

Zastosowanie regresji logistycznej do wykrywania fałszowania sprawozdań finansowych

Nadesłany: 30.09.15 | Zaakceptowany do druku: 21.10.16

Marek Sylwestrzak*

Celem artykułu jest wykrycie fałszowania sprawozdań finansowych na podstawie danych finansowych spółek z amerykańskiego rynku kapitałowego oskarżonych przez Amerykańską Komisję Papierów Wartościowych i Giełd o manipulowanie sprawozdaniami finansowymi z przepisu 10(b)-5 ustawy *Securities Exchange Act* w latach 2000–2007. Zwrócono szczególną uwagę na wykorzystywanie regresji logistycznej w literaturze empirycznej przy wykrywaniu kreatywnej księgowości. Na podstawie literatury empirycznej wybrano trzynaście wskaźników finansowych oraz dwa modele predykcji bankructwa mające zweryfikować postawione hipotezy badawcze. Ponadto przeprowadzono testy na współliniowość oraz na równość tendencji centralnych pomiędzy obiema grupami spółek. Uzyskane wyniki potwierdzają, że najbardziej newralgiczną pozycją sprawozdania finansowego, która powinna być monitorowana przy próbie wykrywania fałszowania sprawozdań finansowych, są aktywa obrotowe.

Słowa kluczowe: regresja logistyczna, kreatywna księgowość, fałszowanie sprawozdań finansowych, rynek amerykański.

Application of Logistic Regression to Detect the Fraudulent Financial Statements

Submitted: 30.09.15 | Accepted: 21.10.16

This paper aims to detect the financial statements fraud based on the financial data of the US companies accused by the US Securities and Exchange Commission of manipulating financial statements under rule 10(b)-5 of the Securities Exchange Act in 2000–2007. Particular attention was paid to the use of logistic regression in the empirical literature for the detection of creative accounting. Based on empirical articles we selected thirteen financial ratios and two models predicting bankruptcy aimed at verifying the research hypotheses. In addition, we tested collinearity and equality of central tendencies between companies that falsify and do not falsify financial statements. The results confirm that the item of financial statements that is most in danger and should be monitored when attempting to detect the financial statements fraud are current assets.

Keywords: logit regression, creative accounting, falsified financial statements, American market.

JEL: M41

* **Marek Sylwestrzak** – doktorant, Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Bankowości, Finansów i Rachunkowości.

Adres do korespondencji: Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Bankowości, Finansów i Rachunkowości, ul. Długa 44/50, 00-241 Warszawa; e-mail: msylwestrzak@wne.uw.edu.pl.

1. Wprowadzenie

Falszowanie sprawozdań finansowych jest jednym z powodów bankructwa wielu przedsiębiorstw, co powoduje szkody na rynkach kapitałowych, ponieważ inwestorzy, wierzyciele i analitycy finansowi opierają swoje decyzje na publicznie dostępnych sprawozdaniach finansowych. Na rynkach kapitałowych istnienie kreatywnej księgowości powoduje duże zagrożenie dla zaufania inwestorów do spółek i zniekształca podejmowane decyzje inwestycyjne (Ata i Seyrek, 2009). Uczestnicy rynku kapitałowego oczekują, że nadzór korporacyjny będzie czujny i aktywny w celu zapewnienia integralności, przejrzystości i jakości informacji finansowych. Większość spółek giełdowych ma odpowiedzialny nadzór korporacyjny, przestrzega zasad sprawozdawczości finansowej, skutecznie wypełnia funkcje kontrolne oraz prowadzi działalność gospodarczą w sposób etyczny i prawny, występowanie fałszowania sprawozdań finansowych powoduje zaś dyskredytację instytucji audytowych oraz zmniejszenie zaufania publicznego do ładu korporacyjnego na amerykańskim rynku giełdowym (Rezaee, 2005).

Według raportu przygotowanego na zlecenie Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission w latach 1998–2007 zidentyfikowano 347 przypadków fałszowania sprawozdań finansowych przez spółki giełdowe na podstawie informacji podanych przez U.S. Securities and Exchange Commission (Beasley, Carcello, Hermanson i Neal, 2010). W podanym okresie skumulowana wielkość oszustw w sprawozdaniach finansowych wyniosła 120 miliardów dolarów, co w przeliczeniu na pojedynczy przypadek dało średnią na poziomie 350 milionów dolarów. Jak zwrócili uwagę autorzy, średnia długość fałszowania wyniosła 31 miesięcy przy medianie wynoszącej 24 miesiące. Ponadto spółki stosujące narzędzia kreatywnej księgowości, oprócz kar finansowych nałożonych przez nadzór giełdowy, mają dwukrotnie wyższe prawdopodobieństwo bankructwa niż spółki, które nie zostały oskarżone o kreatywną księgowość. Z kolei według raportu Association of Certified Fraud Examiners (2012) w latach 2008–2012 fałszowanie sprawozdań finansowych stanowiło między 5% a 10% ogólnej liczby zdiagnozowanych oszustw finansowych¹, ale średnia wartość straty powstałej z tego typu działań wynosiła od 1 miliona do 4 milionów dolarów, podczas gdy średnia strata w pozostałych typach nie przekroczyła 250 tys. dolarów. W analizowanym okresie wykryto 1 388 przypadków oszustw finansowych w 96 krajach, jednak aż 778 z nich (tj. 57,2%) dotyczy Stanów Zjednoczonych. Jak wskazuje raport ACFE, główną metodą wykrywania oszustw były donosy i skargi na nieprawidłowości w spółce, które ujawniły 43% przypadków.

