




Michał Comporek  <https://orcid.org/0000-0002-1402-2505>

Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Analizy i Strategii Przedsiębiorstwa
Łódź, michal.comporek@uni.lodz.pl

Kalkulacja różnic memoriałowych a wykrywanie technik rachunkowego kształtowania wyniku finansowego w przedsiębiorstwach przemysłowych

Streszczenie: Zasadniczym celem artykułu jest scharakteryzowanie rachunkowych różnic memoriałowych powstałych w wyniku zastosowania przy ich obliczaniu podejścia bilansowego bądź kategorii zaczerpniętych z rachunku przepływów pieniężnych, jak również zbadanie relacji zachodzących między wartościami dyskrecjonalnych różnic memoriałowych w przedsiębiorstwach implementujących określone strategie zarządzania zyskiem typu rachunkowego oraz w spółkach niewdrażających tego typu praktyk. Uzyskane wyniki badań empirycznych wykazały między innymi, iż dobór metodologii wyznaczania całkowitych różnic memoriałowych w znacznym stopniu wpływa na wartości parametrów strukturalnych widniejących w określonych modelach ekonometrycznych, służących do predykcji księgowego zarządzania zyskiem. Wszystko to sugeruje, iż przyjęty sposób obliczania różnic memoriałowych w ogromnej mierze wpływać może na dalsze szacunki skali i kierunków intencjonalnego kształtowania wyniku finansowego przedsiębiorstw.

Słowa kluczowe: kształtowanie wyniku finansowego, różnice memoriałowe, model Jones, zmodyfikowany model Jones, wielka kąpiel kosztowa

JEL: L25, M41

1. Wprowadzenie

Wynik finansowy jest najbardziej syntetycznym miernikiem oceny działalności jednostek gospodarczych, instytucji i organizacji pozarządowych. Rezultaty funkcjonowania przedsiębiorstwa na rynku kapitałowym, znajdujące wyraz w raportowanym poziomie wyniku finansowego, stanowią istotny przedmiot uwag oraz osądów formułowanych przez wszystkie grupy interesariuszy przedsiębiorstwa. Należy pamiętać, że osiągnięta wartość zysku (straty) netto determinowana jest przez wybrane koncepcje sporządzania sprawozdań finansowych, terminologiczne ujmowanie strumieni kształtujących wynik finansowy czy przyjętą teorię zachowania kapitału. Co więcej, niebagatelną rolę odgrywają procesy rejestracji, ewidencji, przetwarzania oraz prezentacji i interpretacji zdarzeń gospodarczych, legitymizowane zasadami rachunkowości oraz krajowymi i zagranicznymi przepisami prawa bilansowego, handlowego i podatkowego. Ze względu na fakt, iż wynik finansowy jest parametrem motywującym do osiągnięcia pożądanego rezultatu (Artienwicz i in., 2020: 13), jest on podatny na aktywne manipulowanie w kierunku określonego celu (który może być wyznaczony przez zarząd, może być prognozą analityków lub też kwotą spójną z długofalowym i zrównoważonym strumieniem zysków) (Mulford, Comiskey, 2002: 8–13). Zjawisko to nosi nazwę kształtowania wyniku finansowego (*earnings management*).

Choć większość badań naukowych dotyczących rachunkowego kształtowania wyniku finansowego ogniskuje się wokół doboru zmiennych egzogenicznych wykorzystywanych przy szacowaniu nieuznaniowych (*non-discretionary accruals – NDACC*) oraz dyskrecjonalnych (*discretionary accruals – DACC*) różnic memoriałowych istotnym dylematem metodycznym w ocenie księgowego zarządzania zyskiem w jednostce gospodarczej pozostaje sposób wyodrębniania całkowitych korekt memoriałowych (*total accruals – TACC*). Dwa najczęściej przytaczane w literaturze przedmiotu podejścia do ich definiowania pozwalają na utożsamianie całkowitych różnic memoriałowych ze zmianami kapitału pracującego netto, skorygowanymi o odpis amortyzacyjny rzeczowych i niematerialnych aktywów trwałych (García Lara, García Osma, Araceli, 2005: 691–726; Araújo Mendes, Lima Rodrigues, Parte Esteban, 2012: 3–14; Piosik, 2013: 120; Wróblewski, Callao, Jarne, 2017: 222–259; Pozzoli, Paolone, 2018: 1–12 itd.) bądź też z różnicą między wynikiem finansowym netto a operacyjnymi przepływami pieniężnymi (zob. m.in.: Yoon, Miller, Jiraporn, 2006: 1–24; Bešlić i in., 2015: 55–79; Piech, 2018: 75–89). W obydwu podejściach analiza zmian całkowitych różnic memoriałowych uwidacznia odmienne sposoby pomiaru tych kategorii oraz związków pomysłowych posunięć księgowych z jakością i wiarygodnością powstałych różnic, i tym samym raportów oraz sprawozdań finansowych.

Zasadniczym celem artykułu jest ukazanie relacji zachodzących między wartościami różnic memoriałowych szacowanych za pomocą modeli Jennifer Jones (1991: 193–228) oraz Patricii M. Dechow, Richarda G. Sloan i Amy P. Sweeney (1995: 193–225) w przy-

padku, gdy ich pomiar następował przy uwzględnieniu podejścia bilansowego lub opierał się na kategoriach zaczerpniętych z rachunku przepływów pieniężnych. Zaistniałe odmienne sposoby obliczania wartości całkowitych różnic memoriałowych mogą prowadzić do swoistych przekłamań w zakresie oszacowań wartości różnic dyskrecjonalnych, a co za tym idzie – do błędnego prognozowania rozmiarów zarządzania zyskiem typu rachunkowego (Comperek, 2020: 50). Uwaga ta jest szczególnie istotna przy porównaniach skali i kierunków zjawiska AEM (*accrual-based earnings management*) w wymiarze międzynarodowym.

Celem drugorzędym opracowania jest zbadanie relacji zachodzących między wartościami dyskrecjonalnych różnic memoriałowych w przedsiębiorstwach implementujących określone strategie zarządzania zyskiem typu rachunkowego oraz w spółkach niewdrażających tego typu praktyk. W badaniach skorzystano z przekształconego modelu logitowego Andrzeja Piosika (2013: 144–146), obrazującego prawdopodobieństwo wystąpienia wielkiej kąpielii kosztowej (*big bath*) w spółkach publicznych¹. Uzasadnieniem podjęcia tego typu badań było między innymi dążenie do oceny zróżnicowanych rozwiązań metodologicznych wyodrębniania poszczególnych subkategorii różnic memoriałowych – przede wszystkim z punktu widzenia ich przydatności w detekcji konkretnych technik (strategii) kształtowania wyniku finansowego na polskim rynku kapitałowym.

Badania empiryczne zostały przeprowadzone w grupie 72 przemysłowych spółek publicznych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2003–2017, których akcje były przedmiotem obrotu przez okres co najmniej dziesięciu lat. Dodatkowym kryterium wyboru przedsiębiorstw do badań była dostępność rocznych jednostkowych sprawozdań finansowych oraz kompletność raportowanych danych. Dla porządku należy również wskazać, iż dane finansowe, na których opierały się realizowane analizy empiryczne, zostały zaczerpnięte z bazy Notoria Serwis SA.

