Samofinansowanie	$\frac{\text{przepływy pieniężne z działalności operacyjnej}}{\text{aktywa ogółem}}$
Wskaźnik zadłużenia	$\frac{\text{zobowiązania ogółem}}{\text{aktywa ogółem}}$
Wskaźnik zadłużenia ²	$\left(\frac{\text{zobowiązania ogółem}}{\text{aktywa ogółem}}\right)^2$
Deficyt finansowania	$\frac{\text{nakłady inwestycyjne} + \text{płaty dywidend} - \text{przepływy środków pieniężnych w danym roku}}{\text{aktywa ogółem}}$
Dopasowanie terminów zapadalności	$\frac{\text{zobowiązania długoterminowe}}{\text{zobowiązania ogółem}}$
Stopa podatkowa	$\frac{\text{wielkość podatku dochodowego}}{\text{zysk brutto}}$
Kapitał obrotowy netto	$\frac{\text{aktywa obrotowe} - \text{zobowiązania krótkoterminowe}}{\text{aktywa ogółem}}$
Możliwości rozwoju firmy	$\frac{\text{wielkość sprzedaży firmy}_t - \text{wielkość sprzedaży firmy}_{t-1}}{\text{wielkość sprzedaży firmy}_{t-1}}$
Wydatki inwestycyjne	$\frac{\text{rzeczowe aktywa trwałe}_t - \text{rzeczowe aktywa trwałe}_{t-1} + \text{amortyzacja}_t}{\text{rzeczowe aktywa trwałe}_{t-1}}$
Stopa zwrotu z aktywów (ROA)	$\frac{\text{wynik finansowy netto}}{\text{aktywa ogółem}}$
Wyplata dywidendy	zmienna binarna (1 – firma wypłaca dywidendę, 0 – w przeciwnym przypadku)

^a Wartość aktywów ogółem została przeliczona na wartości realne za pomocą wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych GUS.

Źródło: opracowanie własne.

5. Metoda badawcza

Model postaci (3) wyróżnia się kilkoma charakterystycznymi cechami. Mianowicie w zbiorze jego zmiennych objaśniających znajduje się opóźniona zmienna zależna, poszczególne podmioty może cechować znaczna heterogeniczność, a część z regresorów może być endogeniczna. Ponadto występowanie korelacji między efektem

indywidualnym podmiotów a wprowadzoną do modelowania opóźnioną zmienną zależną skutkuje brakiem zgodności standardowych estymatorów wykorzystywanych dla modeli statycznych (estymator MNK dla danych panelowych, estymator efektów stałych oraz estymator efektów losowych). Wolnymi od tej wady są estymatory przeznaczone typowo dla dynamicznych modeli panelowych. Wśród nich najpopularniejsze to: estymator Arellano-Bonda – zarówno jedno-, jak i dwustopniowy [Arellano, Bond 1991], estymator Blundella-Bonda – zarówno jedno- jak i dwustopniowy [Arellano, Bover 1995; Blundell, Bond 1998] oraz suboptymalny systemowy estymator uogólnionej metody momentów [Jung, Kwon 2007]. Wymienione estymatory oparte są na uogólnionej metodzie momentów (w skrócie UMM). Problem korelacji składnika losowego ze zmiennymi endogenicznymi jest rozwiązywany dzięki uwzględnieniu tzw. instrumentów (zmiennych silnie skorelowanych ze zmiennymi objaśniającymi, jednak niezależnych od błędu losowego). W przypadku jedno- i dwustopniowego estymatora Arellano-Bonda wykorzystywane są opóźnione instrumenty w równaniu na przyrostach, natomiast dla estymatorów Blundella-Bonda (jedno- i dwustopniowego) oraz suboptymalnego systemowego estymatora UMM używane są ponadto zróżnicowane instrumenty w równaniach na poziomach. Rozróżnienie między metodami jedno- i dwustopniowymi polega na zastąpieniu w metodach dwustopniowych inicjalnej macierzy wag, wykorzystywanej w metodach jednostopniowych, jej asymptotycznie efektywnym i zgodnym estymatorem. Suboptymalny systemowy estymator UMM jest z kolei modyfikacją estymatora Blundella-Bonda w zakresie inicjalnej macierzy wag. Dokładniejszy opis można znaleźć np. w: Arellano [2004], Baltagi [2005] oraz Mátyás i Sevestre [2008].

Chcąc przedstawić praktyczne wskazówki dla autorów artykułów empirycznych z zakresu finansów przedsiębiorstw, służące poprawie jakości oszacowań rozważanych przez nich modeli dynamicznych, zdecydowano o porównaniu powyższych pięciu metod estymacji, w zakresie oszacowań parametru przy opóźnionej zmiennej objaśnianej, za pomocą symulacji Monte Carlo.

Rozpoczęto od oszacowania modelu (3) pięcioma wymienionymi wyżej metodami, przyjmując w roli zmiennych endogenicznych (poza opóźnioną zmienną zależną) *samofinansowanie* oraz *kapitał obrotowy netto*. Dla obu z nich identyfikowana jest równoczesność wywołująca problem endogeniczności. Istotnie, zmienna *samofinansowanie* zależy od przepływów pieniężnych, które wpływają w sposób bezpośredni na *transakcyjną rezerwę płynności*. Jeśli chodzi o *kapitał obrotowy netto*, to środki pieniężne są jego częścią. Zależności w przeciwną stronę są zakładane zgodnie z postacią szacowanego równania. Pozostałe zmienne przyjęto jako zmienne egzogeniczne.