Jako fałszowanie sprawozdań finansowych w niniejszym artykule należy rozumieć zapis przepisu 10(b)-5 ustawy *Securities Exchange Act* z 1933 r., który stanowi, iż niezgodne z prawem są wszelkie działania, które bezpośrednio lub pośrednio wykorzystują wszelkie środki w celu oszukania, składania fałszywych zeznań, pominięcia istotnych informacji lub

w inny sposób prowadzą do operacji gospodarczych, które mogą zmylić inną osobę, przy przeprowadzaniu transakcji akcjami i innymi papierami wartościowymi.

Celem artykułu jest finansowe opracowanie modelu na podstawie danych z amerykańskich spółek notowanych na amerykańskim rynku kapitałowym, który poprawnie klasyfikowałby spółkę jako fałszującą sprawozdania finansowe. Należy zwrócić uwagę, że okresy analizy wzięte pod uwagę przez badaczy zawierają zarówno okresy koniunktury, jak i dekonunktury, co mogło zaburzyć uzyskane wyniki. Przedstawiono także warunki, dla których podobny model mógłby być zastosowany dla przeanalizowania sytuacji spółek na rynku polskim.

2. Przegląd literatury

Dechow, Sloan oraz Sweeney (1996) przeprowadzili analizę dla 92 firm fałszujących dane finansowe, na podstawie danych z bazy *Accounting and Auditing Enforcement Release (AAER)* za lata 1982–1992. Według uzyskanych rezultatów zarząd w spółkach oskarżonych przez SEC składał się z większej liczby osób mających dostęp do informacji poufnych dla badanej próbki niż w grupie kontrolnej (53% do 40%), dyrektor generalny był częściej przewodniczącym rady dyrektorów (86% do 74%) i założycielem spółki (49% do 30%), a także rzadziej funkcjonował audyt wewnętrzny (58% do 76%). Wykazano również, iż członkowie zarządu, w tym dyrektor generalny (CEO) ze spółek należących do grupy kontrolnej, rzadziej sprzedawali akcje swojej firmy niż członkowie zarządu ze spółek, w których SEC wykrył kreatywne techniki. Wyniki badań potwierdziły również, że fałszowanie sprawozdań finansowych początkowo prowadziło do zmniejszenia kosztu pozyskania kapitału, ale po wykryciu zjawiska prowadziło do jego znacznego wzrostu. W tym aspekcie krótkoterminowe korzyści z kreatywnej księgowości są znacznie mniejsze niż długoterminowe zyski z budowania reputacji przedsiębiorstwa.

Natomiast Beasley (1996) za pomocą regresji logistycznej dla próby 150 spółek, z których połowa dokonała fałszowania sprawozdań finansowych, zbadał zależność pomiędzy liczbą członków rady dyrektorów niepowiązanych ze spółką (*outsiders*) a wystąpieniem fałszowania sprawozdań finansowych w latach 1980–1991 na podstawie danych z bazy AAER oraz *Wall Street Journal Index (WSJ Index)*. Przeprowadzone analizy wykazały, że w przedsiębiorstwach, które nie stosowały technik kreatywnych, większy udział procentowy w radzie dyrektorów mieli *outsiders*. Uzyskane wyniki świadczą również o tym, że długość zasiadania w radzie dyrektorów zmniejsza możliwość fałszowania danych finansowych. Natomiast liczba członków zarządu oraz sprawowanie przez CEO funkcji prezesa rady dyrektorów wpływają pozytywnie na możliwość wystąpienia fałszowania sprawozdań finansowych. Również na zwiększenie prawdopodobieństwa wystąpienia fałszowania

danych wpływał fakt, że spółka poniosła stratę netto dla trzech z sześciu lat przed dokonaniem pierwszych manipulacji.

Z kolei Summers oraz Sweeney (1998) zbadali zależność pomiędzy fałszowaniem sprawozdań finansowych a transakcjami akcjami zawieranymi przez osoby mające dostęp do informacji poufnych (*insiders*). W analizie uwzględniono 51 spółek stosujących fałszowanie danych księgowych z bazy WSJ Index w latach 1980–1987. Na podstawie uzyskanych wyników autorzy stwierdzili, że w przypadku wystąpienia fałszowania sprawozdań finansowych członkowie zarządu częściej sprzedawali posiadane przez siebie akcje spółki, co można zaobserwować, badając liczbę transakcji akcjami na rynku czy też ich obrót mierzony w dolarach. Ponadto spółki stosujące kreatywne techniki księgowe miały wyższy wskaźnik rotacji zapasów, rentowności aktywów ogółem oraz większy wzrost przychodów ze sprzedaży w ciągu trzech lat przed wystąpieniem oszustwa niż spółki z grupy kontrolnej.

