



Andrzej Piosik

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Finansów i Ubezpieczeń
Katedra Rachunkowości
andrzej.piosik@ue.katowice.pl

WPLYW POZOSTAŁYCH ELEMENTÓW DOCHODU CAŁKOWITEGO NA ZMIENNOŚĆ I TRWAŁOŚĆ DOCHODU CAŁKOWITEGO

Streszczenie: W artykule zanalizowano wpływ pozostałych elementów dochodu całkowitego na zmienność i trwałość dochodu całkowitego. Zbadano, czy pozostałe elementy dochodu całkowitego są stosowane w celu efektywnego wygładzania dochodu całkowitego. Na podstawie próby spółek notowanych na GPW z lat 2010-2014 wykazano, że zmienność dochodu całkowitego podmiotów sprawozdawczych jest istotnie większa od zmienności wyniku finansowego netto. Świadczy to o braku efektywnego wygładzania dochodu całkowitego za pomocą pozostałych elementów dochodu całkowitego. Nie stwierdza się istotnych różnic między trwałością dochodu całkowitego a wyniku finansowego netto, co oznacza że pozostałe elementy dochodu całkowitego nie wpływają na trwałość dochodu.

Słowa kluczowe: dochód ogólny, wynik netto, wygładzanie dochodów, zmienność dochodów, trwałość dochodów.

Wprowadzenie

W literaturze wiele miejsca i uwagi poświęcono kwestii wygładzania wyniku finansowego netto [McNicholsand, Wilson, 1988; Brayshaw, Eldin, 1989; Greenawald, Sinkey, 1988; Tucker, Zarowin, 2006; Gul, Leung, Srinidhi, 2002; Piosik, 2016]. Chyba żaden inny cel kształtowania wyniku finansowego nie został tak dobrze udokumentowany i wykazany w publikacjach. Celem wygładzania wyniku finansowego jest ograniczanie jego wahań, a często towarzyszy temu intencja wykazywania w miarę stabilnych wzrostów wyniku. Znacznie

mniej uwagi poświęcono w literaturze problematyce wpływu pozostałych elementów dochodu całkowitego na jego zmienność, a także kwestii ewentualnego wygładzania dochodu całkowitego. Wynika to częściowo ze stosunkowo krótkiego okresu obligatoryjnego raportowania dochodu całkowitego. Ponadto interesariusze sprawozdań finansowych są, ogólnie mówiąc, bardziej zainteresowani wynikami netto, aniżeli dochodem całkowitym, stąd też motywacją podstawową jest wygładzanie wyniku finansowego netto. Również wybrane badania empiryczne wskazują raczej na inne niż dochód całkowity indykatory dokonań finansowych związane z wartością informacyjną, w szczególności wynik operacyjny i EBITDA [Barton, Hansen, Pownall, 2010]. Powstaje zatem istotne pytanie badawcze dotyczące wpływu pozostałych elementów dochodu całkowitego na zmienność dochodu całkowitego.

Podstawowym celem artykułu jest analiza wpływu pozostałych elementów dochodu całkowitego na zmienność oraz trwałość dochodu całkowitego. Oczekuje się, że pozostałe elementy dochodu całkowitego są skorelowane dodatnio ze zmianami wyniku finansowego netto. To świadczyłoby o naturalnym związku pozostałych elementów dochodu całkowitego z czynnikiem o charakterze ekonomicznym, a tym samym o ograniczonym wpływie celów sprawozdawczych oraz instrumentów kształtowania wyniku. W konsekwencji przyjmuje się hipotezę, że pozostałe elementy dochodu całkowitego zwiększają zmienność dochodu całkowitego. Podstawą odniesienia tej zmienności jest zmienność wyniku finansowego netto.

W artykule przeprowadzono analizę istotności różnic rozkładów zmiennych, opisujących zmienność wyniku finansowego netto oraz dochodu całkowitego. Dla próby spółek ustalono przeciętne odchylenie (tj. średnią modułów odchyłeń) wyniku finansowego netto skalowanego sumą aktywów oraz dochodu całkowitego, również skalowanego sumą aktywów. Ze względu na fakt, że elementy podlegające obserwacjom zostały zebrane w pary, dotyczące indywidualnych podmiotów sprawozdawczych, zastosowano test rangowanych znaków Wilcozona w celu identyfikacji różnic rozkładów odchyłeń średnich zmiennych [Aczel, 2011]. Wykazano w ten sposób, że odchylenie przeciętne dochodu całkowitego jest istotnie większe od odchylenia przeciętnego wyniku finansowego netto. Analizowano również możliwą przyczynę tego zjawiska, badając związek zmian wyniku finansowego netto (skalowanego sumą aktywów) z rozmiarami pozostałych elementów dochodu całkowitego (również skalowanymi). Za pomocą wskaźnika korelacji rang Spearmana wykazano istotną statystycznie korelację dodatnią między zmiennymi. Świadczy to o związku pozostałych elementów dochodu

całkowitego z czynnikami ekonomicznymi oraz o ograniczonym wpływie celów sprawozdawczych i instrumentów kształtowania wyniku na pozostałe elementy dochodu całkowitego.