2. Charakterystyka rachunkowych różnic memoriałowych i sposobów ich wyodrębniania

Badania dotyczące oszacowań skali praktyk rachunkowego kształtowania wyniku finansowego wymagają jak najskuteczniejszego wyodrębnienia poszczególnych kategorii różnic międzyokresowych. Jednym z często przytaczanych w literaturze przedmiotu

¹ Wielka kąpiel kosztowa jest jedną z technik kształtowania wyniku finansowego. W literaturze przedmiotu wyróżnia się wiele odmiennych typów praktyk z zakresu *earnings management*. Do najważniejszych z nich zaliczyć można: wygładzanie zysku (*income smoothing*), unikanie strat, zaniżanie wyniku finansowego na podstawie zawiązywania i rozwiązywania rezerw (*cookie jar reserves*) itd. (Wójtowicz, 2012: 111–129; Grabiński, Wójtowicz, 2019: 41–57).

kryteriów klasyfikacyjnych różnic memoriałowych jest ich podział na korekty długoterminowe (*non-current accruals* – *NCACC*) oraz korekty bieżące (*current accruals* – *CACC*). Można to przedstawić za pomocą następującego równania:

$$TACC_t = NCACC_t + CACC_t, \quad (1)$$

gdzie:

$TACC_t$ – wartość całkowitych różnic memoriałowych w roku t ;

$NCACC_t$ – wartość długoterminowych różnic memoriałowych w roku t ;

$CACC_t$ – wartość bieżących różnic memoriałowych w roku t .

Sprowadzając powyższe założenia do krajowych uregulowań ustawy o rachunkowości, do grona korekt długoterminowych zaliczyć należy amortyzację (pozycja nr 1 w rachunku przepływów pieniężnych sporządzonym za pomocą metody pośredniej), jak również zróżnicowane pod względem charakteru korekty wyniku finansowego odnoszące się do: zysków (strat) z wyniku różnic kursowych, odsetek i udziałów w zyskach, zysku (straty) z działalności inwestycyjnej, zmiany stanu rezerw oraz innych korekt (obejmujące pozycje 2–5 i 10 w rachunku *cash flow* sporządzonym za pomocą metody pośredniej). Natomiast do grupy korekt bieżących przynależą będą korekty zmian zapotrzebowania na kapitał obrotowy netto, uwzględniające zmiany stanu: zapasów, należności, zobowiązań krótkoterminowych (z wyjątkiem kredytów i pożyczek) oraz rozliczeń międzyokresowych (pozycje 6–9)².

Inne kryterium systematyzujące podział różnic memoriałowych bazuje na przeświadczeniu, iż w strukturze ogólnej wartości całkowitych różnic memoriałowych *TACC* wydzielić można zarówno korekty nieuznaniowe *NDACC* (dotyczące realnej sfery funkcjonowania przedsiębiorstwa i będące odzwierciedleniem dokonywanych inwestycji w zróżnicowane składniki aktywów przedsiębiorstwa oraz pochodną generowanej sprzedaży), jak i korekty dyskrecjonalne *DACC* (nieuzależnione od charakteru i rozmiaru prowadzonej działalności gospodarczej i traktowane jako sumaryczny wynik działań nakierowanych na intencjonalne manipulowanie raportowanym wynikiem finansowym). Ich wartości nie są jednak wskazane wprost i podlegają szacowaniu za pomocą wybranych narzędzi ewaluacji. Począwszy od 1991 roku, kiedy to Jones zaproponowała wykorzystanie modeli regresyjnych do estymacji wartości poszczególnych kategorii

² Zaprezentowany podział różnic memoriałowych o charakterze długoterminowym i bieżącym jest bezpośrednio powiązany z krajowymi uwarunkowaniami sprawozdawczości finansowej. W odniesieniu do przepisów rachunkowych w innych państwach może on wyglądać zupełnie inaczej. Przykładowo: Soon Suk Yoon, Gary Miller i Pornsit Jiraporn (2006: 88–89), badając zjawisko AEM w koreańskich spółkach publicznych, dokonali podziału różnic memoriałowych na: różnice długoterminowe – obejmujące: amortyzację, koszty z tytułu złych długów (*bad-debt expenses*), wydatki na świadczenia pracownicze, zyski (straty) ze sprzedaży aktywów, inne niepieniężne przychody/koszty, a także różnice bieżące – uwzględniające: zmiany stanu zapasów, zmiany stanu należności, zmiany stanu pozostałych aktywów oraz zmiany po stronie zobowiązań (*changes in account payables and other liabilities*).

różnic memoriałowych, modele ekonometryczne stały się podstawowym instrumentem pomiaru zjawiska AEM w jednostkach gospodarczych. Przedstawione zależności opisano za pomocą następujących równań:

$$TACC_t = NDACC_t + DACC_t, \quad (2)$$

gdzie:

$NDACC_t$ – wartość nieuznaniowych różnic memoriałowych w roku t ;

$DACC_t$ – wartość dyskrejonalnych różnic memoriałowych w roku t ;

pozostałe oznaczenia – jak uprzednio;

oraz:

$$TACC_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{NDACC1,t} + \alpha_2 X_{NDACC2,t} + \dots + \alpha_k X_{NDACCk,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

↓
↓
 Operacyjne korekty zysku netto NDACC Dyskrejonalne korekty zysku netto DACC

gdzie:

$TACC_t$ – zmienna objaśniana;

$\alpha_i, i = 0, 1, \dots, k$ – parametry modelu regresji;

$X_{NDACCj,t}, j = 0, 1, \dots, k$ – zmienne objaśniające;

ε_t – błąd losowy.

Niepoprawne wyodrębnienie poszczególnych składników różnic memoriałowych może prowadzić do niewłaściwych wniosków empirycznych, stąd też kluczowymi częściami modelowania pozostają z jednej strony ocena, czy dany model w wystarczającym stopniu opisze zmienną zależną, a z drugiej wybór formuły analitycznej służącej do kalkulacji zmiennej endogenicznej. Jak już wskazano, dla wcześniejszych badań (w tym opracowań autorstwa Jones oraz Dechow, Sloana i Sweeney) charakterystyczne było wyodrębnianie wartości zmiennej $TACC$ na podstawie metody bilansowej. Zaletą tego podejścia był fakt, że umożliwiała ona śledzenie zagregowanych skutków procesów zarządzania zyskiem, takich jak: przyspieszanie ujęcia należności czy odpisy aktualizujące należności i zapasy. Z drugiej zaś strony ograniczała się ona do oceny praktyk wpływających na kształtowanie wielkości różnicy między ujęciem kasowym a memoriałowym wyłącznie do analizy składników niepieniężnych kapitału pracującego (Piosik, 2013: 120). Podejście bilansowe nie wymagało również konieczności korzystania z rachunku *cash flow*, czyli tej części sprawozdania finansowego, która nie była obowiązkowa dla wszystkich podmiotów. Z całą pewnością mogło to być ułatwieniem dla audytorów, inwestorów czy instytucji finansujących działalność gospodarczą w ocenie wiarygodności raportowanych danych. Zgodnie z podejściem bilansowym wartość całkowitych różnic memoriałowych jest obliczana na podstawie następującego równania:

$$TACC_t = (CA_t - CASH_t) - (CL_t - STD_t) - DEP_t, \quad (4)$$

gdzie:

ΔCA_t – przyrost aktywów obrotowych w roku t ;

$CASH_t$ – przyrost środków pieniężnych i innych inwestycji krótkoterminowych w roku t ;

CL_t – przyrost zobowiązań krótkoterminowych w roku t ;

STD_t – przyrost kredytów i pożyczek krótkoterminowych w roku t ;

DEP_t – wartość amortyzacji w roku t ;

pozostałe oznaczenia – jak uprzednio.