Persons (2011) przeprowadził badanie, w którym analizował wskaźniki pomocne przy wykrywaniu fałszowania sprawozdań finansowych w roku poprzedzającym i roku zastosowania kreatywnych technik księgowych. Lista spółek fałszujących została pobrana z dwóch baz – *Accounting Series Releases* (ASR) za lata 1974–1981 oraz *AAER* za okres 1982–1991. Próba końcowa składała się ze 103 firm na rok przed dokonaniem oszustwa i 100 spółek w roku fałszowania. Dla roku przed popełnieniem oszustwa oraz roku fałszowania przeprowadzone regresje wykazały, że istotnymi zmiennymi mogącymi pomóc przy wykrywaniu fałszowań jest wskaźnik ogólnego zadłużenia, wskaźnik rotacji aktywów ogółem, udział aktywów obrotowych w aktywach ogółem oraz logarytm wielkości aktywów ogółem.

Natomiast Fich oraz Shivdasani (2007) wybrali do analizy 216 spółek oskarżonych w latach 1998–2002 o fałszowanie danych finansowych na podstawie baz *AAER PricewaterhouseCoopers class section* oraz *Stanford University and Cornerstone Research litigation*. Regresja logistyczna wykazała, że wysoki indeks zarządzania, który oznacza słabe struktury zarządcze, powoduje zwiększenie prawdopodobieństwa fałszowania sprawozdań finansowych. Na zwiększenie prawdopodobieństwa wystąpienia kreatywnych technik wpływ mają także brak niezależności zarządu, zasiadanie przez członków zarządu w innych przedsiębiorstwach, które są nastawione na zysk, oraz częściowa rotacja członków zarządu. Zwiększone prawdopodobieństwo fałszowania Fich i Shivdasani uzyskali także dla spółek z większą liczbą członków rady dyrektorów oraz w których CEO miał przyznane opcje na akcje przedsiębiorstwa. Również obecność w zarządzie osób wcześniej oskarżonych o fałszowanie danych księgowych zwiększa prawdopodobieństwo oszustw, ale – jak zaznaczają autorzy – takie osoby mogą mieć większe doświadczenie w procesach sądowych i mogą być częściej zatrudniane w zarządzie spółki. Ponadto obecność w zarządzie osoby posiadającej praktyczną wiedzę z zakresu rachunkowości oraz brak w tym organie

założyciela spółki zmniejsza prawdopodobieństwo oszustw. Z kolei wielkość firmy zmniejsza prawdopodobieństwo zastosowania kreatywnych technik księgowych, gdyż duże spółki są bardziej możliwym celem pozwów ze względu na żądania większej kwoty odszkodowania przez akcjonariuszy czy kontrahentów.

Johnson, Ryan Jr. oraz Tian (2009) wybrali do analiz 87 spółek fałszujących dane finansowe w latach 1992–2005 na podstawie danych z baz ExecuComp oraz AAER. Po przeprowadzeniu analiz cztery zmienne okazały się dodatnio wpływać na wzrost wykrycia fałszowania sprawozdań finansowych: przyznanie członkom zarządu akcji spółki, które mogą zostać sprzedane w każdym momencie, wzrost wielkości sprzedaży w ciągu trzech lat przed dokonaniem oszustwa, zasiadanie przez *insiders* w Komitecie audytu oraz wielkość logarytmu liczby spotkań zarządu w ciągu roku. Należy przy tym podkreślić, że indeks zarządzania, który u Fichtla oraz Shivdasanego wskazywał na zwiększenie prawdopodobieństwa fałszowania, w analizie Johnsona, Ryana Jr. oraz Tiana okazał się nieistotny.

W porównaniu z poprzednimi badaniami Bell oraz Carcello (2000) do próby kontrolnej przypisali większą liczbę spółek niestosujących fałszowania sprawozdań finansowych niż spółek oskarżonych o kreatywną księgowość. W analizie uwzględnili 77 spółek z baz ASR oraz AAER, które przekraczały wartości podane w *red flags* dla standardu SAS no. 53 (analogicznie jak w badaniu Loebbecke'a oraz Willingham, 1988). Grupa kontrolna składała się z 305 spółek, z liczby 500 wysłanych zleceń audytowych do losowej grupy firm amerykańskich, które były klientami firmy audytorskiej z badania Loebbecke'a oraz Willingham (analogicznie jak w badaniu Bella, Szykowny'ego oraz Willingham, 1991). Bell oraz Carcello podzielili spółki na grupę testową składającą się z 37 spółek fałszujących dane finansowe oraz 143 niestosujących kreatywnej księgowości oraz grupę badawczą składającą się z 40 firm fałszujących i 162 firm niefałszujących sprawozdań finansowych. Po regresji przeprowadzonej na grupie testowej siedem zmiennych związanych z kontrolą wewnętrzną, formą własności firmy, naciskiem na osiągnięcie zakładanych prognoz zysku oraz wskaźnikami finansowymi okazało się istotnych przy wykrywaniu kreatywnej księgowości. Dokładność tak skonstruowanego modelu dla próby testowej wyniosła 85,0%, wrażliwość 81,1%, a specyficzność 86,0%. Zastosowanie istotnych zmiennych dla próby zwiększyło dokładność metody o 0,1%, specyficzność o 13,0%, ale zmniejszyło wrażliwość o 51,1%. Jednak według Bella oraz Carcello zastosowany model prawidłowo klasyfikuje większość oszustw i wykazuje bardzo dobrą dokładność dla dużej próby badawczej.