Często analizowaną charakterystyką wyników i dochodów jest trwałość dochodu, rozumiana jako zależność wyniku lub dochodu od wyniku/dochodu z poprzedniego okresu. Zbadano zatem, czy istnieje istotna różnica między korelacją wyników finansowych netto skalowanych sumą aktywów z wynikami z poprzedniego okresu oraz korelacją między dochodami całkowitymi a dochodami całkowitymi z poprzedniego okresu. Nie stwierdzono istotnej różnicy między wskaźnikami korelacji. Oznacza to, że pozostałe elementy dochodu są skorelowane z wynikiem finansowym netto, a jednocześnie nie redukują istotnie trwałości dochodu całkowitego w relacji do trwałości wyniku finansowego. Uzupełnieniem tej analizy było badanie istotności korelacji między wartością pozostałych elementów dochodu całkowitego skalowanego sumą aktywów oraz analogicznymi wielkościami pozostałych dochodów z poprzedniego okresu. Nie stwierdzono, aby korelacja była istotnie różna od zera. Przeprowadzone badania na podstawie spółek notowanych na GPW nie potwierdzają wyników uzyskanych przez D.A. Jonesa i K.J. Smith [2011] odnośnie negatywnej trwałości pozostałych elementów dochodu całkowitego, a raczej świadczą o braku trwałości tych elementów.

1. Dochód całkowity i jego właściwości. Pozostałe elementy dochodu całkowitego

Jak twierdzi E. Walińska [2014, s. 142], dochód całkowity (nazywany przez autorkę wynikiem całościowym) jest elementem sprawozdania z dochodów całkowitych. Różnica pomiędzy sprawozdaniem z dochodów całkowitych a tradycyjnym rachunkiem zysków i strat polega na tym, że to drugie sprawozdanie ujmuje zarówno przychody, koszty/zyski, straty wpływające na wynik finansowy netto, jak i zyski oraz straty kapitałowe, czyli takie, które są uznawane bezpośrednio w kapitale własnym i nie mają wpływu na poziom wyniku finansowego netto za dany okres sprawozdawczy (pozostałe elementy dochodu całkowitego). Badaczka zauważa, że uznanie pozostałych elementów dochodu całkowitego oznacza dwa przypadki: brak alokacji w wyniku finansowym netto lat przyszłych oraz alokację do wyniku netto w przyszłych okresach.

Raportowanie dochodu całkowitego w sprawozdaniach finansowych wiąże się z ewolucją odnośnie pomiaru dokonań finansowych podmiotów sprawozdawczych, w szczególności z koncepcją *clean surplus accounting* (CSA) [Szychta, de la Rosa, 2012, s. 121]. Zgodnie z koncepcją CSA wszelkie zmiany kapitału własnego podmiotu sprawozdawczego, które nie są uznane w wyniku finansowym netto, powinny być raportowane jako pozostałe elementy dochodu całkowitego w sprawozdaniu finansowym. Różni się to od koncepcji *dirty surplus accounting* (DSA), zgodnie z którą eliminuje się przejściowe i nieoperacyjne zmiany wartości z bieżącego wyniku finansowego.

Na podstawie przeglądu wielu badań empirycznych A. Hodgson i M. Russel [2014] stwierdzają, że w przeważającej części tych badań wynik finansowy netto jest lepszym instrumentem wyceny przedsiębiorstw oraz predykcji przyszłych wyników aniżeli dochód całkowity, aczkolwiek w wybranych badaniach potwierdza się istotność wybranych pozycji pozostałych elementów dochodu całkowitego, w szczególności instrumentów finansowych dostępnych do sprzedaży. Wyniki syntetyczne płynące z wielu badań wskazują na prawidłowość raportowania dekompozycji dochodu na wynik finansowy netto i pozostałe elementy dochodu całkowitego z punktu widzenia potrzeb użytkowników.

Wprowadzono obowiązkowość raportowania dochodu całkowitego dla skonsolidowanych sprawozdań finansowych podmiotów notowanych w krajach UE. Zgodnie z poprzednimi rozwiązaniami pozostałe elementy dochodu całkowitego były możliwe do identyfikacji w sprawozdaniu ze zmian w kapitałach własnych. Jak wykazali w badaniach M. Fasan, G. Fiori, R. Tiscini [2014], oddzielne raportowanie pozostałych elementów dochodu całkowitego w krajach UE w sprawozdaniu z dochodów całkowitych zwiększyło wartość informacyjną tych składników dochodu, można zatem stwierdzić rosnącą reakcję rynku kapitałowego w związku z raportowaniem tych elementów dochodu.