Sama procedura symulacyjna korzysta ze standardowego postępowania metody Monte Carlo dla badania własności estymatorów. W ogólności polega ona na założeniu, iż znamy pewien proces generujący dane, który jest zależny od wektora parametrów θ . Przedmiotem zainteresowania jest w tym przypadku wartość oczekiwana oraz wariancja estymatora $\hat{\theta}$, które formalnie można zapisać jako:

$$\mathbb{E}(\hat{\rho}) = F_1(\boldsymbol{\theta}, N) \equiv \phi_1, \quad (4)$$

$$\text{Var}(\hat{\rho}) = \mathbb{E}(\hat{\rho} - \phi_1)^2 = F_2(\boldsymbol{\theta}, N) \equiv \phi_2, \quad (5)$$

gdzie $F(\times)$ jest pewną funkcją zależną od próby i wektora parametrów $\boldsymbol{\theta}$. Na podstawie symulacji Monte Carlo o M iteracjach wartości ϕ_1 i ϕ_2 można oszacować jako:

$$\bar{\phi}_1 = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \hat{\rho}_i, \quad (6)$$

$$\bar{\phi}_2 = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M (\hat{\rho}_i - \bar{\phi}_1)^2. \quad (7)$$

W praktyce w przypadku przeprowadzonego badania proces generujący dane opiera się na równaniu (3). Dla bazowej wersji symulacji zmienne x_i przyjęto na podstawie posiadanego zbioru danych, natomiast o parametrach ρ i β_k założono, że ich wielkości są równe wielkościom oszacowań dla poszczególnych modeli wyestymowanych na całym zbiorze danych. Ścisłej oznacza to, że początkowo oszacowano model (3) pięcioma różnymi metodami estymacji, opierając się na posiadanej próbie badawczej. Następnie założono, że na potrzeby symulacji Monte Carlo wektor parametrów $\boldsymbol{\theta} = [\hat{\rho} \hat{\boldsymbol{\beta}}]$, gdzie $\hat{\rho}$ i $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ są oszacowaniami poszczególnych parametrów dla danej metody estymacji. Dalej wartości y_{it} generowane są na podstawie równania (3) z odpowiednio przyjętymi parametrami, przy czym tak jak w badaniu Flannery'ego i Hankins [2013, s. 7] założono $c_i \sim U[-1, 1]$ i $\varepsilon_{it} \sim N(0, 1)$. Jest to intuicyjne podejście, ponieważ zgodnie z nim efekt indywidualny firmy może wywierać zarówno dodatni, jak i ujemny wpływ na zmienną objaśnianą z jednakowo rozłożonym prawdopodobieństwem na symetrycznym przedziale. Błąd losowy pochodzi natomiast ze standardowego rozkładu normalnego. Dodatkowo początkową wartość y_{it} w każdej nieprzerwanej sekwencji obserwacji dla danego podmiotu przyjęto zgodnie z posiadanym zbiorem danych.

Proces generowania danych przeprowadzono osobno dla każdej metody estymacji ze względu na różnice w wielkościach parametrów $\hat{\rho}$ i $\hat{\beta}_k$. Na tak przygotowanych nowych zbiorach danych, znając dla nich prawdziwe wartości parametrów $\rho_{nowy} = \hat{\rho}$ i $\beta_{k,nowy} = \hat{\beta}_k$, oszacowano ponownie model postaci:

$$y_{it}^{sym} = \rho_{nowy} y_{it-1}^{sym} + \sum_k \beta_{k,nowy} x_{kit} + c_i + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

za pomocą poszczególnych metod estymacji. Uzyskano w ten sposób oszacowania $\hat{\rho}_{nowy}$ dla każdej z metod z osobna. Powyższą procedurę powtarzano 500 razy. Dzięki tak przeprowadzonej symulacji Monte Carlo możliwe było późniejsze wyzna-

czenie odchyłeń oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ oraz empirycznej wariancji oszacowań parametru ρ_{nowy} .

Powyżej przedstawiony sposób przeprowadzania symulacji Monte Carlo dotyczy scenariusza bazowego, jednak chcąc przeprowadzić pogłębioną analizę, zdecydowano o sporządzeniu trzech odrębnych grup symulacji, różnicujących kolejno: liczbę fal panelu, prawdziwe wielkości współczynników $\rho_{k,nowy}$ oraz rozkłady efektu indywidualnego c_i i błędu czysto losowego ε_{it} (w rozumieniu oznaczeń równania (8)). Symulacje dla poszczególnych scenariuszy w ramach grup symulacyjnych zostały przeprowadzone w sposób analogiczny do scenariusza bazowego.

Zaprezentowane podejście jest nowatorskie w zakresie przeprowadzonych eksperymentów Monte Carlo, ponieważ w możliwie najszerszy sposób opierają się one na realnych danych, a nie jak w większości dotychczasowych badań empirycznych na procesie klasy $AR(p)$. Dzięki temu możliwe było zachowanie struktury rzeczywistych danych. Ponadto wykorzystano innowacyjną próbę badawczą o spółkach giełdowych w Polsce, analizując ją w kontekście transakcyjnej rezerwy płynności przedsiębiorstw z tej grupy.

6. Wyniki

6.1. Oszacowania bazowych modeli

Punktem wyjścia do przeprowadzenia symulacji Monte Carlo są wyniki oszacowań modelu (3), które uzyskane zostały za pomocą wybranych pięciu metod estymacji, opartych na *UMM*. Wyniki estymacji przeprowadzonej na całym dostępnym zbiorze danych przedstawiono w tab. 2.

Do oszacowanych modeli z ekonometrycznego punktu widzenia nie odnotowano żadnych zastrzeżeń. Na podstawie testu Arellano-Bonda w przypadku żadnego z modeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku korelacji drugiego rzędu w pierwszych różnicach błędu czysto losowego. Ponadto nie ma również podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o poprawności użytych instrumentów w sensie ich nieskorelowania ze składnikiem czysto losowym, zarówno dla równania na przyrostach (na podstawie testu Sargna), jak i dla równania na poziomach (na podstawie różnicowego testu Sargana).

Oszacowania parametru przy opóźnionej o jeden okres zmiennej objaśnianej dostarczają już pewnej informacji, są one jednak zróżnicowane między poszczególnymi metodami (główna różnica widoczna jest pomiędzy metodami wykorzystującymi równanie na poziomach a tymi, które z tego równania nie korzystają). Ponadto prawdziwa wartość parametru ρ pozostaje cały czas nieznaną, a przedstawione oszacowania parametru ρ implikują, że czas połowicznego dostosowania wielkości transakcyjnej rezerwy płynności do zamierzonego poziomu, po jednostkowym szoku w składniku losowym, wynosi, w zależności od modelu, od nieco ponad pół roku do nieznacznie ponad ośmiu miesięcy. Tym bardziej zasadne wydaje się porównanie

Tabela 2. Wyniki estymacji dynamicznych modeli transakcyjnej rezerwy płynności na danych panelowych za pomocą metod opartych na uogólnionej metodzie momentów