Również Dechow, Ge, Larson oraz Sloan (2011) uwzględnili w badaniu większą liczbę spółek niestosujących kreatywnych technik księgowych niż spółek fałszujących dane księgowe. W analizie uwzględniono 494 obserwacji spółek fałszujących sprawozdania finansowe z lat 1982–2005, dobra-

nych na podstawie danych z baz AAER oraz dostępności sprawozdań w COMPUSTAT. Grupa kontrolna składała się z 132 967 obserwacji dla przedsiębiorstw, które w badanym okresie nie stosowały manipulacji finansowych. Przeprowadzone analizy wykazały, że firmy dokonujące oszustw mają wyższy wskaźnik rotacji zapasów, rotacji należności, poziomu rozliczeń międzyokresowych, udziału aktywów obrotowych bez środków pieniężnych w aktywach ogółem, zmianę przychodów ze sprzedaży, częściej emitowały papiery wartościowe, wykazywały większą wartość wskaźnika w strategii „kup i trzymaj” dla roku badanego oraz poprzedniego, częściej posiadały zobowiązania z tytułu leasingu operacyjnego, miały niższy wskaźnik rentowności aktywów ogółem oraz wykazywały mniejszą zmianę zatrudnienia. Średnia dokładność z zastosowaniem wymienionych zmiennych wyniosła około 64%.

3. Metodologia badania

W analizowanych artykułach badacze dążą do osiągnięcia jak największej dokładności zaproponowanych modeli diagnostycznych. Jednak należy zaznaczyć, że żadna zaproponowana metoda nie sklasyfikowała prawidłowo wszystkich obserwacji. W tym przypadku autorzy powinni dążyć do jednego z dwóch celów, jeżeli stuprocentowa dokładność nie jest możliwa – albo do uzyskania jak największej wrażliwości, albo do zapewnienia jak najwyższej specyficzności modelu. Osiągnięcie jak największej wrażliwości może pomóc w ostrzeżeniu inwestorów o możliwości fałszowania sprawozdań finansowych przez spółkę, a także zmniejszyć koszty powstałe w przypadku bankructwa, gdyż potencjalni odbiorcy będą mogli wcześniej wycofać zainwestowany kapitał.

W tym przypadku pierwsza hipoteza badawcza została sformułowana następująco. H_1 : *Model logitowy prawidłowo zaklasyfikuje spółki oskarżone o fałszowanie danych na podstawie danych zawartych w sprawozdaniach finansowych.*

W części badań poświęconych wykrywaniu fałszowań sprawozdań finansowych autorzy wykorzystują wieloczynnikowy model predykcji bankructwa Altmana z 1968 r. Jednakże jednym z elementów modelu Altmana jest współczynnik mierzący wartość rynkową przedsiębiorstwa, który w spółkach stosujących kreatywną księgowość może być zawyżony. W tym aspekcie należałoby zastosować inny model predykcji bankructwa, np. model Springate’a, którego zmienne nie zawierają wskaźnika opartego na wartości rynkowej.

W artykule postanowiono zweryfikować następującą hipotezę H_2 : *Zastosowanie modelu Springate’a (1978) zwiększy dokładność dopasowania metody badawczej niż zastosowanie modelu Altmana dla spółek giełdowych (1968).*

W analizowanych artykułach przy regresjach logistycznych uwzględniane są w podstawowej regresji wszystkie wskaźniki wybrane przez autorów. Natomiast nie jest dokonywane sprawdzenie istotności różnic zmiennych pomiędzy spółkami fałszującymi a niefałszującymi danych księgowych.

W tym aspekcie zostanie zweryfikowana hipoteza H_3 : *Nieuwzględnienie w analizach zmiennych, pomiędzy którymi nie występują istotne różnice w średnich pomiędzy spółkami fałszującymi a niefałszującymi danych księgowych, wpłynie na zwiększenie dopasowania modelu.*

Grupa badawcza składa się z amerykańskich spółek giełdowych, która została dobrana na podstawie pozwów SEC zawartych w bazie AAER w latach 2000–2013. Analizie poddano ponad 2,1 tys. dokumentów umieszczonych w bazie. W pierwszym etapie stworzono listę spółek, które w latach 2000–2007 dokonały fałszowania sprawozdań finansowych. Okres dobrany do analizy zawiera się między załamaniem bańki internetowej na rynku amerykańskim w połowie 2000 r. a początkiem kryzysu finansowego 2007 r., w celu uniknięcia w analizie czynnika makroekonomicznego, który mógłby zaburzyć uzyskane wyniki.

Następnie z grupy zostały wykluczone spółki, które:

- nie zostały oskarżone przez SEC z przepisu 10(b)-5,
- należały do sektora finansowego na podstawie kodu SIC dostępnego w bazie EDGAR SEC,
- w bazie COMPUSTAT nie było danych finansowych dotyczących spółki.