Właściwości dochodu całkowitego były przedmiotem badań w literaturze przedmiotu. S.F. Cahan, P.L. Gronewoller, D.R. Upton [2000] na podstawie próby 48 przedsiębiorstw z Nowej Zelandii z okresu 1993-1997 dowodzą, że dochód całkowity jest silniej związany z cenami akcji spółek niż wynik finansowy netto. Stwierdzono jednak, że inwestorzy nie reagują na wybrane indywidualne pozycje pozostałych elementów dochodu całkowitego (np. aktualizację wyceny aktywów oraz korekty z tytułu przeliczania transakcji w walutach obcych), tylko na łączną kwotę dochodu całkowitego.

H.M. Kabir, F. Laswad [2011] analizowali właściwości dochodu całkowitego i zysku netto na podstawie podmiotów notowanych w Nowej Zelandii, badając w szczególności trwałość, zmienność, zdolność predykcyjną oraz wartość

informacyjną odnoszoną do związku z cenami akcji. Na podstawie próby ponad 80 spółek stwierdzono, że wynik finansowy netto cechuje się potencjalnie większym stopniem trwałości niż dochód całkowity i potencjalnie lepiej opisuje związek wyników ze zmianami cen akcji. Nie znaleziono dowodów na różnice w zmienności wyniku finansowego netto oraz dochodu całkowitego. Stwierdzono, że pozostałe elementy dochodu całkowitego wykazują się inkrementalną zdolnością przewidywania przyszłych przepływów pieniężnych z działalności operacyjnej, ale nie mają takiej zdolności w odniesieniu do przyszłego wyniku netto. Pozostałe elementy dochodu całkowitego nie są związane ze stopami zwrotu z akcji.

D.A. Jones, K.J. Smith [2011] zanalizowali i porównali istotność z punktu widzenia rynku kapitałowego, trwałość i wartość predykcyjną pozostałych elementów dochodu całkowitego oraz elementów specjalnych dochodu całkowitego. Autorzy doszli do wniosku, że rynek kapitałowy reaguje na pozostałe elementy dochodu i pozycje specjalne, jednak wartość informacyjna pozostałych elementów dochodu jest mniejsza. Autorzy wykazali brak trwałości pozycji specjalnych, ale wskazali na istotną negatywną trwałość pozostałych elementów dochodu całkowitego.

Y. Köse, S. Gürkan [2014], stosując model Ohlsona, zbadali wartość informacyjną dochodu całkowitego i stwierdzili, że pozostałe elementy dochodu całkowitego również są użyteczne z punktu widzenia wartości informacyjnej.

2. Metody badawcze i próba badawcza

W skład próby badawczej zostało wybranych losowo 30 podmiotów sprawozdawczych, spółek notowanych na GPW i opracowujących sprawozdania finansowe według MSSF w latach 2010-2014. Do próby nie wzięto instytucji finansowych i podmiotów zajmujących się usługami o charakterze finansowym. Wykaz podmiotów w próbie znajduje się w tab. 1. Zanalizowano roczne sprawozdania finansowe z okresu 2010-2014, czyli z pięciu następujących po sobie lat. W tabeli 1 zestawiono również podstawowe zmienne przyjęte w badaniu, to znaczy relację wyniku finansowego netto do sumy aktywów (NI/A) oraz relację dochodu całkowitego do sumy aktywów (CI/A). Zmienne opisujące dochody skalowano z powodu bardzo zróżnicowanych rozmiarów podmiotów w próbie, mierzonych sumą aktywów. W tabeli 2 przedstawiono statystyki opisowe przyjętych zmiennych: OCI/A – pozostałe elementy dochodu całkowitego, skalowane sumą aktywów,

$\Delta NI/A$ – zmiana wyniku finansowego danego okresu w porównaniu z wynikiem finansowym netto poprzedniego okresu (rocznego), a ponadto zmiennych NI/A i CI/A gdzie:

A – suma aktywów w tys. PLN,

NI – wynik finansowy netto w tys. PLN,

CI – dochód całkowity w tys. PLN.

W tabeli 2 podano również wyniki testu Shapiro-Wilka odnośnie normalności rozkładów zmiennych. Charakterystyczne jest duże zróżnicowanie sumy aktywów spółek oraz brak normalności rozkładów wszystkich analizowanych zmiennych, co skutkuje stosowaniem w badaniu metod nieparametrycznych.

Na podstawie powyższych danych obliczono dla każdego podmiotu sprawozdawczego dla okresu 5-letniego dwie zmienne: odchylenie przeciętne (tj. średnią modułów odchyłeń) wyniku finansowego netto skalowanego sumą aktywów ($dev(NI/A)$) oraz odchylenie przeciętne (tj. średnią modułów odchyłeń) dochodu całkowitego, skalowanego sumą aktywów ($dev(CI/A)$). Wyniki zamieszczono w tab. 1.