Zmienna	Jednostopniowy estymator pierwszych różnic Arellano-Bonda		Dwustopniowy estymator pierwszych różnic Arellano-Bonda		Jednostopniowy systemowy estymator UMM Blundella-Bonda		Dwustopniowy systemowy estymator UMM Blundella-Bonda		Suboptymalny systemowy estymator uogólnionej metody momentów	
	współczynnik	[statystyka; <i>p-value</i>]	współczynnik	[statystyka; <i>p-value</i>]	współczynnik	[statystyka; <i>p-value</i>]	współczynnik	[statystyka; <i>p-value</i>]	współczynnik	[statystyka; <i>p-value</i>]
1	2	3	4	5	6	7	8	8	10	11
Opóźniona zmienna objaśniana	0,2987***	[6,91; 0,000]	0,2971***	[6,64; 0,000]	0,3389***	[8,15; 0,000]	0,3404***	[7,85; 0,000]	0,3342***	[8,12; 0,000]
Wielkość firmy	0,0375***	[5,34; 0,000]	0,0390***	[5,44; 0,000]	0,0221***	[6,63; 0,000]	0,0225***	[6,34; 0,000]	0,0242***	[6,89; 0,000]
Samofinansowanie	0,1679***	[7,13; 0,000]	0,1472***	[6,21; 0,000]	0,1420***	[5,73; 0,000]	0,1364***	[5,66; 0,000]	0,1447***	[5,67; 0,000]
Wskaźnik zadłużenia	-0,1493**	[-2,47; 0,013]	-0,1591***	[-2,73; 0,006]	-0,2448***	[-4,59; 0,000]	-0,2436***	[-4,65; 0,000]	-0,2483***	[-4,29; 0,000]
Wskaźnik zadłużenia ²	0,1904***	[3,03; 0,002]	0,1726***	[2,78; 0,005]	0,2279***	[3,91; 0,000]	0,2181***	[3,68; 0,000]	0,2436***	[3,99; 0,000]
Deficyt finansowania	-0,2299***	[-7,58; 0,000]	-0,2486***	[-7,70; 0,000]	-0,2504***	[-8,30; 0,000]	-0,2568***	[-7,63; 0,000]	-0,2555***	[-8,44; 0,000]
Dopasowanie terminów zapadalności	-0,0854***	[-4,97; 0,000]	-0,0711***	[-4,30; 0,000]	-0,0657***	[-3,90; 0,000]	-0,0626***	[-3,82; 0,000]	-0,0639***	[-3,91; 0,000]
Stopa podatkowa	-0,0063*	[-1,75; 0,081]	-0,0052	[-1,48; 0,138]	-0,0067*	[-1,82; 0,069]	-0,0072**	[-1,97; 0,049]	-0,0063***	[-1,75; 0,081]
Kapitał obrotowy netto	0,3042***	[7,88; 0,000]	0,2687***	[6,82; 0,000]	0,2302***	[7,31; 0,000]	0,2280***	[6,69; 0,000]	0,2401***	[7,75; 0,000]
Możliwości rozwoju firmy	-0,0052*	[-1,68; 0,093]	-0,0050	[-1,55; 0,122]	-0,0046	[-1,56; 0,119]	-0,0051*	[-1,78; 0,075]	-0,0040***	[-1,36; 0,174]
Wydatki inwestycyjne	-0,0022*	[-1,85; 0,064]	-0,0023*	[-1,89; 0,059]	-0,0018	[-1,48; 0,140]	-0,0017	[-1,41; 0,159]	-0,0020***	[-1,77; 0,076]
Stopa zwrotu z aktywów (ROA)	-0,0754***	[-4,15; 0,000]	-0,0718***	[-4,18; 0,000]	-0,0702***	[-3,94; 0,000]	-0,0746***	[-4,13; 0,000]	-0,0719***	[-4,07; 0,000]
Wypłata dywidendy	0,0091*	[1,83; 0,067]	0,0105**	[2,12; 0,034]	0,0118**	[2,25; 0,024]	0,0118**	[2,31; 0,021]	0,0104***	[2,02; 0,044]
Współczynnik dostosowań λ	70,13%		70,29%		66,11%		65,96%		66,58%	
Czas połowicznego dostosowania (<i>half-life</i>)	0,57		0,57		0,64		0,64		0,63	

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Test Arellano-Bonda		[-1,04; 0,301]		[-1,13; 0,259]		[-0,50; 0,614]		[-0,45; 0,654]		[-0,71; 0,477]
Test Sargana		[261,63; 0,374]		[261,63; 0,374]		[287,76; 0,543]		[287,76; 0,543]		[299,14; 0,359]
Różnicowy test Sargana						[26,13; 0,139]		[26,13; 0,139]		[37,51; 0,645]
Test F_{rok}		[46,24; 0,000]		[37,88; 0,000]		[34,60; 0,000]		[34,22; 0,000]		[39,19; 0,000]

Dla równania na przyrostach wykorzystano następujące instrumenty: transakcyjna rezerwa płynności _{$t-2$} , samofinansowanie _{$t-1$} , kapitał obrotowy netto _{$t-1$} , Δ wielkość firmy, Δ wskaźnik zadłużenia, Δ wskaźnik zadłużenia², Δ deficyt finansowania, Δ dopasowanie terminów zapadalności, Δ stopa podatkowa, Δ możliwości rozwoju firmy, Δ wydatki inwestycyjne, Δ ROA, Δ wypłata dywidendy, Δ rok₂₀₀₁ – Δ rok₂₀₁₂. Dla równania na poziomach wykorzystano następujące instrumenty: Δ transakcyjna rezerwa płynności _{$t-1$} , Δ samofinansowanie _{$t-1$} , Δ kapitał obrotowy netto _{$t-1$} . Dla estymatorów dwustopniowych zastosowano skorygowany estymator wariancji Windmeijera [2005]. Dla wszystkich modeli uwzględniono efekt czasowy, wprowadzając zmienne binarne dla poszczególnych fal panelu (współczynniki nieraportowane w tabeli). Symbolami ***, **, * oznaczono statystyczną istotność parametrów odpowiednio na poziomach istotności 1%, 5% oraz 10%. Czas połowicznego dostosowania – czas potrzebny firmie na zniwelowanie połowy różnicy między aktualnym a optymalnym poziomem transakcyjnej rezerwy płynności, po wystąpieniu jednostkowego szoku w składniku czysto losowym modelu. Test Arellano-Bonda – test na występowanie korelacji drugiego rzędu w pierwszych różnicach składnika losowego. Test Sargana – test na poprawność instrumentów w równaniu na przyrostach w sensie ich nieskorelowania ze składnikiem losowym modelu. Różnicowy test Sargana – test na poprawność instrumentów w równaniu na poziomach w sensie ich nieskorelowania ze składnikiem losowym modelu. Test F_{rok} – test łącznej nieistotności zmiennych reprezentujących efekt czasowy (Rok).