Jak podkreślają Paul Hribar i Daniel W. Collins (2002: 105–134), zastosowanie podejścia bilansowego może wprowadzać znaczny błąd w pomiarze szacunków memoriałowych, ponieważ korekty wyniku finansowego (jak również instrumenty intencjonalnego oddziaływania na wartość tego wyniku) są często powiązane z działaniami o charakterze nieoperacyjnym, takimi jak: kształtowanie rezerw długoterminowych, odpisy aktualizacyjne aktywów trwałych, różnice kursowe, przejęcia i zbycia jednostek zależnych itd. Stąd też coraz powszechniejsze w wyodrębnianiu całkowitych różnic memoriałowych staje się wykorzystywanie podejścia opartego na rachunku przepływów pieniężnych, utożsamiającego zmienną $TACC$ z różnicą między wynikiem finansowym netto a przepływami z działalności operacyjnej. Jak wskazuje Piosik, wadą tego rozwiązania może być fakt, iż „[...] wynik netto może być kształtowany przez działalność finansową, a jej skutki nie są, ogólnie biorąc, ujęte w przepływach z działalności operacyjnej” (Piosik, 2013: 120). Stąd też rozpatrzyć można korygowanie zysku (straty) netto o pozycje związane z działalnością finansową i wybranymi pozycjami pozostałych przychodów i kosztów operacyjnych. Można zatem zapisać, że zgodnie z przedstawianym ujęciem metodologicznym:

$$TACC_t = EAT_t - OCF_t, \quad (5)$$

gdzie:

EAT_t – wynik finansowy netto w roku t ;

OCF_t – operacyjne przepływy pieniężne w roku t ;

pozostałe oznaczenia – jak uprzednio.

Przedstawione formuły wyznaczania wartości całkowitych różnic memoriałowych nie są jedynymi, jakie można spotkać w światowej literaturze przedmiotu. Zaprezentowane w Tabeli 1 koncepcje metodologiczne szacunków całkowitych różnic memoriałowych wskazują na ich różnorodność konstrukcyjną i funkcjonalność aplikacyjną. Większość z nich powstała w ścisłym związku z rachunkowym kształtowaniem wyniku finansowego przedsiębiorstwa oraz z myślą o konkretnych narzędziach pomiaru AEM i jest ściśle związana z procedurą badawczą propagowaną przez danego autora.

Tabela 1. Metody wyznaczania całkowitych różnic memoriałowych

Odniesienie do literatury	Formuła obliczeniowa
Sloan (1996: 289–315)	$\Delta CA_{BS_t} - \Delta CASH_{BS_t} - \Delta CL_{BS_t} + \Delta DCL_{BS_t} + \Delta TP_{CF_t} - DEP_{CF_t}$
Hribar, Collins (2002: 107–109); Shi, Zhang (2011: 814–815)	$-(\Delta REC_{CF_t} + \Delta INV_{CF_t} + \Delta PAY_{CF_t} + \Delta TP_{CF_t} + \Delta OT_{CF_t} + DEP_{CF_t})$
Kang, Sivaramakrishnan (1995: 358)	$REC_{BS_t} + INV_{BS_t} + CAO_{BS_t} - CL_{BS_t} - DEP_{BS_t}$
Richardson i in. (2005: 437–485)	$\Delta NWC_{BS_t} + \Delta NCO_{BS_t} + \Delta FIN_{BS_t}$
Richardson i in. (2006: 713–743)	$\Delta NOA_{BS_t} / NOA_{BS_{t-1}}$
<p>gdzie:</p> <p>ΔCA_{BS_t} – zmiana stanu aktywów obrotowych, wyznaczona na podstawie bilansu;</p> <p>$\Delta CASH_{BS_t}$ – zmiana stanu środków pieniężnych i ich ekwiwalentów, wyznaczona na podstawie bilansu;</p> <p>ΔCL_{BS_t} – zmiana stanu zobowiązań krótkoterminowych ogółem, wyznaczona na podstawie bilansu;</p> <p>ΔDCL_{BS_t} – zmiana wartości kredytów i pożyczek, wykazywana w obrębie zobowiązań krótkoterminowych i wyznaczona na podstawie bilansu;</p> <p>DEP_{CF_t} – wartość amortyzacji, wyznaczona na podstawie rachunku przepływów pieniężnych;</p> <p>CAO_{BS_t} – aktywa obrotowe netto, inne niż zapasy, należności krótkoterminowe oraz krótkoterminowe środki pieniężne;</p> <p>ΔREC_{CF_t} – zmiana stanu należności krótkoterminowych, wyznaczona na podstawie rachunku przepływów pieniężnych;</p> <p>ΔINV_{CF_t} – zmiana stanu zapasów, wyznaczona na podstawie rachunku przepływów pieniężnych;</p> <p>ΔPAY_{CF_t} – zmiana stanu zobowiązań krótkoterminowych, z wyjątkiem pożyczek i kredytów, wyznaczona na podstawie rachunku przepływów pieniężnych;</p> <p>ΔTP_{CF_t} – zmiana po stronie naliczonego podatku dochodowego, wyznaczona na podstawie rachunku przepływów pieniężnych;</p> <p>ΔOT_{CF_t} – inne korekty, wyznaczone na podstawie rachunku przepływów pieniężnych;</p> <p>ΔNWC_{BS_t} – zmiana w niegotówkowych elementach kapitału obrotowego netto, wyznaczona na podstawie bilansu;</p> <p>ΔNWO_{BS_t} – zmiana po stronie nieoperacyjnych aktywów obrotowych netto, wyznaczona na podstawie bilansu;</p> <p>ΔFIN_{BS_t} – zmiana po stronie finansowych aktywów netto, wyznaczona na podstawie bilansu;</p> <p>ΔNOA_{BS_t} – zmiana po stronie aktywów operacyjnych netto, wyznaczona na podstawie bilansu;</p> <p>pozostałe oznaczenia – jak uprzednio.</p>	

Źródło: opracowanie własne na podstawie Sloan, 1996: 289–315; Hribar, Collins, 2002: 107–109; Kang, Sivaramakrishnan, 1995: 358; Richardson i in., 2005: 437–485; 2006: 713–743; Shi, Zhang, 2011: 814–815.