Następnie zostało przeprowadzone testowanie istotności różnic między medianami rozkładów zmiennych $dev(NI/A)$ i $dev(CI/A)$ przy zastosowaniu testu nieparametrycznego rangowanych znaków Wilcoxona [Aczel, 2011]. Wybór testu wynika z korzystania obserwacji zestawionych w pary przy jednoczesnym odrzuceniu hipotezy odnośnie normalności rozkładów zmiennych, dokonanego za pomocą testu Shapiro-Wilka. Sprawdzamy zatem hipotezę zerową H_0 stwierdzającą, że różnice median populacji $dev(NI/A)$ i $dev(CI/A)$ są równe 0, względem hipotezy alternatywnej H_1 , zgodnie z którą różnice między odchyleniami przeciętnymi zmiennych $dev(NI/A)$ i $dev(CI/A)$ są różne od 0.

Tabela 1. Wybrane charakterystyki ilościowe spółek

| Nazwa podmiotu | NI/A = wynik finansowy netto/aktywa | | | | | CI/A = dochód całkowity/aktywa | | | | | dev(NI/A) | dev(CI/A) | |
|---------------------|-------------------------------------|---------|---------|---------|---------|--------------------------------|---------|---------|---------|---------|-----------|-----------|--------|
| | '14 | '13 | '12 | '11 | '10 | '14 | '13 | '12 | '11 | '10 | | | |
| Boryszew | 0,0464 | 0,0188 | 0,0222 | 0,0777 | 0,0540 | 0,0457 | 0,0238 | 0,0175 | 0,0775 | 0,0507 | 0,0187 | 0,0179 | |
| Asseco Poland | 0,0495 | 0,0451 | 0,0577 | 0,0640 | 0,0631 | 0,0585 | 0,0457 | 0,0241 | 0,1013 | 0,0602 | 0,0069 | 0,0184 | |
| Ciech | 0,0519 | 0,0123 | -0,1174 | 0,0004 | 0,0052 | 0,0547 | 0,0050 | -0,1166 | 0,0024 | 0,0018 | 0,0432 | 0,0424 | |
| Wojas | 0,0574 | 0,0742 | 0,0202 | 0,0336 | 0,0387 | 0,0572 | 0,1102 | 0,0159 | 0,0015 | 0,0389 | 0,0168 | 0,0312 | |
| Zamet | 0,0982 | 0,1367 | 0,1679 | 0,1198 | 0,0091 | 0,0947 | 0,1378 | 0,1691 | 0,1198 | 0,0091 | 0,0421 | 0,0433 | |
| Ulma Const | -0,0168 | 0,0002 | 0,0449 | 0,0972 | 0,0200 | -0,0330 | -0,0013 | 0,0429 | 0,1001 | 0,0222 | 0,0336 | 0,0363 | |
| TelForceOne | 0,0343 | 0,0276 | 0,0089 | 0,0037 | 0,0276 | 0,0350 | 0,0243 | 0,0055 | 0,0063 | 0,0289 | 0,0113 | 0,0113 | |
| Chemoservis Dwory | 0,0333 | 0,0188 | -0,0022 | 0,0287 | 0,0069 | 0,0350 | 0,0048 | -0,0137 | 0,0466 | 0,0022 | 0,0118 | 0,0207 | |
| Decora | -0,0333 | 0,0355 | 0,0445 | 0,0112 | 0,0161 | -0,0574 | 0,0284 | 0,0480 | 0,0170 | 0,0382 | 0,0207 | 0,0289 | |
| Energoinstal | 0,0565 | 0,0478 | 0,0577 | 0,0406 | -0,0400 | 0,0561 | 0,0479 | 0,0579 | 0,0401 | -0,0404 | 0,0290 | 0,0291 | |
| Famur | 0,0749 | 0,1376 | 0,1837 | 0,1060 | 0,0626 | 0,0753 | 0,1404 | 0,1837 | 0,1073 | 0,0626 | 0,0381 | 0,0385 | |
| Grajewo Pfljeiderer | 0,0848 | 0,1498 | 0,0201 | 0,0112 | -0,0164 | 0,0855 | 0,1658 | 0,0103 | 0,0272 | -0,0114 | 0,0539 | 0,0562 | |
| Hawe | 0,0409 | 0,0833 | 0,0310 | 0,1012 | 0,0969 | 0,0409 | 0,0833 | 0,0310 | 0,1012 | 0,0969 | 0,0278 | 0,0278 | |
| Impel | 0,0379 | 0,0220 | 0,0385 | 0,0908 | 0,0915 | 0,0368 | 0,0215 | 0,0376 | 0,0918 | 0,0920 | 0,0280 | 0,0288 | |
| JW. Constr | 0,0058 | 0,0081 | 0,0061 | 0,0226 | 0,0666 | 0,0035 | 0,0072 | 0,0063 | 0,0224 | 0,0661 | 0,0182 | 0,0185 | |
| Kęty S.A. | 0,0940 | 0,0894 | 0,0713 | 0,0740 | 0,0636 | 0,0903 | 0,0869 | 0,0719 | 0,0763 | 0,0636 | 0,0106 | 0,0086 | |
| Kofola | 0,0400 | -0,1383 | 0,0230 | 0,0182 | -0,0223 | 0,0453 | -0,1412 | 0,0089 | 0,0327 | -0,0204 | 0,0515 | 0,0527 | |
| Lentex | 0,1215 | 0,0775 | 0,0565 | 0,0822 | 0,0152 | 0,1168 | 0,0844 | 0,0574 | 0,0856 | -0,0006 | 0,0278 | 0,0323 | |
| Mostostal W-Wa | 0,0437 | -0,2153 | -0,0758 | -0,0921 | 0,0392 | 0,0437 | -0,2153 | -0,0758 | -0,0923 | 0,0402 | 0,0812 | 0,0815 | |
| Mercor | 0,0372 | -0,1034 | 0,0387 | 0,0342 | 0,0498 | 0,0231 | -0,1040 | 0,0428 | 0,0353 | 0,0480 | 0,0459 | 0,0452 | |
| Novita | 0,1029 | 0,0677 | 0,0623 | 0,0490 | 0,0596 | 0,1023 | 0,0676 | 0,0623 | 0,0490 | 0,0596 | 0,0138 | 0,0137 | |
| Orzeł Biały | 0,0004 | -0,0574 | 0,0306 | 0,1091 | 0,1342 | 0,0125 | -0,0450 | 0,0140 | 0,1815 | 0,1204 | 0,0626 | 0,0754 | |
| PGE | 0,0552 | 0,0648 | 0,0555 | 0,0839 | 0,0705 | 0,0494 | 0,0690 | 0,0527 | 0,0848 | 0,0705 | 0,0090 | 0,0114 | |
| Prochem | 0,0162 | -0,0053 | -0,0169 | 0,0257 | 0,0264 | 0,0192 | -0,0060 | -0,0137 | 0,0257 | 0,0413 | 0,0163 | 0,0185 | |
| Próchnik | 0,0561 | -0,0918 | 0,0095 | 0,0008 | 0,0039 | 0,0550 | -0,0918 | 0,0095 | 0,0008 | 0,0039 | 0,0350 | 0,0349 | |
| Orlen | -0,1247 | 0,0018 | 0,0412 | 0,0343 | 0,0480 | -0,1391 | -0,0021 | 0,0322 | 0,0458 | 0,0520 | 0,0499 | 0,0547 | |
| Robyg | 0,0329 | 0,0266 | 0,0206 | 0,0231 | 0,0341 | 0,0316 | 0,0266 | 0,0206 | 0,0231 | 0,0341 | 0,0048 | 0,0045 | |
| Stalprofil | -0,0091 | 0,0327 | 0,0412 | 0,0811 | 0,0612 | -0,0084 | 0,0326 | 0,0412 | 0,0811 | 0,0612 | 0,0238 | 0,0237 | |
| SMT | 0,1745 | 0,1229 | 0,1145 | 0,1513 | 0,1358 | 0,1741 | 0,1228 | 0,1145 | 0,1513 | 0,1358 | 0,0185 | 0,0184 | |
| Budimex | 0,0503 | 0,0817 | 0,0539 | 0,0169 | 0,0657 | 0,0500 | 0,0823 | 0,0539 | 0,0171 | 0,0658 | 0,0161 | 0,0162 | |
| | | | | | | | | | | | Srednia = | 0,0289 | 0,0314 |
| | | | | | | | | | | | Mediana = | 0,0258 | 0,0288 |