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych Notoria Serwis.

oszacowań tego parametru, otrzymane różnymi metodami estymacji, tak aby móc wskazać dokładny zakres ich stosowności i zaproponować wskazówki użyteczne dla autorów przeprowadzających badania empiryczne z zakresu finansów przedsiębiorstw, w których wykorzystuje się modele dynamiczne. W tym celu przeprowadzone zostały symulacje Monte Carlo.

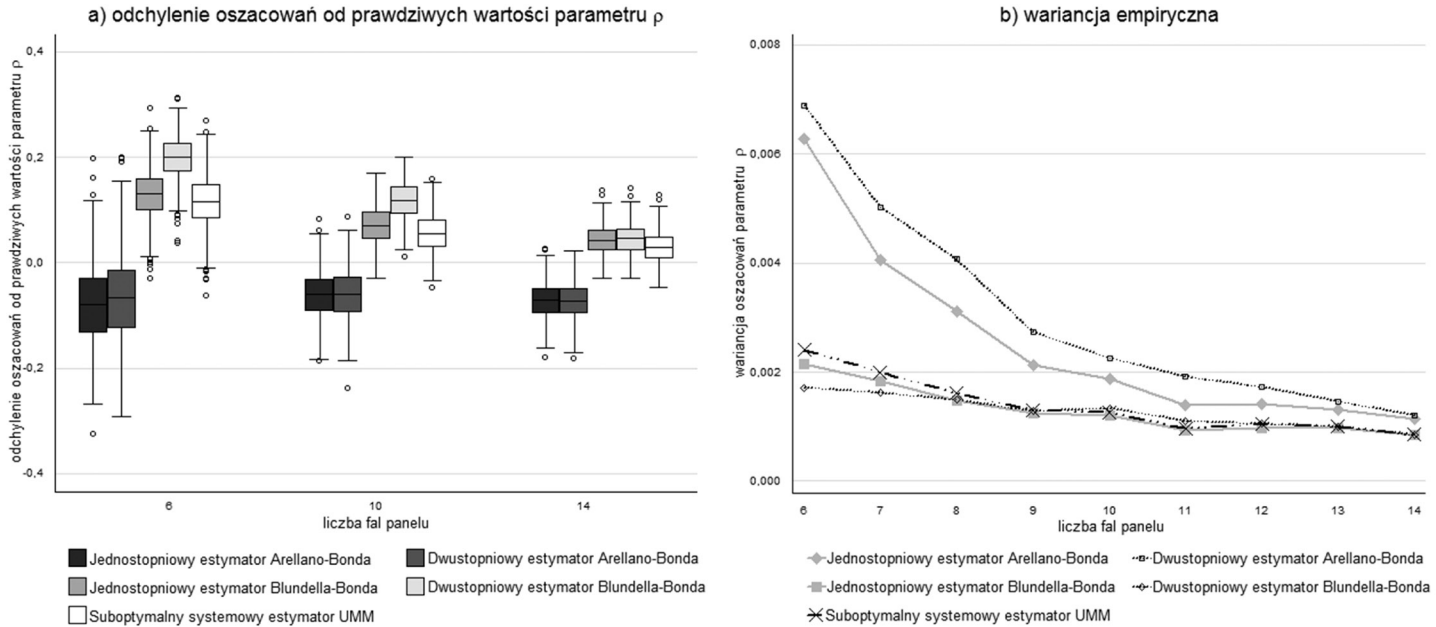
6.2. Wpływ długości panelu na jakość oszacowań parametru ρ

Pierwsza z grup symulacyjnych polega na przyjęciu do procedury Monte Carlo danych panelowych o różnej liczbie fal. W celu zmodyfikowania liczby fal panelu pełny zbiór danych został okrajany do konkretnej liczebności fal, przy czym do symulacji przyjmowane były najbardziej aktualne dane, tj. np. w przypadku założenia, iż $T = 10$, do estymacji przyjęto dane z lat 2003-2012. Najkrótszy testowany panel miał 6 fal.

Na rysunku 1a przedstawiono wykresy pudełkowe odchyłeń oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ w zależności od długości stosowanego panelu. Co do zasady obciążenie wszystkich estymatorów maleje wraz ze wzrostem liczby fal panelu, co jest zgodne z wynikami, które otrzymali Flannery i Hankins [2013] oraz Chang, Deng i Wang [2016]. Na szczególną uwagę zasługuje fakt wysokiego (w porównaniu z estymatorami Arellano-Bonda) obciążenia estymatorów wykorzystujących równanie na poziomach, dla małego T . Ma to związek między innymi z przyjęciem w charakterze instrumentów opóźnionych wartości pierwszych różnic zmiennych endogenicznych i z góry ustalonych. Wymaga to większej liczebności fal panelu niż w przypadku równania na różnicach (w roli instrumentów zmiennych nieegzogenicznych występują opóźnione poziomy tych zmiennych, a nie ich opóźnione pierwsze różnice).

W związku z zastąpieniem inicjalnej macierzy wag dla dwustopniowej metody Blundella-Bonda jej asymptotycznie efektywnym estymatorem można spodziewać się wzrostu efektywności estymacji, jednak może skutkować to również wzrostem odchyłeń oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ [Hayakawa 2005]. Problem ten zmaterializował się w przeprowadzonych symulacjach dla $T \leq 10$. Ponadto, jak zaprezentowano na rys. 1b, spadek wariancji empirycznej oszacowań dla metody dwustopniowej zauważalny jest w zasadzie tylko dla najkrótszych z analizowanych paneli, gdzie wzrost obciążenia dwustopniowego estymatora Blundella-Bonda jest największy.

Reasumując, należy stwierdzić, że długość przyjętego do badania panelu ma kluczowe znaczenie dla jakości oszacowań parametru ρ i powinna ona determinować wybór metody estymacji. W przypadku najkrótszych paneli (dla rozważanego zbioru danych $T < 8$) najbardziej adekwatnymi estymatorami w rozumieniu obciążenia będą estymatory Arellano-Bonda, przy czym niestety będą one cechowały się znaczną wariancją. Dla $T \geq 10$ dużej sensowności nabiera rozważenie estymatorów korzystających z równania na poziomach. Szczególnej ostrożności wymaga jed-



Rys. 1. Wykresy pudełkowe odchyłeń oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ (rys. 1a) oraz wartość wariancji empirycznej oszacowań parametru ρ (rys. 1b), w zależności od liczby fal panelu T

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych Notoria Serwis.