3. Procedura weryfikacji skali i kierunków rachunkowego zarządzania zyskiem oraz charakterystyka próby badawczej

Ocena rachunkowego kształtowania wyniku finansowego może być wspierana różnymi modelami regresyjnymi. W procedurze empirycznej weryfikacji modelu Jones przyjęto, iż wartość nieuznaniowych różnic memoriałowych (*NDACC*) jest determinowana za pomocą dwóch zmiennych. Należą do nich przyrost absolutny łańcuchowy przychodów ze sprzedaży oraz średnia wartość rzeczowych aktywów trwałych. Natomiast wartość różnic dyskrecjonalnych (*DACC*) została wyznaczona na podstawie różnicy między wartością empiryczną a teoretyczną zmiennej objaśnianej *TACC*, a więc – zgodnie z założeniami modelu regresji – jest równa wartości błędu losowego. Można domniemywać, że w okresie stanowiącym podstawę oszacowania parametrów nie miały miejsca działania z zakresu *earnings management*, a więc wartości *DACC* powinny być zbliżone do zera. Model ten pozbawiony jest wyrazu wolnego, co jest wynikiem skalowania zmiennych endo- i egzogenicznych za pomocą wskaźnika obrazującego poziom aktywów całkowitych okresu poprzedzającego analizę. Równanie opisujące model Jones przybiera następującą postać:

$$\frac{TACC_t}{TA_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{TA_{t-1}} \right) + \varepsilon_t^{Jones} \quad (6)$$

i jednocześnie:

$$\widehat{\varepsilon}_t^{Jones} = DACC_{t\ Jones}, \quad (7)$$

gdzie:

TA_t – średnia wartość aktywów ogółem w roku t ;

PPE_t – średnia wartość rzeczowych aktywów trwałych w roku t ;

REV_t – przychody ze sprzedaży w roku t ;

$DACC_{t\ Jones}$ – współczynnik dyskrecjonalnych różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą modelu Jones w roku t ;

$\widehat{\varepsilon}_t^{Jones}$ – reszta modelu regresji;

pozostałe oznaczenia – jak uprzednio.

Przyjmując, że do obliczania zmiennej endogenicznej można wykorzystać dwa warianty kalkulacyjne (tj. bazujący na bilansie lub opierający się na rachunku *cash flow* – patrz równania 4 i 5), dla potrzeb niniejszego artykułu model Jones przyjmie następujące formuły analityczne:

$$\frac{(CA_t - CASH_t) - (CL_t - STD_t) - DEP_t}{TA_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{TA_{t-1}} \right) + \varepsilon_t^{Jones_BS}, \quad (8)$$

a także:

$$\frac{EAT_t - OCF_t}{TA_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{TA_{t-1}} \right) + \varepsilon_t^{Jones_CF}, \quad (9)$$

gdzie:

$\widehat{\varepsilon}_t^{Jones_BS}$ – wartość dyskrecjonalnych różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą modelu Jones w podejściu bilansowym w roku t ;

$\widehat{\varepsilon}_t^{Jones_CF}$ – wartość dyskrecjonalnych różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą modelu Jones w podejściu bazującym na rachunku przepływów pieniężnych w roku t ;

pozostałe oznaczenia – jak uprzednio.

Wersja pierwotna modelu Jones została zmodyfikowana przez Dechow, Sloana i Sweeney o wpływ sprzedaży kredytowanej (zmiana stanu należności krótkoterminowych). Stąd też kolejny model służący do estymacji różnic dyskrecjonalnych przyjął następującą postać:

$$\frac{TACC_t}{TA_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{TA_{t-1}} \right) + \varepsilon_t^{Mod_Jones} \quad (10)$$

i jednocześnie:

$$\widehat{\varepsilon}_t^{Mod_Jones} = DACC_{t\ Mod_Jones}, \quad (11)$$

gdzie:

REC_t – należności krótkoterminowe w roku t ;

$DACC_{t\ Mod_Jones}$ – współczynnik dyskrecjonalnych różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą modelu Dechow, Sloana i Sweeney w roku t ;

$\widehat{\varepsilon}_t^{Mod_Jones}$ – reszta modelu regresji;

pozostałe oznaczenia – jak uprzednio.

Podobnie jak miało to miejsce w przypadku modelu Jones, również wersja zmodyfikowana uwzględnia dwa podejścia do jej kalkulacji:

$$\frac{(CA_t - CASH_t) - (CL_t - STD_t) - DEP_t}{TA_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{TA_{t-1}} \right) + \varepsilon_t^{Mod_Jones_BS}, \quad (12)$$

a także:

$$\frac{EAT_t - OCF_t}{TA_{t-1}} = \alpha_1 \left(\frac{1}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{TA_{t-1}} \right) + \varepsilon_t^{Mod_Jones_CF}, \quad (13)$$

gdzie:

$\varepsilon_t^{Mod_Jones_BS}$ – wartość dyskrecjonalnych różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą modelu Dechow, Sloana i Sweeney w podejściu bilansowym w roku t ;

$\varepsilon_t^{Mod_Jones_CF}$ – wartość dyskrecjonalnych różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą modelu Dechow, Sloana i Sweeney w podejściu bazującym na rachunku przepływów pieniężnych w roku t ;

pozostałe oznaczenia – jak uprzednio.

Kolejny krok w przyjętej metodologii badań wiązał się z koniecznością wyselekcjonowania narzędzi umożliwiających detekcję zróżnicowanych technik kształtowania wyniku finansowego w przedsiębiorstwie. W tym celu skorzystano ze zmodyfikowanego modelu logitowego Piosika (2013), który opisuje prawdopodobieństwo wystąpienia tzw. dużych strat w podmiotach gospodarczych. Wspomniana wielka kąpiel kosztowa polega na postępującej istotnej redukcji niesatysfakcjonującego poziomu wyniku finansowego w celu umożliwienia jego „sztucznego” wzrostu w przyszłości. Yoshihiro Tokuga i Tomoaki Yamashita definiują ją jako „[...] próbę zwiększenia raportowanych zysków w kolejnych okresach poprzez bieżące obciążanie tych pozycji, które mogą mieć negatywny wpływ na raportowany wynik finansowy w przyszłości. Przy czym, działania te pogarszają i tak słabe wyniki biznesowe osiągnięte w analizowanym okresie” (Tokuga, Yamashita, 2011: 123–138). Można zatem stwierdzić, że wielka kąpiel kosztowa wiąże się ze strategią negatywnego oddziaływania na niezadowolające poziomy uzyskiwanych wyników finansowych drogą generowania nadzwyczajnie wysokich kosztów (np. „jednorazowego” wykazywania w księgach całkowitego pułapu kosztów związanych z rezerwami restrukturyzacyjnymi lub restrukturyzacją problematycznego zadłużenia) w okresie bieżącym, z jednoczesnym dążeniem do ograniczania poziomu tych kosztów w okresach przyszłych.

Generowanie kosztów i strat jest działaniem wymagającym szczególnej troski ze strony zarządzających przedsiębiorstwami. Nieuchronność ich powstawania oraz ich doniosła rola i znaczenie dla funkcjonowania i rozwoju jednostki tworzą ważne przesłanki

analizy bezpieczeństwa finansowego przedsiębiorstwa. Można ją przeprowadzić – tak jak w niniejszym artykule – z wykorzystaniem modelu logitowego wieloczynnikowej analizy wystąpienia dużych strat w przedsiębiorstwie autorstwa Mirosława Hamrola, Bartłomieja Czajki i Macieja Piechockiego (2004: 35–39). W modelu tym wyeksponowano między innymi zmienną opisującą prawdopodobieństwo upadłości jednostki gospodarczej:

$$\begin{aligned}
 BIGBATH_t = & \alpha_0 + \alpha_1 DACC_t + \alpha_2 \ln TA_t + \alpha_3 \left(\frac{OCF_{t-1}}{TA_{t-1}} \right) + \alpha_4 \left(\frac{OCF_t}{TA_t} \right) + \alpha_5 \left(\frac{\Delta REV_t}{TA_t} \right) + \\
 & + \alpha_6 LEV_t + \alpha_7 FD_t + \alpha_8 \left(\frac{\Delta LTL_t}{TA_t} \right) + \alpha_9 \left(\frac{\Delta EQE_t}{TA_t} \right) + \alpha_{10} \left(\frac{EAT_t - IND_t}{TA_t} \right) + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{14}$$

gdzie:

$BIGBATH_t$ – zmienna zero-jedynkowa (wynosząca 1 – gdy strata netto była większa niż 10% sumy aktywów w roku t lub 0 w przeciwnym razie);

$DACC_t$ – współczynnik dyskrejonalnych różnic memoriałowych w roku t ;

LEV_t – wartość zobowiązań ogółem do sumy aktywów na koniec roku t ;

$ONCA_t$ – wartość aktywów operacyjnych netto na koniec roku t ;

ΔLTL_t – przyrost zobowiązań długoterminowych w roku t ;

ΔEQE_t – przyrost kapitału własnego pomniejszonego o zyski netto w roku t ;

IND_t – średnia wartość wyniku finansowego netto w branży przemysłu, w którym podmiot prowadzi działalność gospodarczą w roku t ;

FD_t – zmienna binarna (wynosząca 1 – gdy wartość zmiennej sztucznej według modelu dyskryminacyjnego Hamrola i in. w roku t była mniejsza od 0 lub 0 w przeciwnym razie);

pozostałe oznaczenia – jak uprzednio.

Analizy empiryczne zrealizowane zostały wśród spółek publicznych przynależących do sektora przemysłu, notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2003–2017, których akcje były przedmiotem obrotu przez okres co najmniej dziesięciu lat. Dodatkowym kryterium wyboru przedsiębiorstw do badań były: dostępność rocznych jednostkowych sprawozdań finansowych i kompletność raportowanych danych. Tak przyjęta próba badawcza pozwoliła na zakwalifikowanie do grupy podmiotów gospodarczych poddanych analizie 72 przemysłowe spółki giełdowe należące do dwunastu branż przemysłu (łącznie uwzględniono 1116 obserwacji).

4. Rezultaty przeprowadzonych badań empirycznych

4.1. Analiza wrażliwości i przystawalności testowanych modeli różnic memoriałowych do danych empirycznych

Zaprezentowane wyniki badań w pierwszej kolejności nawiązują do problematyki stopnia dopasowania analizowanych modeli regresyjnych do danych empirycznych. Dane zawarte w Tabeli 2 wskazują, że sposób szacowania poszczególnych subkategorii różnic memoriałowych (tzn. przy wykorzystaniu metody pośredniej – bilansowej lub metody bezpośredniej – opierającej się na rachunku *cash flow*) wpływał na procent zmienności zmiennej endogenicznej, objaśnianej przez model ekonometryczny. W ten sposób zauważyć należy, iż zdecydowanie wyższymi stopniami dopasowania do danych empirycznych (opisywanymi za pomocą współczynników determinacji: R^2 i skorygowanego R^2) charakteryzowały się te modele, w których zmienna objaśniana *TACC* była wyznaczana jako różnica między zyskiem netto a operacyjnymi przepływami pieniężnymi (oznaczonymi w Tabeli 2 jako: *Jones_CF* i *Mod. Jones_CF*).

Tabela 2. Stopień dopasowania modeli służących do estymacji poszczególnych subkategorii różnic memoriałowych do danych empirycznych

Model	Miara statystyczna				
	R^2	Skorygowany R^2	Błąd standardowy	F	Ist. F
<i>Jones_BS</i>	0,68	0,68	0,22	805,17	0,00
<i>Jones_CF</i>	0,87	0,87	0,14	2447,06	0,00
<i>Mod. Jones_BS</i>	0,66	0,66	0,23	731,33	0,00
<i>Mod. Jones_CF</i>	0,84	0,84	0,16	1940,11	0,00

Źródło: opracowanie własne.

W analizie przyjęto również założenia – znane z przywoływanej literatury przedmiotu – mówiące, że spodziewana wartość parametrów strukturalnych przy zmiennych ΔREV oraz $\Delta REV-REC$ (parametry α_2) powinna przyjmować wartości dodatnie, a przy zmiennej *PPE* (parametry α_3) – ujemne (Ronen, Yaari, 2008: 405–406). Zrealizowane badania empiryczne wykazały, iż założenia te zostały spełnione jedynie w przypadku, gdy zmienna endogeniczna była kalkulowana przy uwzględnieniu kategorii pochodzących z rachunku przepływów pieniężnych (zob. Tabela 3). Natomiast w sytuacji, gdy zmienna *TACC* była obliczana jako zmiana kapitału pracującego netto, skorygowanego o odpis

amortyzacyjny rzeczowych i niematerialnych aktywów trwałych (a zatem z uwzględnieniem podejścia bilansowego), wartości parametrów strukturalnych przy wymienionych zmiennych przyjmowały znaki odwrotne do oczekiwanych.

Tabela 3. Ocena parametrów strukturalnych w testowanych modelach różnic memoriałowych

Model	Parametry strukturalne		
	α_1	α_2	α_3
<i>Jones_BS</i>	-162,0351	-0,1687	0,0623
<i>Jones_CF</i>	458,2821	0,1831	-0,0682
<i>Mod. Jones_BS</i>	-572,9874	-0,2176	0,0069
<i>Mod. Jones_CF</i>	954,8845	0,2264	-0,0016

Czcionką pogrubioną oznaczono parametry strukturalne modelu regresji istotne statystycznie przy przyjętym poziomie ufności równym 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

Należy jednak podkreślić, iż w każdym z czterech rozpatrywanych podejść metodologicznych służących do wyodrębniania dyskrecjonalnych różnic memoriałowych nie udało się wypełnić warunku orzekającego, iż rozkład zmiennej *DACC* ma charakter rozkładu normalnego (zob. Tabela 4). Statystyki przeprowadzonego nieparametrycznego testu Kołmogorowa-Smirnowa, testującego hipotezę zerową wskazującą na rozkład zbliżony do rozkładu normalnego, nie pozwalają na akceptację założenia o rozkładzie normalnym w żadnym z analizowanych przypadków ($p < 0,05$).

Tabela 4. Wyniki testu Kołmogorowa-Smirnowa dotyczącego zgodności rozkładu analizowanych zmiennych z rozkładem normalnym

Zmienna	Test Kołmogorowa-Smirnowa		
	Statystyka	<i>df</i>	Ist.
<i>DACC Jones_BS</i>	0,118	1116,00	0,00
<i>DACC Jones_CF</i>	0,137	1116,00	0,00
<i>DACC Mod. Jones_BS</i>	0,125	1116,00	0,00
<i>DACC Mod. Jones_CF</i>	0,130	1116,00	0,00

Źródło: opracowanie własne.

4.2. Ocena związków zachodzących między poszczególnymi subkategoriami różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą kategorii bilansowych oraz wielkości pochodzących z rachunku przepływów pieniężnych

Analiza zależności zachodzących między poszczególnymi kategoriami wyodrębnionych różnic memoriałowych zmierza do sformułowania odpowiedzi na dwa pytania: „Czy między wskazanymi miarami istnieją istotne statystycznie związki?”, „Czy zdywersyfikowane podejścia do obliczania zmiennej endogenicznej *TACC* wskazują na zróżnicowany charakter różnic memoriałowych?”. Te zadania badawcze pozwolić mogą na pełniejsze scharakteryzowanie procesów kształtowania wyniku finansowego przez przedsiębiorstwa.