Ostatecznie grupa badawcza składała się z 161 spółek, dających łącznie 457 obserwacji rocznych.

Następnie do spółek stosujących kreatywną księgowość zostały dobrane spółki niefałszujące danych finansowych na podstawie:

- przynależności do tego samego sektora gospodarki według czterocyfrowego kodu SIC,
- wielkości, określonej na podstawie wartości aktywów ogółem, minimalizującej różnicę pomiędzy spółkami; jeżeli w danym sektorze gospodarki nie znaleziono odpowiedniej spółki, powtarzano pierwszy krok, dobierając spółkę z trzycyfrowego, a następnie dwucyfrowego kodu SIC,
- dostępności danych w tym samych latach, co spółki stosujące kreatywną księgowość.

Na podstawie wymienionych kryteriów do grupy kontrolnej zaliczono 208 spółek, tj. 913 obserwacji. Wielkość badanej próby składała się łącznie z 369 przedsiębiorstw oraz 1 370 obserwacji.

Zmienna zależna (fraud1) została zdefiniowana jako zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1, jeżeli spółka została oskarżona przez SEC z przepisu 10(b)-5.

Na podstawie analizy zmiennych pod kątem liczby ich wystąpień w pracach badawczych, ich istotności oraz analizy raportów COSO oraz ACFE wybrano 13 zmiennych finansowych oraz dwa dodatkowe wskaźniki predykcji bankructwa na potrzeby weryfikacji drugiej hipotezy (tabela 1).

Oznaczenie zmiennej	Sposób wyliczenia zmiennej
act_ratio	Aktywa obrotowe / aktywa ogółem
Altman_Score	Wskaźnik Altmana z 1968 r.
assets_ch	Aktywa ogółem _t / aktywa ogółem _{t-1}
assets_ratio	(Aktywa ogółem – rzeczowe aktywa trwałe netto – środki pieniężne) / aktywa ogółem
BV_MV	Wartość księgową kapitału własnego / wartość rynkowa kapitału własnego
cash_part_current	Środki pieniężne i ich ekwiwalenty / aktywa obrotowe
debt_ratio	Zobowiązania ogółem / aktywa ogółem
inventory_part	Zapasy / aktywa ogółem
log_at	Logarytm naturalny aktywów ogółem
ltd_part	Zobowiązania długoterminowe / aktywa ogółem
receivable_part	Należności / aktywa ogółem
retained_ratio	Zysk zatrzymany / aktywa ogółem
revenue_ratio	Przychody ogółem / aktywa ogółem
roa	Zysk netto / aktywa ogółem
Springate_Score	Wskaźnik Springate'a z 1978 r.

Tab. 1. Zmienne niezależne wybrane na podstawie analizowanych artykułów. Źródło: opracowanie własne na podstawie przeanalizowanych artykułów oraz raportów.

4. Wyniki analiz

Wśród wybranych zmiennych przetestowano występowanie współliniowości w modelu za pomocą testu VIF (*Variance Inflation Factor*), który określa stopień współliniowości danej zmiennej objaśniającej w modelu z innymi zmiennymi niezależnymi. Wyniki przedstawione w tabeli 2 oznaczają, że żadna ze zmiennych nie przyjęła wartości powyżej 10, co oznacza brak występowania współliniowości w modelu.

Regresja logistyczna dla 13 zmiennych (model 1) wykazała, że siedem wskaźników jest istotnych przy wykrywaniu fałszowania sprawozdań finansowych (tabela 3). Przeprowadzenie analizy dla modelu z ograniczeniami (model 2) wykazało, że wszystkie zmienne, oprócz wskaźnika udziału zysków zatrzymanych do aktywów ogółem, są istotne. Po wyeliminowaniu wskaźnika zysków zatrzymanych (model 3) wszystkie zmienne okazały się istotne. Wzrost wartości zmiany aktywów ogółem, udziału aktywów obrotowych lub aktywów średnio zbywalnych w sumie bilansowej wpływa na zwiększenie prawdopodobieństwa zaklasyfikowania spółki jako stosującej fałszowanie sprawozdań finansowych, natomiast wzrost wartości wskaźnika udziału środków pieniężnych w aktywach obrotowych, zapasów lub należności w aktywach ogółem na jego zmniejszenie.

Wskaźnik	Statystyka VIF
cash_part_current	5,87
inventory_part	5,51
act_ratio	5,27
receivable_part	4,03
debt_ratio	2,86
assets_ratio	2,38
ltd_part	2,33
revenue_ratio	1,58
log_at	1,53
retained_ratio	1,31
roa	1,06
BV_MV	1,02
assets_ch	1,01
Średnia wartość VIF	2,75

Tab. 2. Wartość statystyki VIF dla zmiennych. Źródło: opracowanie własne w programie Stata 12 SE.

Przeprowadzono test ilorazu wiarygodności (*Likelihood Ratio Test* – LRT), aby ocenić czy należy wybrać model z ograniczeniami czy bez. Wartość uzyskanej statystyki na poziomie 0,417 oznacza, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, w tym przypadku należy wybrać model z ograniczeniami. Również wartość testu na poprawność formy funkcyjnej wynosząca 0,957 oraz testu Hosmera–Lemeshowa na poziomie 0,492 wskazują na prawidłowe dopasowanie formy funkcyjnej modelu z ograniczeniami.