Kolejnym etapem analizy jest sprawdzenie, czy pozostałe elementy dochodu całkowitego skalowane sumą aktywów (OCI/A) są skorelowane dodatnio ze zmianami wyniku finansowego netto skalowanymi sumą aktywów (ANI/A). Analiza ta zostanie przeprowadzona za pomocą współczynnika korelacji rang Spearmana, ze względu na odrzucenie hipotezy odnośnie normalności rozkładów analizowanych zmiennych [Aczel, 2011]. Sprawdzamy zatem hipotezę zerową H_0 stwierdzającą, że współczynnik korelacji rang p_s jest równy 0, względem hipotezy alternatywnej H_1 , zgodnie z którą p_s jest różny od 0.

Tabela 2. Wybrane statystyki opisowe zmiennych

| | N ważnych | Średnia | Mediana | Dolny kwartyl | Górny kwartyl | Odch.std | Test SW-W wart. <i>p</i> |
|--------|--------------|---------|---------|------------------|------------------|----------|-----------------------------|
| Aktywa | 150 | 4865604 | 580263 | 208334 | 1556107 | 13819816 | 0,0000 |
| NI | 150 | 181372 | 22782 | 4343 | 61014 | 909688 | 0,0000 |
| CI | 150 | 177620 | 19095 | 4672 | 60566 | 946569 | 0,0000 |
| NI/A | 150 | 0,0399 | 0,0396 | 0,0161 | 0,0677 | 0,0577 | 0,0000 |
| CI/A | 150 | 0,0402 | 0,0411 | 0,0103 | 0,0705 | 0,0599 | 0,0000 |
| OCI/A | 150 | 0,0003 | 0,0000 | -0,0011 | 0,0011 | 0,0103 | 0,0000 |
| ΔNI | 120 | 0,0002 | 0,0014 | -0,0297 | 0,0210 | 0,0604 | 0,0000 |