Wyniki badań empirycznych zaprezentowane w Tabeli 5 pokazują, iż między wskaźnikami całkowitych różnic memoriałowych *TACC*, kalkulowanych z jednej strony za pomocą podejścia bilansowego, a z drugiej przy wykorzystaniu kategorii pochodzących z rachunku *cash flow*, istnieją silne ujemne związki korelacyjne. Są one opisane za pomocą współczynnika korelacji liniowej Pearsona w 68,5%. Jednoznacznie obrazuje to, że przyjęty sposób postrzegania i obliczania całkowitych różnic memoriałowych może w diametralny sposób wpływać na późniejsze kształtowanie wartości nieuznaniowych i dyskrejonalnych korekt zysku netto. Skupiając uwagę na relacjach zachodzących między dwoma współczynnikami uznaniowych różnic memoriałowych *DACC*, wyodrębnianymi za pomocą metodologii Jones (odpowiednio: *DACC_JONES_BS* i *DACC_JONES_CF*) w badanej populacji, można mówić o istnieniu dodatnich zależności o przeciętnej sile, opisanych w 47,7% (zob. Tabela 5). Z kolei niemal pełna negatywna korelacja została odnotowana w odniesieniu do wartości współczynników różnic nieuznaniowych: *NDACC_JONES_BS* i *NDACC_JONES_CF*.

Tabela 5. Zależności między poszczególnymi kategoriami dyskrejonalnych różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą modelu Jones

Kategorie różnic memoriałowych	<i>TACC_BS</i>	<i>DACC_JONES_BS</i>	<i>NDACC_JONES_BS</i>	<i>TACC_CF</i>	<i>DACC_JONES_CF</i>	<i>NDACC_JONES_CF</i>
<i>TACC_BS</i>	1	0,552	0,835	-0,685	0,261	-0,836
<i>DACC_JONES_BS</i>	0,552	1	0,002	0,168	0,477	-0,005
<i>NDACC_JONES_BS</i>	0,835	0,002	1	-0,932	-0,001	-0,997
<i>TACC_CF</i>	-0,685	0,168	-0,932	1	0,363	0,933
<i>DACC_JONES_CF</i>	0,261	0,477	-0,001	0,363	1	0,002
<i>NDACC_JONES_CF</i>	-0,836	-0,005	-0,997	0,933	0,002	1

Czcionką pogrubioną oznaczono korelacje istotne statystycznie przy przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,01$.

Źródło: opracowanie własne.

Analogiczne spostrzeżenia towarzyszą analizie związków korelacyjnych zachodzących między współczynnikami dyskrecjonalnych różnic memoriałowych ekstraktowanych przy wykorzystaniu zmodyfikowanej wersji modelu Jones (zob. Tabela 6). W odniesieniu do ogółu badanych spółek przemysłowych zaobserwowano występowanie dodatnich, istotnych statystycznie zależności zachodzących między zmiennymi: *DACC_MOD_JONES_BS* oraz *DACC_MOD_JONES_CF*. Siła tych związków, mierzona współczynnikiem korelacji liniowej Pearsona, była przeciętna i wynosiła 40,6%. Natomiast w odniesieniu do relacji mających miejsce między współczynnikami różnic nieuznaniowych (*NDACC_MOD_JONES_BS* i *NDACC_MOD_JONES_CF*) odnotowano występowanie niemal pełnej korelacji ujemnej, opisaną w 99,8%.

Tabela 6. Zależności między poszczególnymi kategoriami dyskrecjonalnych różnic memoriałowych wyodrębnianych za pomocą modelu Dechow, Sloana i Sweeney

Kategorie różnic memoriałowych	<i>TACC_BS</i>	<i>DACC_MOD_JONES_BS</i>	<i>NDACC_MOD_JONES_BS</i>	<i>TACC_CF</i>	<i>DACC_MOD_JONES_CF</i>	<i>NDACC_MOD_JONES_CF</i>
<i>TACC_BS</i>	1	0,576	0,835	-0,685	0,203	-0,837
<i>DACC_MOD_JONES_BS</i>	0,576	1	0,031	0,124	0,406	-0,035
<i>NDACC_MOD_JONES_BS</i>	0,835	0,031	1	-0,921	-0,024	-0,998
<i>TACC_CF</i>	-0,685	0,124	-0,921	1	0,411	0,923
<i>DACC_MOD_JONES_CF</i>	0,203	0,406	-0,024	0,411	1	0,028
<i>NDACC_MOD_JONES_CF</i>	-0,837	-0,035	-0,998	0,923	0,028	1

Czcionką pogrubioną oznaczono korelacje istotne statystycznie przy przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,01$.

Źródło: opracowanie własne.

4.3. Zależności między wartościami różnic memoriałowych a częstotliwością występowania dużych strat

Pogłębione badania empiryczne nakierowane zostały na ukazanie relacji zachodzących między wartościami wyodrębnionych dyskrecjonalnych różnic memoriałowych *DACC* a prawdopodobieństwem wystąpienia tzw. wielkich kąpieli kosztowych w przedsiębiorstwach giełdowych. Wyniki przeprowadzonej wieloczynnikowej analizy dużych strat (przedstawione w Tabeli 7) wskazują, że – bez względu na przyjęty sposób ekstrakcji uznaniowych różnic memoriałowych – zmienna *DACC* w sposób istotny statystycznie

wpływała na prawdopodobieństwo wystąpienia straty netto większej niż 10% sumy aktywów podmiotu gospodarczego. Wyniki dokonanych analiz regresji w przekroju czterech grup (obrazujących cztery warianty wyodrębniania dyskrecjonalnych różnic memoriałowych) podkreślają, że każdorazowo ocena parametru strukturalnego α_1 , poprzedzającego zmienną *DACC*, przyjmuje wartości ujemne. Dodatkowo w każdym z czterech analizowanych przypadków uzyskane wartości współczynników R^2 Coxa i Snella oraz Nagelkerkego świadczą o podobnym, przeciętnym stopniu dopasowania modelu do danych empirycznych (dodatkowo wprowadzenie zmiennych wpływa na poprawę jakości modelu). Jednakże tylko w odniesieniu do modeli logitowych, w których zmienna *DACC* była separowana przy użyciu metody bilansowej (*DACC_Jones_BS* i *DACC_MOD_Jones_BS*), otrzymano satysfakcjonujące wyniki testu Hosmera-Lemeshowa, weryfikującego hipotezę o równości wartości obserwowanych i przewidywanych. Wskazują one, że przy przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Klasy nie różnicują dopasowania, co jest pożądaną własnością.