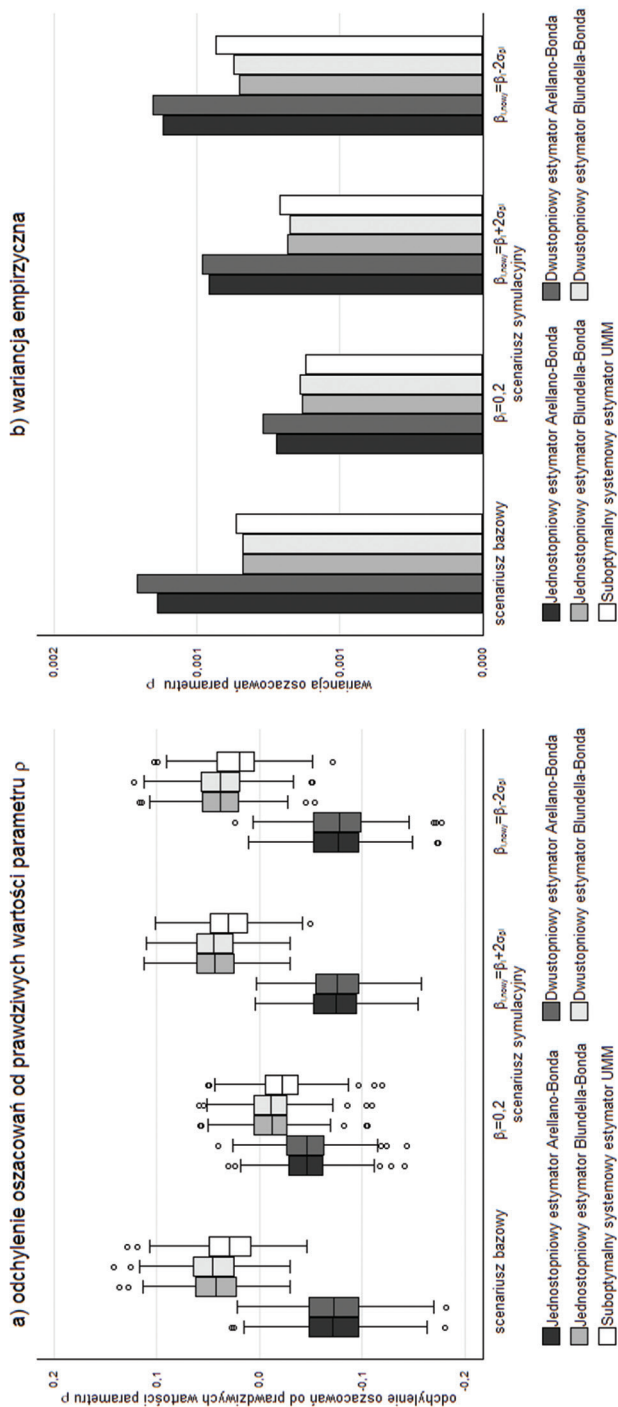
nak zastosowanie dwustopniowej procedury estymacji Blundella-Bonda, ponieważ kosztem spadku wariancji oszacowań (w porównaniu z procedurą jednostopniową) odnotowano znaczny wzrost odchyleń oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ . Finalnie bardziej adekwatnymi metodami estymacji modelu (3) dla nieco dłuższych paneli $T > 10$ wydają się jednostopniowy estymator Blundella-Bonda, a przede wszystkim suboptymalny systemowy estymator UMM. Powyższe rozważania wskazują na bark podstaw do odrzucenia drugiej hipotezy pomocniczej (hipoteza HP1), iż długość przyjętego do badania panelu determinuje wybór adekwatnej metody estymacji.

6.3. Wpływ wielkości współczynników przy pozostałych zmiennych objaśniających na jakość oszacowań parametru ρ

Druga z grup symulacji anonsuje rozważania o wpływie wielkości prawdziwych współczynników $\beta_{k,nowy}$ na jakość oszacowań parametru ρ . W wyniku modyfikacji założeń modelu bazowego w zakresie wielkości parametrów $\beta_{k,nowy}$ rozważono trzy przypadki symulacji Monte Carlo (poza przypadkiem bazowym), polegające na:

- przyjęciu $\beta_{k,nowy} = 0,2$ dla każdej zmiennej objaśniającej (idea wywodzi się z pracy Kivieta [1995], gdzie autor skupił się na opóźnionej o jeden okres zmiennej objaśnianej, nie różnicując siły wpływu innych zmiennych objaśniających na wyjaśnienie zmienności zmiennej zależnej),
- zwiększeniu pozytywnego kierunku wpływu poszczególnych regresorów na zmienną zależną (lub zmniejszeniu siły ujemnego wpływu) przez dodanie do oszacowań β_k dwóch odchyleń standardowych tych oszacowań ($\beta_{k,nowy} = \hat{\beta}_k - 2\sigma_{\hat{\beta}_k}$),
- zwiększeniu negatywnego kierunku wpływu poszczególnych regresorów na zmienną zależną (lub zmniejszeniu siły dodatniego wpływu) poprzez odjęcie od oszacowań β_k dwóch odchyleń standardowych tych oszacowań ($\beta_{k,nowy} = \hat{\beta}_k - 2\sigma_{\hat{\beta}_k}$).

Na rysunku 2a przedstawiono wykresy pudełkowe odchyleń oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ w zależności od przyjętych założeń o $\beta_{k,nowy}$. Ukazuje on, iż różnicowanie siły wpływu zmiennych niezależnych na zmienną objaśnianą nie ma zasadniczego przełożenia na jakość oszacowań parametru ρ . Na uwagę zasługuje jednak zmniejszenie obciążenia dla $\beta_{k,nowy} = 0,2$ w porównaniu z pozostałymi scenariuszami. W tej sytuacji zmienne x_{it} mogłyby być teoretycznie do modelu wprowadzone pewnym agregatem. Dzięki temu podniesione zróżnicowanie jednego z regresorów może być zniwelowane przez wartości pozostałych zmiennych objaśniających. Skutkuje to, co do zasady, mniejszym obciążeniem poszczególnych estymatorów niż w przypadku zróżnicowanej siły wpływu regresorów na zmienność badanej charakterystyki. Wywiera to również pozytywny wpływ na wielkość wariancji oszacowań parametru ρ (rys. 2b).