Ważną charakterystyką ilościową wyniku finansowego jest również trwałość wyniku (ang. *persistence*). Przyjmujemy zwykle, że jest to związek wyniku finansowego danego okresu z wynikiem finansowym poprzedniego okresu. Rzecz jasna, dyskusyjny jest związek trwałości wyniku finansowego z jego jakością. Z jednej strony większa trwałość wyniku oznacza lepsze możliwości jego prognozowania. Z drugiej strony trwałość wyniku może też być skutkiem wygładzania wyniku finansowego jako strategii kształtowania jego rozmiarów i zmian. Ważnym zagadnieniem badawczym jest analiza porównawcza trwałości wyniku finansowego netto w porównaniu z dochodem całkowitym. W tym celu zostanie przeprowadzona analiza korelacji wyniku finansowego netto z wynikiem finansowym poprzedniego okresu oraz korelacji dochodu całkowitego z dochodem całkowitym z poprzedniego okresu. Wyniki i dochody będą skalowane za pomocą sumy aktywów. Analiza ta zostanie przeprowadzona przy zastosowaniu dwóch podejść. W pierwszym zostaną ustalone na poziomie indywidualnych spółek współczynniki korelacji rang Spearmana w celu pomiaru związku między wynikiem finansowym netto a wynikiem finansowym poprzedniego okresu (*corrNI*) oraz dochodem całkowitym okresu z dochodem całkowitym z poprzedniego okresu (*corrCI*). W ten sposób otrzymuje się zestawione w pary indywidualne dla spółek współczynniki korelacji, dalej traktowane jako wartości, w wyniku czego można sprawdzić istotność różnic median rozkładów za pomocą testu rangowanych znaków Wilcoxa [Aczel, 2011].

Ze względu na relatywnie niewielką ilość obserwacji indywidualnych, zostanie również przeprowadzona przekrojowa dla całej próby analiza istotności różnic korelacji między wynikiem finansowym netto a wynikiem finansowym poprzedniego okresu dla wszystkich obserwacji oraz korelacji dochodu całkowitego okresu z dochodem całkowitym z poprzedniego okresu w przekroju wszystkich obserwacji. Wyniki i dochody skaluje się sumą aktywów.

W badaniach analizuje się również trwałość pozostałych elementów dochodu całkowitego. Zostanie zatem przeprowadzona analiza istotności korelacji wartości pozostałych elementów dochodu całkowitego, skalowanych sumą aktywów, z analogicznymi wartościami pozostałych elementów dochodu całkowitego z poprzedniego okresu rocznego. Zgodnie z wynikami badań D.A. Jonesa i K.J. Smitha [2011], stwierdza się istotnie negatywną trwałość pozostałych elementów dochodu całkowitego, ze względu na skutki odwracania tych elementów dochodu, i taką tezę przyjmuje się w niniejszym badaniu. W całym badaniu przyjęto poziom istotności 0,05.

3. Wyniki badań

Z danych w tab. 1 wynika, że mediana średnich odchyłeń (średniej modułów odchyłeń) dochodu całkowitego skalowanego za pomocą sumy aktywów $dev(CI/A)$ w próbie jest większa od średniego odchylenia (tj. średniej modułów odchyłeń) wyniku finansowego netto skalowanego za pomocą sumy aktywów $dev(NI/A)$. Należy sprawdzić, czy różnice te są istotne statystycznie. Wyniki testu rangowanych znaków Wilcoxon przedstawiono w tab. 3. Z danych zawartych w tabeli wynika, że różnice median są istotne statystycznie, przy przyjętym poziomie istotności 0,05. Oznacza to, że zmienność dochodu całkowitego jest większa od zmienności wyniku finansowego netto, a w konsekwencji można stwierdzić, iż pozostałe elementy dochodu całkowitego zwiększają zmienność dochodu całkowitego. Oznacza to, że nie obserwujemy w praktyce podmiotów sprawozdawczych korzystania z pozostałych elementów dochodu całkowitego jako instrumentu wygładzania dochodu całkowitego. Obserwowany w praktyce wysiłek podmiotów sprawozdawczych związany z wygładzaniem koncentruje się zatem na wyniku finansowym netto [Piosik, 2016].

Tabela 3. Test kolejności par Wilcoxon

| | <i>N</i> | <i>T</i> | <i>Z</i> | <i>p</i> |
|-----------------------|----------|----------|----------|----------|
| dev(NI/A) & dev(CI/A) | 29 | 83,0 | 2,9083 | 0,0036 |

Nota: Zaznaczone wyniki są istotne z $p < ,05000$.