W następnej kolejności zbadano trafność, wrażliwość i specyficzność modelu. W tym celu posłużono się tabelą trafień. Jak można zauważyć, model nie jest zbilansowany, tj. liczba obserwacji dotyczących spółek fałszujących sprawozdania finansowe jest znacznie mniejsza niż spółek niestosujących kreatywnych technik księgowych i wynosi około 33%, dlatego też w tabeli trafień zmieniono punkt graniczny z 0,5 na 0,33. Trafność (model 3) wyniosła 59,7%, wrażliwość 61,5%, a specyficzność 58,8%. W związku z uzyskanymi wynikami należy odrzucić główną hipotezę artykułu, że na podstawie zmiennych ze sprawozdań finansowych można zbudować model, który pozwoliłby na prawidłowe zaklasyfikowanie każdej spółki fałszującej dane finansowe. W tym aspekcie w dalszych badaniach należałoby uwzględnić również zmienne niefinansowe, gdyż autorzy przytoczonych badań stosowali w swoich analizach zmienne obu typów. Ponadto wpłynąć na uzyskane rezultaty mogła również zastosowana technika fałszowania danych, gdyż zarówno w badaniu autora, jak i w analizowanej literaturze autorzy nie uwzględniali tego aspektu.

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
act_ratio	1,6525*** (0,6165)	1,5748*** (0,6068)	1,6004*** (0,6074)	1,5702** (0,6059)	1,6588*** (0,6077)
assets_ch	0,0836** (0,0342)	0,0844** (0,0337)	0,0813** (0,0334)	0,0833** (0,0336)	0,0823** (0,0334)
assets_ratio	2,0925*** (0,4166)	2,1581*** (0,4083)	2,1957*** (0,4078)	2,1223*** (0,4088)	2,1471*** (0,4089)
BV_MV	-0,0748 (0,0690)				
cash_part_current	-1,6815*** (0,4915)	-1,6607*** (0,4668)	-1,6112*** (0,4658)	-1,6996*** (0,4670)	-1,7423*** (0,4689)
debt_ratio	-0,5256 (0,4420)				
inventory_part	-2,8233*** (0,8534)	-2,8312*** (0,8232)	-2,8836*** (0,8230)	-2,6990*** (0,8266)	-2,8072*** (0,8237)
ltd_part	0,8335 (0,5517)				
log_at	0,0409 (0,0356)				
receivable_part	-2,1698** (1,0384)	-2,5740** (0,9975)	-2,6237*** (0,9980)	-2,4199** (1,0012)	-2,4748** (0,9992)
retained_ratio	-0,0698* (0,0361)	-0,0442 (0,0322)			
revenue_ratio	0,0096 (0,0885)				
roa	-0,2096 (0,8158)				
Altman_Score				-0,0495* (0,0256)	
Springate_Score					-0,0709** (0,0297)
Stała	-1,7860*** (0,4520)	-1,6257*** (0,3280)	-1,6457*** (0,3282)	-1,5490*** (0,3311)	-1,5967*** (0,3287)
L. obserwacji	1 370	1 370	1 370	1 370	1 370
R ²	5,08%	4,73%	4,63%	4,84%	4,94%

*** *p*-value < 0,01, ** *p*-value < 0,05, * *p*-value < 0,10.

Tab. 3. Wyniki regresji dla poszczególnych modeli. Źródło: opracowanie własne w programie Stata 12 SE.

W celu weryfikacji drugiej hipotezy w modelu z ograniczeniami uwzględniono wskaźnik predykcji bankructwa Altmana (model 4) oraz Springate'a (model 5). Dla obu modeli wskaźniki predykcji bankructwa okazały się istotnie statystycznie, a także wraz ze wzrostem ich wartości maleje prawdopodobieństwo zaklasyfikowania spółki jako kreatywnej. Trafność modelu ze wskaźnikiem Altmana wyniosła 60,2%, wrażliwość 63,2%, a specyficzność 58,7%. Natomiast wyniki uzyskane dla regresji ze wskaźnikiem Springate'a były odpowiednio wyższe o 0,2%, 0,3% i 0,2%. Z kolei zastosowanie zmiennych zero-jedynkowych, w którym wartość jeden została przypisana, jeżeli wartość zmiennej była mniejsza od wartości krytycznych, tj. dla wskaźnika Altmana poniżej 1,8, a dla wskaźnika Springate'a poniżej 0,862. Zmienne binarne wykazały dodatnią korelację ze zmienną zależną, ale były nieistotne statystycznie. Jednakże ich uwzględnienie w tabeli trafień nie wpłynęło na odwrócenie wyników, nadal lepszą zdolność prognostyczną miał model ze zmienną Springate'a. W kontekście uzyskanych wyników nie ma podstaw do odrzucenia drugiej hipotezy.