Tabela 7. Wyniki wieloczynnikowej analizy dużych strat w spółkach giełdowych

I. Zmienna endogeniczna - <i>BIGBATH</i>; <i>DACC_JONES_BS</i>						
Liczba obserwacji = 1116 [N(0) = 1016; N(1) = 100]						
Zmienne	B	Błąd standard.	Wald	df	Ist.	Exp (B)
Stała	-2,905	1,010	8,274	1,000	0,004	0,055
<i>DACC</i> _{Jones_BS}	-2,509	0,735	11,642	1,000	0,001	0,081
lnTA	0,049	0,077	0,414	1,000	0,520	1,051
<i>OCF</i> _{t-1} / <i>TA</i> _{t-1}	1,085	0,879	1,525	1,000	0,217	2,959
<i>OCF</i> _t / <i>TA</i> _t	-3,027	1,240	5,960	1,000	0,015	0,048
Δ <i>REV</i> _t / <i>TA</i> _t	-1,231	0,396	9,664	1,000	0,002	0,292
<i>LEV</i> _t	-0,686	0,618	1,235	1,000	0,266	0,503
<i>FD</i> _t	-2,563	0,341	56,603	1,000	0,000	0,077
Δ <i>LTL</i> _t / <i>TA</i> _t	-0,861	0,697	1,524	1,000	0,217	0,423
Δ <i>EQE</i> _t / <i>TA</i> _t	3,795	1,216	9,749	1,000	0,002	44,499
<i>NI</i> _t - <i>IND</i> _t	4,020	0,804	25,021	1,000	0,000	55,679
Podsumowanie modelu			Test Hosmera i Lemeshowa			
Coxa i Snella R^2	Nagelkerkego R^2	Chi-kwadrat		df	Ist.	
0,125	0,278	13,328		8,000	0,101	

II. Zmienna endogeniczna - BIGBATH; DACC_JONES_CF						
Liczba obserwacji = 1116 [N(0) = 1016; N(1) = 100]						
Zmienne	B	Błąd standard.	Wald	df	Ist.	Exp (B)
Stała	-2,903	1,020	8,106	1,000	0,004	0,055
$DACC_{Jones_CF}$	-5,345	1,340	15,904	1,000	0,000	0,005
$\ln TA$	0,048	0,077	0,394	1,000	0,530	1,050
OCF_{t-1}/TA_{t-1}	2,162	1,008	4,599	1,000	0,032	8,688
OCF_t/TA_t	-5,397	1,578	11,698	1,000	0,001	0,005
$\Delta REV_t/TA_t$	-2,054	0,415	24,466	1,000	0,000	0,128
LEV_t	-1,064	0,658	2,616	1,000	0,106	0,345
FD_t	-1,976	0,382	26,786	1,000	0,000	0,139
$\Delta LTL_t/TA_t$	-0,368	0,704	0,273	1,000	0,601	0,692
$\Delta EQE_t/TA_t$	2,967	1,248	5,652	1,000	0,017	19,428
NI_t-IND_t	3,492	0,752	21,569	1,000	0,000	32,850
Podsumowanie modelu			Test Hosmera i Lemeshowa			
Coxa i Snella R^2	Nagelkerkego R^2	Chi-kwadrat	df	Ist.		
0,130	0,290	20,746	8,000	0,008		
III. Zmienna endogeniczna - BIGBATH; DACC_MOD_JONES_BS						
Liczba obserwacji = 1116 [N(0) = 1016; N(1) = 100]						
Zmienne	B	Błąd standard.	Wald	df	Ist.	Exp (B)
Stała	-2,786	1,011	7,601	1,000	0,006	0,062
$DACC_{MOD_Jones_BS}$	-2,371	0,709	11,170	1,000	0,001	0,093
$\ln TA$	0,040	0,077	0,269	1,000	0,604	1,041
OCF_{t-1}/TA_{t-1}	1,027	0,875	1,380	1,000	0,240	2,794
OCF_t/TA_t	-2,868	1,208	5,634	1,000	0,018	0,057
$\Delta REV_t/TA_t$	-1,192	0,399	8,910	1,000	0,003	0,304
LEV_t	-0,703	0,613	1,316	1,000	0,251	0,495
FD_t	-2,578	0,339	57,753	1,000	0,000	0,076
$\Delta LTL_t/TA_t$	-0,704	0,691	1,036	1,000	0,309	0,495
$\Delta EQE_t/TA_t$	3,705	1,198	9,565	1,000	0,002	40,636
NI_t-IND_t	3,962	0,798	24,662	1,000	0,000	52,565
Podsumowanie modelu			Test Hosmera i Lemeshowa			
Coxa i Snella R^2	Nagelkerkego R^2	Chi-kwadrat	df	Ist.		
0,124	0,276	12,658	8,000	0,124		

IV. Zmienna endogeniczna - <i>BIGBATH</i> ; <i>DACC_MOD_JONES_CF</i> Liczba obserwacji = 1116 [$N(0) = 1016$; $N(1) = 100$]						
Zmienne	B	Błąd standard.	Wald	df	Ist.	Exp (B)
Stała	-3,191	1,019	9,808	1,000	0,002	0,041
$DACC_{MOD-Jones_CF}$	-5,102	1,286	15,749	1,000	0,000	0,006
ΔTA	0,070	0,077	0,835	1,000	0,361	1,073
OCF_{t-1}/TA_{t-1}	2,180	1,011	4,651	1,000	0,031	8,849
OCF_t/TA_t	-5,471	1,607	11,588	1,000	0,001	0,004
$\Delta REV_t/TA_t$	-2,167	0,424	26,156	1,000	0,000	0,115
LEV_t	-1,059	0,659	2,584	1,000	0,108	0,347
FD_t	-1,983	0,383	26,862	1,000	0,000	0,138
$\Delta LTL_t/TA_t$	-0,721	0,705	1,046	1,000	0,306	0,486
$\Delta EQE_t/TA_t$	2,972	1,260	5,559	1,000	0,018	19,525
NI_t-IND_t	3,433	0,746	21,176	1,000	0,000	30,965
Podsumowanie modelu			Test Hosmera i Lemeshowa			
Coxa i Snella R^2	Nagelkerkego R^2	Chi-kwadrat	df	Ist.		
0,130	0,290	20,442	8,000	0,009		

Czcionką pogrubioną oznaczono zmienne istotne statystycznie przy przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne.

5. Zakończenie

Skuteczność zastosowania licznych i zróżnicowanych metod detekcji księgowego zarządzania wynikiem finansowym stanowić może o jakości decyzji podejmowanych i realizowanych przez przedsiębiorstwo. Ważne miejsce zajmują tutaj różnice memoriałowe o charakterze dyskrecjonalnym, wyodrębniane za pomocą wybranych modeli ekonometrycznych. Jak wskazały przeprowadzone badania empiryczne, istotnym zagadnieniem problemowym w analizach regresji mających na celu wstępną predykcję skali zjawiska *earnings management* pozostaje nie tylko zdefiniowanie zmiennych egzogenicznych, za pomocą których szacowane będą wartości różnic nieuznaniowych, lecz także sposób kalkulacji zmiennej endogenicznej.

Dwie najczęściej przytaczane w literaturze przedmiotu metody obliczania całkowitych różnic memoriałowych pozwalają na utożsamianie tej kategorii ze zmianami kapitału pracującego netto, skorygowanymi o odpis amortyzacyjny rzeczowych i niematerialnych aktywów trwałych bądź też z różnicą zachodzącą między wynikiem finansowym netto a operacyjnymi przepływami pieniężnymi. Zrealizowane analizy empiryczne w odniesieniu do spółek giełdowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie wykazały, iż zastosowanie powyższych zdywersyfikowanych podejść do obliczania zmiennej endogenicznej *TACC* prowadzić może do skrajnie różnych wyników w zakresie uzyskiwanych wartości dyskrejonalnych różnic memoriałowych. Uzyskane rezultaty badań pozwoliły między innymi na stwierdzenie, iż między wskaźnikami uznaniowych różnic memoriałowych *DACC*, kalkulowanych z jednej strony za pomocą podejścia bilansowego, a z drugiej przy wykorzystaniu kategorii pochodzących z rachunku *cash flow*, istnieją zaledwie przeciętne, dodatnie związki korelacyjne. Co więcej, dobór odpowiedniej metodologii wyznaczania różnic całkowitych *TACC* w znacznym stopniu wpływał na kierunki i wartości parametrów strukturalnych widniejących przy określonych zmiennych egzogenicznych ujmowanych w rozpatrywanych modelach ekonometrycznych. Wszystko to sugeruje, iż przyjęty sposób obliczania całkowitych różnic memoriałowych w ogromnej mierze wpływać może na szacunki skali i zakresu praktyk intencjonalnego kształtowania wyniku finansowego przedsiębiorstw.