Rys. 2. Wykresy pudełkowe odchyień oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ (rys. 2a) oraz wartość wariancji empirycznej oszacowań parametru ρ (rys. 2b), w zależności od przyjętych na potrzeby symulacji wielkości β_{simul}

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych Notoria Serwis.

Podsumowując, należy stwierdzić, że wielkości prawdziwych współczynników β_k nie są zasadniczo istotnymi determinantami jakości oszacowań dynamicznych modeli panelowych estymowanych metodami opartymi na uogólnionej metodzie momentów. Wyjątek może stanowić tutaj przypadek, gdy siła wpływu poszczególnych regresorów na zmienną zależną jest identyczna. Wówczas obciążenie rozważanych estymatorów ulega nieznacznemu zmniejszeniu. Nie ma zatem podstaw do odrzucenia drugiej hipotezy pomocniczej (hipoteza HP2), iż brak zróżnicowania siły wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na zmienną zależną może powodować zmniejszenie obciążenia i poprawę precyzji oszacowań parametru ρ . W konsekwencji zabiegiem, który może w pewien sposób poprawić jakość oszacowań modeli używanych w badaniach transakcyjnej rezerwy płynności, jest przeskalowanie zmiennych x_{it} w taki sposób, aby siły ich oddziaływania na zmienną zależną były do siebie zbliżone. Niestety utrudnić to może interpretację ekonomiczną wyników, a uzysk z takiego zabiegu w niektórych przypadkach może być niewielki (np. ze względu na trudności w dokonaniu odpowiedniego przeskalowania, związane z obciążeniem oszacowań parametrów β_k).

6.4. Wpływ rozkładu efektu indywidualnego oraz rozkładu składnika losowego na jakość oszacowań parametru ρ

W ramach ostatniej grupy scenariuszy symulacyjnych rozważono problem wpływu rozkładu efektu indywidualnego c_i oraz błędu czysto losowego ε_{it} na jakość oszacowań parametru ρ . Dokonano tego przez zmianę rozkładu losowania c_i i ε_{it} , rozważając następujące scenariusze symulacji Monte Carlo:

- scenariusz bazowy, w którym $c_i \sim U[-1,1]$ oraz $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ (stosunek wariancji efektu indywidualnego do wariancji efektu czysto losowego wynosi $\frac{1}{3}$),
- scenariusz, w którym przyjęto $c_i \sim U[-0.25,0.25]$ oraz $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ (znacznie zmniejszony został stosunek wariancji efektu indywidualnego do wariancji efektu czysto losowego w odniesieniu do scenariusza bazowego i wynosił on $\frac{1}{48}$),
- scenariusz, w którym przyjęto $c_i \sim U[-0.25,0.25]$ oraz $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ (nieznacznie zmniejszony został stosunek wariancji efektu indywidualnego do wariancji efektu czysto losowego w odniesieniu do scenariusza bazowego i wynosił on $\frac{1}{12}$),
- scenariusz, w którym przyjęto $c_i \sim U[-1,1]$ oraz ε_{it} z rozkładu logistycznego o średniej 0 i parametrze skali $s = 0,055$ oraz $\beta_{k,nowy} = 0,2$ dla każdego k .

Ostatni ze scenariuszy powstał na podstawie badania błędów czysto losowych z inicjalnych modeli oszacowanych przed wykonaniem symulacji Monte Carlo. Wartości podstawowych charakterystyk rozkładu $\hat{\varepsilon}_{it}$ dla poszczególnych metod estymacji zawarto w tab. 3. Można z nich wywnioskować, iż ogólna średnia błędu czysto losowego jest bliska zeru, natomiast wariancja bliska 0,01. Rozkłady $\hat{\varepsilon}_{it}$ dla

wszystkich rozpatrywanych metod estymacji są nieznacznie prawoskośne oraz mają podwyższoną kurtozę w stosunku do rozkładu normalnego. Nośnikiem rozkładu dla błędu czysto losowego powinien być zbiór liczb rzeczywistych. W związku z tym w popularnej gamie rozkładów prawdopodobieństwa nie sposób jest znaleźć rozkład, którego charakterystyki są zbieżne z tymi przedstawionymi w tab. 3. Pewnym kompromisem jest przyjęcie dla błędu czysto losowego rozkładu logistycznego ze średnią 0 i parametrem skali $s = 0,055$ (odpowiada to wariancji równej 0,01). Rozkład ten ma kurtozę równą 1,2, nie obejmuje on jednak prawoskośności (skośność rozkładu logistycznego jest zerowa).

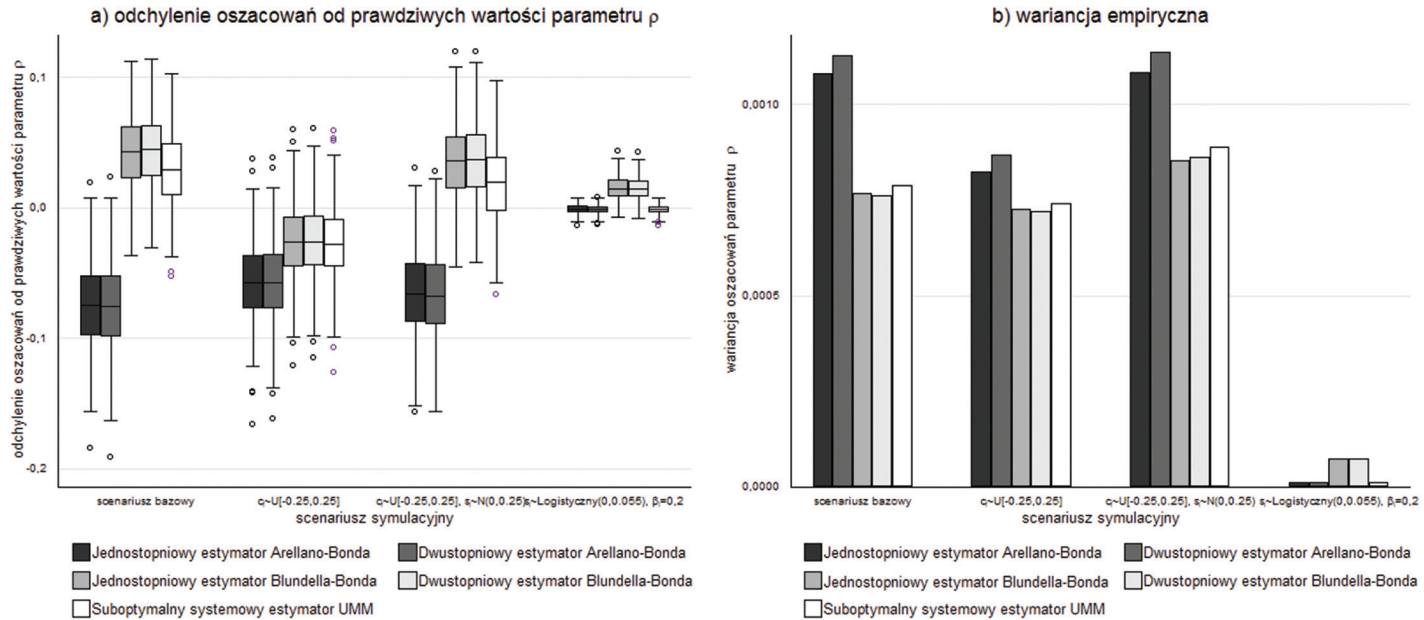
Tabela 3. Wartości podstawowych charakterystyk rozkładu $\hat{\varepsilon}_{it}$ z oszacowań modelu (3) na pełnym zbiorze danych za pomocą poszczególnych metod estymacji