W celu weryfikacji trzeciej hipotezy przeprowadzono test Manna–Whitneya na równość tendencji centralnych pomiędzy spółkami z grupy fałszującej dane finansowe oraz kontrolnej. Hipoteza zerowa testu zakłada, że próby pochodzą z populacji o tych samych tendencjach centralnych, natomiast hipoteza alternatywna, że próby pochodzą z populacji o różnych tendencjach centralnych. W celu weryfikacji w dalszej części analizy zostały uwzględnione tylko te zmienne, dla których odrzucono hipotezę zerową o tych samych tendencjach centralnych (tabela 4).

Wskaźnik	Statystyka Z	p-value
act_ratio	2,802	0,0051
assets_ch	-2,115	0,0345
assets_ratio	-7,639	0,0000
BV_MV	1,001	0,3166
cash_part_current	5,945	0,0000
debt_ratio	-2,824	0,0047
inventory_part	-2,403	0,0163
log_at	-2,115	0,0344
ltd_part	-2,390	0,0169
receivable_part	-2,644	0,0082
retained_ratio	2,570	0,0102
revenue_ratio	-0,704	0,4816
roa	1,251	0,2108

Tab. 4. Wyniki testu Manna–Whitneya dla zmiennych. Źródło: opracowanie własne w programie Stata 12 SE.

Z 13 wskaźników, które zostały zastosowane w poprzedniej analizie, trzy zmienne nie powinny być uwzględnione, ponieważ przy zastosowanym poziomie istotności nie można odrzucić hipotezy zerowej o równości średnich pomiędzy grupami. Wskaźniki, które nie będą brane pod uwagę, odnoszą się do stosunku wartości księgowej do wartości rynkowej, przychodów ogółem do aktywów ogółem oraz rentowności aktywów.

Dla przeprowadzonych regresji (modele: 6, 7 i 8) po nieuwzględnieniu trzech wyżej wymienionych zmiennych uzyskano takie same wyniki końcowe, jak dla modelu 3 (tabela 5), co oznacza, że należy odrzucić trzecią hipotezę. Powyższe rezultaty można wytłumaczyć zastosowaniem jedynie kilkunastu wskaźników w regresjach, a w przypadku większej liczby zmiennych bez zastosowania selekcji testem Manna–Whitneya regresja logistyczna mogłaby nie wskazać żadnych istotnych wskaźników. Ponadto przy większej liczbie zmiennych mógłby pojawić się problem współliniowości, który zaburzyłby otrzymane wyniki.

Model	(6)	(7)	(8)
act_ratio	1,6967*** (0,0852)	1,5748*** (0,6068)	1,6004*** (0,6074)
assets_ch	0,0852** (0,0342)	0,0844** (0,0337)	0,0813** (0,0334)
assets_ratio	2,1169*** (0,4141)	2,1581*** (0,4083)	2,1957*** (0,4078)
cash_part_current	-1,6779*** (0,4915)	-1,6607*** (0,4668)	-1,6112*** (0,4658)
debt_ratio	-0,5153 (0,4275)		
inventory_part	-2,8737*** (0,8327)	-2,8312*** (0,8232)	-2,8836*** (0,8230)
ltd_part	0,8065 (0,5391)		
log_at	0,0418 (0,0356)		
receivable_part	-2,1758** (1,0215)	-2,5740** (0,9975)	-2,6237*** (0,9979)
retained_ratio	-0,0698* (0,0359)	-0,0442 (0,0322)	
Stała	-1,8757*** (0,4363)	-1,6257*** (0,3280)	-1,6457*** (0,3282)
L. obserwacji	1 370	1 370	1 370
R ²	4,95%	4,73%	4,63%

*** *p-value* < 0,01, ** *p-value* < 0,05, * *p-value* < 0,10.

Tab. 5. Wyniki regresji dla poszczególnych modeli po nieuwzględnieniu zmiennych po teście Manna–Whitneya. Źródło: opracowanie własne w programie Stata 12 SE.

5. Dyskusja

Fałszowanie sprawozdań finansowych podważa zaufanie inwestorów do prezentowanych przez spółkę informacji finansowych, powoduje zmniejszenie lub zwiększenie zysku netto w zależności od wymagań kadry zarządzającej oraz jest nielegalną, nieakceptowaną i niedozwoloną praktyką stosowaną przez przedsiębiorstwo, która w wyniku oskarżenia przez nadzór giełdowy prowadzi do wysokich strat po stronie wierzycieli, pracowników i akcjonariuszy.

Przedstawiona w artykule literatura empiryczna opiera swoje badania jedynie na regresjach logistycznych. Istotne zmienne w analizowanych badaniach są przede wszystkim wskaźnikami niefinansowymi, które nie zależą od kondycji finansowej spółki, dlatego też nie zostały uwzględnione w niniejszym artykule. Ponadto okres wzięty pod uwagę w badaniach empirycznych zawiera lata zarówno koniunktury, jak i dekonunktury, co mogło wpłynąć na uzyskane rezultaty.

W toku przeprowadzonych analiz nie udało się potwierdzić pierwszej hipotezy niniejszej pracy, tzn. na podstawie zmiennych uzyskanych ze sprawozdań finansowych nie można zbudować modelu, który zaklasyfikowałby prawidłowo wszystkie spółki stosujące kreatywną księgowość. Uzyskane wyniki świadczą o tym, że należałoby wziąć pod uwagę także zmienne niefinansowe, a także podzielić obserwacje ze względu na zastosowaną technikę fałszowania danych. Wprowadzenie tych warunków do modelu mogłoby wpłynąć na zwiększenie trafności progностycznej.