Przedstawione badania nie wypełniają warunku generalizacji i nie powinny być uogólniane na wszystkie przedsiębiorstwa przemysłowe. Pozwalają one jednak zwrócić uwagę na potrzebę kontynuacji badań naukowych nad zagadnieniami skuteczności określonych narzędzi predykcji zjawiska zarządzania zyskiem typu rachunkowego na polskim rynku kapitałowym. Szczególnie istotne wydają się: potrzeba opracowania oryginalnego, polskiego wkładu teoretyczno-empirycznego (adekwatnego do oceny zjawisk *earnings management* na rynku rodzimym), jak również uwzględnienie szerszej populacji podmiotów poddanych badaniom.

Bibliografia

- Araújo Mendes C., Lima Rodrigues L., Parte Esteban L. (2012), *Evidence of earnings management using accruals as a measure of accounting discretion*, „Tékhnē – Review of Applied Management Studies”, t. 10, s. 3–14, [https://doi.org/10.1016/S1645-9911\(12\)70002-6](https://doi.org/10.1016/S1645-9911(12)70002-6)
- Artienwicz N., Bartoszevska A., Cygańska M., Wójtowicz P. (2020), *Kształtowanie wyniku finansowego w Polsce. Teoria – praktyka – stan badań*, Wydawnictwo Ius Publicum, Katowice.
- Bešlić I., Bešlić D., Jakšić D., Andrić M. (2015), *Testing the models for detection of earnings management*, „Industrija”, t. 43(3), s. 55–79.
- Comporek M. (2020), *Zarządzanie wynikiem finansowym w przedsiębiorstwie. Wymiary – modele – ocena*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.



- Dechow P., Sloan R.G., Sweeney A.P. (1995), *Detecting earnings management*, „The Accounting Review”, t. 70(2), s. 193–225.
- García Lara J.M., García Osma B., Araceli M. (2005), *The Effect of Earnings Management on the Asymmetric Timeliness of Earnings*, „Journal of Business Finance and Accounting”, t. 32(3–4), s. 691–726.
- Grabiński K., Wójtowicz P. (2019), *Earnings quality, earnings management and religiosity: a literature review*, „International Entrepreneurship Review”, t. 5(4), s. 41–57.
- Hamrol M., Czajka B., Piechocki M. (2004), *Upadłość przedsiębiorstwa – model analizy dyskryminacyjnej*, „Przegląd Organizacji”, nr 6, s. 35–39.
- Hribar P., Collins D.W. (2002), *Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research*, „Journal of Accounting Research”, t. 40(1), s. 105–134, <https://doi.org/10.1111/1475-679X.00041>
- Jones J. (1991), *Earnings management during import relief investigations*, „Journal of Accounting Research”, t. 29(2), s. 193–228, <https://doi.org/10.2307/2491047>
- Kang S., Sivaramakrishnan K. (1995), *Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach*, „Journal of Accounting Research”, t. 33(2), s. 353–367, <https://doi.org/10.2307/2491492>
- Mulford C.W., Comiskey E.E. (2002), *The financial numbers game: Detecting creative accounting practices*, Wiley, New York.
- Piech A. (2018), *Ograniczenia metod wykrywania earnings management*, „Przegląd Nauk Ekonomicznych”, nr 31, 75–89.
- Piosik A. (red.) (2013), *Kształtowanie zysków podmiotów sprawozdawczych w Polsce. MSR/MSSF a ustawa o rachunkowości*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Pozzoli M., Paolone F. (2018), *Earnings Management in Developing Countries. The Case of Brazilian Real Estate Industry*, „Academy of Accounting and Financial Studies Journal”, t. 22(1), s. 1–12.
- Richardson S.A., Sloan R., Soliman M., Tuna I. (2005), *Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Prices*, „Journal of Accounting and Economics”, t. 39, s. 437–485, <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2005.04.005>
- Richardson S.A., Sloan R., Soliman M., Tuna I. (2006), *The implications of accounting distortions and growth for accruals and profitability*, „The Accounting Review”, t. 81(3), s. 713–743.
- Ronen J., Yaari V. (2008), *Earnings Management*, Springer Verlag, New York.
- Shi L., Zhang H. (2011), *On Alternative Measures of Accruals*, „Accounting Horizons”, t. 25(4), s. 814–815.
- Sloan R. (1996), *Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?*, „Accounting Review”, t. 71(3), s. 289–315.
- Tokuga Y., Yamashita T. (2011), *Big Bath and Management Change Big Bath and Management Change*, „Working Paper”, No. 123, Kyoto University, Kyoto.
- Wójtowicz P. (2012), *Próba identyfikacji czynników determinujących kształtowanie wyniku finansowego w celu unikania małych strat w spółkach publicznych w Polsce*, „Zeszyty Teoretyczne Rachunkowości”, t. 65(121), s. 111–129.
- Wróblewski D., Callao S., Jarne J.I. (2017), *Detecting Earnings Management Investigation on Different Models Measuring Earnings Management for Emerging Eastern European Countries*, „International Journal of Research – Granthaalayah”, t. 5(11), s. 222–259, <https://doi.org/10.5281/zenodo.1095448>
- Yoon S.S., Miller G., Jiraporn P. (2006), *Earnings management vehicles for Korean firms*, „Journal of International Financial Management & Accounting”, t. 17(2), s. 85–109, <https://doi.org/10.1111/j.1467-646X.2006.00122.x>

Evaluation of Accruals and Detection of Accrual-Based Earnings Management in Industrial Enterprises

Abstract: The main aim of the paper was to characterize the accruals arising from the use of the balance sheet approach or categories taken from the cash flow statement in their calculation, as well as to examine the relationships between the values of discretionary accruals in the enterprises implementing specific strategies of accrual-based earnings management and in companies that not implement these practices. The obtained results of empirical research showed, inter alia, that the selection of the methodology for computing of total accruals significantly influenced the values of structural parameters appearing in specific econometric models used to predict AEM practices. All this may suggest that the adopted method of calculating the different subcomponents of accruals may largely affect the further estimates of the scale and directions of intentional shaping of the financial result of enterprises.

Keywords: accrual-based earnings management, accruals, the Jones model, the Modified Jones model, big bath

JEL: L25, M41

	<p>© by the author, licensee Lodz University – Lodz University Press, Łódź, Poland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license CC-BY (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)</p> <p>Received: 2020-12-10; verified: 2021-04-30. Accepted: 2021-08-09</p>
 <p>Member since 2018 JM13703</p>	<p>This journal adheres to the COPE's Core Practices https://publicationethics.org/core-practices</p>