Zgodnie z przedstawioną hipotezą, bada się korelację między wartościami pozostałych elementów dochodu całkowitego skalowanymi sumą aktywów (OCI/A) a zmianami wyniku finansowego spółek, również skalowanymi sumą aktywów ($\Delta NI/A$). W skład zmiennych wchodziły odpowiednie obserwacje roczne z wybranej próby spółek, w wyniku czego otrzymano 120 obserwacji. W tab. 4

przedstawiono wyniki testowania istotności korelacji. Zgodnie z wynikami przedstawionymi w tabeli korelacja między zmiennymi jest słaba, ale dodatnia i istotna statystycznie, przy przyjętym poziomie istotności 0,05. Oznacza to, że rozmiary pozostałych elementów dochodu całkowitego są dodatnio skorelowane ze zmianami wyniku finansowego netto, co siłą rzeczy daje podstawę do odrzucenia hipotezy o ewentualnym efektywnym wygładzaniu dochodu całkowitego w stosunku do wyniku finansowego netto. Test ten potwierdza, że pozostałe elementy dochodu całkowitego są skorelowane głównie z czynnikami ekonomicznymi, a nie intencją wygładzania dochodu.

Tabela 4. Korelacja porządku rang Spearmana

| | | | | | |
|-----------|---------------|--|--|--|--|
| | $\Delta NI/A$ | | | | |
| OCI/A | 0,1797 | | | | |
| N obserw. | 120 | | | | |

Nota: Oznaczone wsp. korelacji są istotne z $p < ,05000$.

Kolejnym etapem analizy jest porównanie trwałości wyniku finansowego netto oraz dochodu całkowitego. W tabeli 5 przedstawiono indywidualne dla spółek współczynniki korelacji rang Spearmana między wynikiem finansowym netto a wynikiem finansowym poprzedniego okresu (*corrNI*) oraz dochodem całkowitym okresu z dochodem całkowitym z poprzedniego okresu (*corrCI*). Otrzymano zestawione w pary indywidualne dla spółek współczynniki korelacji, dalej traktowane jako wartości, i przetestowano istotność różnic median rozkładów za pomocą testu rangowanych znaków Wilcoxa. Zgodnie z wynikami testowania przedstawionymi w tab. 5, stwierdzono brak istotnych różnic między rozkładami zmiennych przy przyjętym poziomie istotności 0,05. Oznacza to, że biorąc pod uwagę dane z indywidualnych spółek, współczynniki korelacji rang Spearmana między wynikiem finansowym netto i wynikiem finansowym poprzedniego okresu (*corrNI*) oraz dochodem całkowitym okresu z dochodem całkowitym z poprzedniego okresu (*corrCI*) nie różnią się istotnie. Można zatem stwierdzić, że pozostałe elementy dochodu całkowitego nie zmieniają trwałości dochodu całkowitego w porównaniu z trwałością wyniku finansowego netto.

Jednak ze względu na małą liczebność obserwacji na poziomie indywidualnych spółek, kolejnym etapem analizy jest przekrojowa ocena istotności różnic korelacji między wynikiem finansowym netto a wynikiem finansowym poprzedniego okresu dla wszystkich obserwacji oraz korelacji dochodu całkowitego okresu z dochodem całkowitym z poprzedniego okresu w przekroju wszystkich obserwacji. W tabeli 6 przedstawiono wyniki analizy korelacji. Z danych

w tabeli wynika, że współczynniki korelacji są istotne i dodatnie dla dwóch grup zmiennych, ale nie stwierdza się istotności różnic między wskaźnikami korelacji między wynikiem finansowym netto a wynikiem finansowym poprzedniego okresu dla wszystkich obserwacji oraz korelacji dochodu całkowitego okresu z dochodem całkowitym z poprzedniego okresu. Uzyskane wyniki są interesujące z punktu widzenia ich interpretacji ekonomicznej. Świadczą bowiem o tym, że pozostałe elementy dochodu całkowitego z jednej strony są skorelowane dodatnio z wartością wyniku finansowego (tym samym z czynnikiem o charakterze ekonomicznym), a z drugiej nie obniżają istotnie trwałości dochodu całkowitego w relacji do trwałości wyniku finansowego.