W przypadku drugiej hipotezy potwierdzono, że po dodaniu wskaźnika predykcji bankructwa Springate'a model wykazuje większą zdolność progностyczną niż w przypadku modelu ze wskaźnikiem Altmana. Natomiast nie potwierdzono trzeciej hipotezy, że nieuwzględnienie zmiennych, które mają takie same tendencje centralne do spółek fałszujących oraz niefałszujących dane, zwiększy dopasowanie modelu.

Należy zwrócić uwagę, że oprócz regresji logistycznych w literaturze wykorzystuje się także techniki data mining do wykrywania kreatywnej księgowości. Wadą regresji logistycznej jest brak podziału obserwacji na grupę kontrolną i badawczą, która sprawdzałaby dokładność proponowanego modelu. Z kolei analizy opierające się na metodzie data mining wykorzystują znacznie więcej zmiennych niezależnych, co powoduje, że stosują testy na tendencje centralne, ale opierają się przede wszystkim na zmiennych finansowych. W tym przypadku połączenie obu metod mogłoby pozwolić na uzyskanie znacznie dokładniejszych modeli.

Jeżeli wyniki przeprowadzonej regresji miałyby mieć odniesienie do polskich spółek giełdowych, musiałyby zostać spełnione liczne warunki. Po pierwsze w polskim ustawodawstwie brakuje definicji fałszowania sprawozdania finansowego, bez której nie można rozpocząć badań. Następnie należałoby stworzyć bazę danych analogiczną do amerykańskiej AAER,

która gromadziłaby w jednym miejscu przypadki fałszowań. Na koniec należałoby wprowadzić obowiązek stosowania przez spółki giełdowe tylko jednych przepisów rachunkowych – albo Ustawy o rachunkowości, albo Międzynarodowych Standardów Sprawozdawczości Finansowej, gdyż ze względu na istniejące różnice należałoby przeprowadzać oddzielne analizy.

Przypisy

¹ Pozostałymi typami oszustw są: sprzeniewierzenie aktywów oraz korupcja.

Bibliografia

- ACFE. (2012). *Report to the Nations on Occupational Fraud and Abuse. 2012 Global Fraud Study*. Association of Certified Fraud Examiners.
- Ata, H.A. i Seyrek, I.H. (2009). The Use of Data Mining Techniques in Detecting Fraudulent Financial Statements: An Application on Manufacturing Firms. *The Journal of Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 14(2), 157–170.
- Bell, T.B. i Carcello, J.V. (2000). A Decision Aid for Assessing the Likelihood of Fraudulent Financial Reporting. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 19(1), 169–184, <http://dx.doi.org/10.2308/aud.2000.19.1.169>.
- Bell, T.B., Szykowny, S. i Willingham, J.J. (1991). *Assessing the Likelihood of Fraudulent Financial Reporting: A Cascaded Logit Approach*. KPMG. Unpublished paper.
- Beasley, M.S. (1996). An Empirical Analysis of the Relation between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud. *Accounting Review*, 71(4), 443–465.
- Beasley, M.S., Carcello J.V., Hermanson D.H. i Neal T.J. (2010). *Fraudulent Financial Reporting 1998–2007. An analysis of U. S. Public Companies*.
- Dechow, P.M., Ge, W., Larson, C.R. i Sloan, R.G. (2011). Predicting Material Accounting Misstatements. *Contemporary Accounting Research*, 28(1), 17–82, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1911-3846.2010.01041.x>.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G. i Sweeney, A.P. (1996). Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research*, 13(1), 1–36, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1911-3846.1996.tb00489.x>.
- Fich, E.M. i Shivdasani, A. (2007). Financial Fraud, Director Reputation, and Shareholder Wealth. *Journal of Financial Economics*, 86(2), 306–333, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.05.012>.
- Johnson, S.A., Ryan, H.E. i Tian, Y.S. (2009). Managerial Incentives and Corporate Fraud: The Sources of Incentives Matter. *Review of Finance*, 13(1), 115–145, <http://dx.doi.org/10.1093/rof/rfn014>.
- Loebbecke, J.K. i Willingham, J. (1988). *Review of SEC Accounting and Auditing Enforcement Releases*. University of Utah. Unpublished paper.
- Persons, O.S. (2011). Using Financial Statement Data to Identify Factors Associated with Fraudulent Financial Reporting. *Journal of Applied Business Research*, 11(3), 38–46.
- Rezaee, Z. (2005). Causes, Consequences, and Deterrence of Financial Statement Fraud. *Critical Perspectives on Accounting*, 16(3), 277–298, [http://dx.doi.org/10.1016/S1045-2354\(03\)00072-8](http://dx.doi.org/10.1016/S1045-2354(03)00072-8).
- Summers, S.L. i Sweeney, J.T. (1998). Fraudulently Misstated Financial Statements and Insider Trading: An Empirical Analysis. *Accounting Review*, 73(1), 131–146.