Metoda estymacji	Średnia	Wariancja	Skośność	Kurtoza
Jednostopniowy estymator Arellano-Bonda	-0,0949	0,0119	0,8700	1,0979
Dwustopniowy estymator Arellano-Bonda	-0,0937	0,0119	0,8941	1,1679
Jednostopniowy estymator Blundella-Bonda	0,0044	0,0101	0,9472	1,2376
Dwustopniowy estymator Blundella-Bonda	0,0062	0,0102	0,9492	1,2400
Suboptymalny systemowy estymator UMM	-0,0197	0,0107	0,9246	1,1750

Źródło: opracowanie własne.

Wykresy pudełkowe odchyłeń oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ dla poszczególnych scenariuszy zaprezentowano na rys. 3a. Można wywnioskować z niego, iż dla pierwszych trzech koncepcji symulacji wartość obciążenia dla wszystkich rozpatrywanych estymatorów zmniejsza się wraz ze spadkiem wartości ilorazu wariancji efektu indywidualnego i wariancji błędu czysto losowego. Jest to związane z faktem nasilenia się dla wyższych wartości tego ilorazu problemu słabych instrumentów, czyli słabej korelacji zmiennych instrumentalnych ze zmiennymi objaśniającymi [Dang i in. 2015]. Im wyższa jest wartość wspomnianego ilorazu, tym wyższy możemy dostrzec uzysk ze stosowania suboptymalnego systemowego estymatora UMM, który jest w tym zakresie udoskonaleniem estymatora Blundella-Bonda. Jeśli chodzi o wariancję oszacowań parametru ρ dla pierwszych trzech scenariuszy, to w ich obrębie jej wartości absolutne dla danej metody estymacji są w zasadzie zbieżne (rys. 3b).

Ciekawe wyniki daje ostatni rozpatrywany w obrębie tej grupy przypadek symulacji. Dla ε_{it} o wariancji równej 0,01 kluczowe znaczenie dla znaku y_{it}^{sym} ma wartość c_i (przede wszystkim może być ujemna). Co za tym idzie, c_i w sposób istotny de-



Rys. 3. Wykresy pudełkowe odchyłeń oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ (rys. 3a) oraz wartość wariancji empirycznej oszacowań parametru ρ (rys. 3b) w zależności od rozkładu efektu indywidualnego oraz rozkładu błędu czysto losowego

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych Notoria Serwis.

terminuje y_{it}^{sym} , a w konsekwencji także Δy_{i2}^{sym} (jest z nimi skorelowana). W związku z tym może okazać się, że istnieją przesłanki mówiące o niespełnieniu przez zadany problem założenia nałożonego przez Blundella i Bonda [1998] na wartości początkowe zmiennej objaśnianej (w praktyce oznaczające stacjonarność co do średniej)⁴. Może wywołać to znaczne obciążenie estymatorów Blundella-Bonda, a w konsekwencji brak uzasadnienia ich stosowalności w porównaniu z estymatorami Arellano-Bonda (które temu założeniu nie podlegają). Dzięki przyjęciu $\beta_{k,nowy} = 0,2$ problem ten jest zmniejszany w odniesieniu do sytuacji niezastosowania takiego zabiegu, jednak nie jest zniwelowany całkowicie, co odzwierciedlają wyższe odchylenia oszacowań od prawdziwej wartości parametru ρ dla estymatorów Blundella-Bonda niż dla estymatorów Arellano-Bonda (rys. 3a).

Podsumowując, należy stwierdzić, że w przypadku przeprowadzania badania empirycznego z zakresu finansów przedsiębiorstw na podstawie dynamicznego modelu panelowego, w sytuacji gdy identyfikujemy bardzo małą wariancję $\hat{\epsilon}_{it}$, powinno stosować się metody estymacji wykorzystujące równanie na poziomach (a szczególnie suboptymalny systemowy estymator uogólnionej metody momentów). Ponadto w przypadku identyfikacji znacznie wyższych wartości względnych błędów predykcji dla estymatorów Blundella-Bonda niż dla estymatorów Arellano-Bonda należy zweryfikować spełnienie przez rozważany model warunków narzuconych na wartości początkowe badanej zmiennej, a w przypadku ich niespełnienia stosować do finalnej estymacji metody wykorzystujące jedynie równanie na przyrostach. Wynika z tego, iż nie ma podstaw do odrzucenia trzeciej hipotezy pomocniczej (Hipoteza HP3) mówiącej, że występowanie korelacji między efektem indywidualnym podmiotu a początkowymi wartościami zmiennej objaśnianej w znaczny sposób zawęża spektrum możliwych do zastosowania metod estymacji dynamicznych modeli na danych panelowych.

Konkluzje uzyskane ze wszystkich grup symulacji wskazują na brak podstaw do odrzucenia którejkolwiek z hipotez pomocniczych. Finalnie prowadzi to do wniosku, iż mimo ciągłych udoskonaleń metodologii szacowania dynamicznych modeli na danych panelowych nie można jednoznacznie wskazać najlepszej metody estymacji dla badań empirycznych z zakresu finansów przedsiębiorstw, opierających się na tym rodzaju modeli. Jednakże możliwe jest zidentyfikowanie przesłanek pozwalających w niektórych przypadkach wskazać najbardziej adekwatną metodę estymacji dla rozważanego zagadnienia (hipoteza HG). Konkludując, należy stwierdzić, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy głównej.

⁴ Blundell i Bond określają wspomniane założenie jako *mild stationarity restriction*.

7. Podsumowanie

Podstawowym celem niniejszego artykułu było przedstawienie praktycznych wskazówek dla autorów artykułów empirycznych, służących poprawie jakości estymacji rozważanych przez nich modeli. Dzięki przeprowadzonym symulacjom Monte Carlo możliwe było zweryfikowanie postawionych w pracy hipotez badawczych. Wykonane symulacje różnicowały założenia o długości przyjętego do badania panelu, sile wpływu pozostałych zmiennych objaśniających na zmienną zależną i rozkładzie efektu indywidualnego oraz błędu czysto losowego, badając wpływ tych zmian na jakości oszacowań parametru przy opóźnionej zmiennej zależnej.

W badaniu zidentyfikowano wpływ liczby fal przyjętego do analizy panelu na jakość oszacowań uzyskanych różnymi metodami estymacji. W przypadku najkrótszych paneli (dla analizowanego zbioru danych $T < 8$) najbardziej adekwatnymi estymatorami w rozumieniu obciążenia i błędów predykcji okazały się estymatory Arellano-Bonda, przy czym niestety cechują się one znaczną wariancją. Ponadto dla nieco dłuższych paneli ($T > 10$) sensowności nabiera użycie metod estymacji wykorzystujących równanie na poziomach.

Na podstawie analizy uzyskano również wnioski, iż prawdziwe wielkości współczynników przy zmiennych objaśniających nieopóźnionych nie mają co do zasady istotnego wpływu na jakość oszacowań parametru przy opóźnionej zmiennej zależnej. Wyjątkiem jest sytuacja, gdy siła wpływu poszczególnych regresorów na zmienną zależną jest identyczna. Wtedy obciążenie rozważanych metod estymacji opartych na uogólnionej metodzie momentów ulega nieznacznemu zmniejszeniu. Co więcej, na podstawie symulacji Monte Carlo rozpoznano przypadek, w którym estymatory Blundella-Bonda cechują się znacznie wyższymi wartościami względnych błędów predykcji aniżeli estymatory Arellano-Bonda. Spowodowane jest to niespełnieniem założenia dotyczącego warunków początkowych, przyjmowanego dla estymatorów wykorzystujących równanie na poziomach, które mówi, iż korelacja między efektem indywidualnym podmiotu a początkowymi wartościami zmiennej objaśnianej nie powinna występować. W przeciwnym przypadku do finalnej estymacji dynamicznego modelu na danych panelowych należy stosować metodę Arellano-Bonda.

Otrzymane rezultaty mogą posłużyć za cenne źródło informacji dla naukowców przeprowadzających badania empiryczne z zakresu finansów przedsiębiorstw, szczególnie rozważających wielkość transakcyjnej rezerwy płynności. Przedstawione konkluzje mają jednak zastosowanie również w przypadku analizy optymalnej struktury kapitałowej przedsiębiorstw, polityki wypłaty dywidend i inwestycji firmy w środki trwałe, ponieważ zagadnienia te rozważane są również za pomocą modelu częściowych dostosowań. Ponadto w szerszym kontekście artykuł może być przydatny także autorom badań z innych dziedzin, którzy wykorzystują do modelowania dynamiczne modele panelowe.

Literatura

- Aivazian V.A., Ge Y., Qiu J., 2005, *Debt maturity structure and firm investment*, Financial Management, vol. 34, no. 4, s. 107-119.
- Andresa Ch., Betzera A., Goergenb M., Renneboog L., 2009, *Dividend policy of German firms: A panel data analysis of partial adjustment models*, Journal of Empirical Finance, vol. 16, no. 2, s. 175-187.
- Arellano M., 2004, *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- Arellano M., Bond S., 1991, *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, The Review of Economic Studies, vol. 58, no. 2, s. 277-297.
- Arellano M., Bover O., 1995, *Another look at the instrumental variable estimation of error-components models*, Journal of Econometrics, vol. 68, no. 1, s. 29-51.
- Baltagi B.H., 2005, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd, Chichester.
- Blundell R., Bond S., 1998, *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, Journal of Econometrics, vol. 87, no. 1, s. 115-143.
- 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, vol. 52, no. 2, s. 434-448.
- 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 and Finance, vol. 53, s. 84-98.
- Elsas R., Florysiak D., 2015, *Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 50, no. 5, s. 1105-1133.
- Fama E.F., French K.R., 2002, *Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt*, Review of Financial Studies, vol. 15, no. 1, s. 1-33.
- Flannery M.J., Hankins K. W., 2013, *Estimating Dynamic Panel Models in Corporate Finance*, Journal of Corporate Finance, vol. 19, s. 1-19.
- Hayakawa K., 2005, *Small Sample Bias Properties of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models*, Hi-Stat Discussion Paper Series, no. 82, s. 1-28.
- Jung H., Kwon H.U., 2007, *An Alternative System GMM Estimator in Dynamic Panel Models*, Hi-Stat Discussion Paper Series, no. 217, s. 1-15.
- Kiviet J.F., 1995, *On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, vol. 68, no. 1, s. 53-78.
- Mátyás L., Sevestre P., 2008, *The Econometrics of Panel Data*, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg.
- Michalski G., 2013, *Płynność finansowa w małych i średnich przedsiębiorstwach*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Miller M.H., Orr D., 1966, *A model of the demand for money by firms*, Quarterly Journal of Economics, vol. 80, no. 3, s. 413-435.
- Myers S.C., Majluf N., 1984, *Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have*, Journal of Financial Economics, vol. 13, no. 2, s. 187-221.
- Ozkan A., 2001, *Determinants of capital structure and adjustment to long run target: evidence from uk company panel data*, Journal of Business Finance and Accounting, vol. 28, no. 1-2, s. 175-198.
- Öztekin Ö., Flannery M.J., 2012, *Institutional Determinants of Capital Structure Adjustment Speeds*, Journal of Financial Economics, vol. 103, no. 1, s. 88-112.
- Windmeijer F., 2005, *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*, Journal of Econometrics, vol. 126, no. 1, s. 25-51.
- Wojciechowska U., 2001, *Płynność finansowa polskich przedsiębiorstw w okresie transformacji gospodarki. Aspekty mikroekonomiczne i makroekonomiczne*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Zhou Q., Faff R., Alpert K., 2014, *Bias correction in the estimation of dynamic panel models in corporate finance*, Journal of Corporate Finance, vol. 25, s. 494-513.