Tabela 5. Indywidualne wskaźniki korelacji Spearmana

| | <i>corr NI</i> | <i>corr CI</i> | | |
|-------------------------------|----------------|----------------|--------|--------|
| 1 | 0,000000 | -0,200000 | | |
| 2 | 0,600000 | -0,200000 | | |
| 3 | 0,400000 | 0,200000 | | |
| 4 | -0,200000 | 0,000000 | | |
| 5 | 0,000000 | 0,000000 | | |
| 6 | 0,400000 | 0,400000 | | |
| 7 | -0,200000 | 0,000000 | | |
| 8 | -0,200000 | -0,400000 | | |
| 9 | -0,400000 | -0,200000 | | |
| 10 | 0,200000 | 0,200000 | | |
| 11 | 0,000000 | 0,000000 | | |
| 12 | 0,800000 | 0,000000 | | |
| 13 | -0,400000 | -0,400000 | | |
| 14 | 0,800000 | 0,800000 | | |
| 15 | 0,400000 | 0,400000 | | |
| 16 | 0,400000 | 0,400000 | | |
| 17 | -0,800000 | -0,800000 | | |
| 18 | -0,400000 | -0,400000 | | |
| 19 | -0,800000 | -0,800000 | | |
| 20 | -0,600000 | 0,000000 | | |
| 21 | 0,800000 | 0,800000 | | |
| 22 | 0,800000 | 0,600000 | | |
| 23 | 0,000000 | 0,000000 | | |
| 24 | 0,400000 | 0,400000 | | |
| 25 | -1,000000 | -1,000000 | | |
| 26 | 0,400000 | 1,000000 | | |
| 27 | 0,000000 | 0,000000 | | |
| 28 | 0,800000 | 0,800000 | | |
| 29 | -0,400000 | -0,400000 | | |
| 30 | -0,600000 | -0,600000 | | |
| Mediana | 0,000000 | 0,000000 | | |
| Test kolejności par Wilcoxona | | | | |
| <i>corr NI</i> | N | T | Z | p |
| & <i>corr CI</i> | 11 | 27,5 | 0,4890 | 0,6248 |

Testowano statystyczną istotność korelacji rang między rozmiarami pozostałych elementów dochodu całkowitego, skalowanymi za pomocą sumy aktywów, a analogicznymi wielkościami pozostałych elementów dochodu z poprzedniego okresu. Wyniki testowania przedstawiono w tab. 7. Z danych zawartych w tabeli wynika, że korelacja między zmiennymi nie jest istotnie różna od zera, przy przyjętym poziomie istotności 0,05. Prawidłowość ta jest zachowana również po wyeliminowaniu tych par obserwacji, w których pozostałe elementy dochodu całkowitego przyjmują wartości zerowe. Przeprowadzone badania na podstawie spółek notowanych na GPW nie potwierdzają wyników uzyskanych przez D.A. Jones i K.J. Smith [2011] odnośnie negatywnej trwałości pozostałych elementów dochodu całkowitego, a raczej świadczą o braku trwałości tych elementów.

Tabela 6. Korelacja porządku rang Spearmana

| | NI/A | NI/A _{t-1} | |
|------------------------------------------|------|---------------------|--|
| NI/A | 1,00 | 0,6156 | |
| Ważnych N | 120 | | |
| | CI/A | CI/A _{t-1} | |
| CI/A | 1,00 | 0,5577 | |
| Ważnych N | 120 | | |
| Istotność różnic między współczynnikami: | | | |
| $p = 0,2408$ | | | |

Tabela 7. Korelacje rang OCI

| | OCI/A | OCI/A _{t-1} |
|----------------------------|----------|----------------------|
| OCI/A | 1,000000 | -0,128698 |
| Ważnych N | 120 | |
| Po eliminacji zerowych OCI | | |
| | OCI/A | OCI/A _{t-1} |
| OCI/A | 1,000000 | -0,144516 |
| Ważnych N | 103 | |

Podsumowanie

Podstawowym celem artykułu była analiza wpływu pozostałych elementów dochodu całkowitego na zmienność oraz trwałość dochodu całkowitego. Zgodnie z oczekiwaniami, pozostałe elementy dochodu całkowitego są skorelowane dodatnio ze zmianami wyniku finansowego netto. Potwierdza się naturalny związek pozostałych elementów dochodu całkowitego z czynnikiem o charakterze ekonomicznym i stwierdza się, że pozostałe elementy dochodu całkowitego zwiększają zmienność dochodu całkowitego. W artykule przeprowadzono analizę istotności różnic rozkładów zmiennych opisujących zmienność wyniku finan-

sowego netto oraz dochodu całkowitego. Dla próby spółek ustalono przeciętne odchylenie (tj. średnią modułów odchyień) wyniku finansowego netto skalowanego sumą aktywów oraz dochodu całkowitego, również skalowanego sumą aktywów. Wykazano, że odchylenie przeciętne dochodu całkowitego jest istotnie większe od odchylenia przeciętnego wyniku finansowego netto. Analizowano również możliwą przyczynę tego zjawiska, badając związek zmian wyniku finansowego netto (skalowanego sumą aktywów) z rozmiarami pozostałych elementów dochodu całkowitego (również skalowanymi). Za pomocą wskaźnika korelacji rang Spearmana wykazano istotną statystycznie korelację dodatnią między zmiennymi. Świadczy to o związku pozostałych elementów dochodu całkowitego z czynnikami ekonomicznymi oraz ograniczonym wpływie celów związanych z polityką bilansową oraz kształtowaniem dochodu, a w szczególności z jego wygładzaniem.

Często analizowaną charakterystyką wyników i dochodów jest trwałość dochodu, rozumiana jako zależność wyniku lub dochodu od wyniku/dochodu z poprzedniego okresu. Badano zatem, czy istnieje istotna różnica między korelacją wyników finansowych netto skalowanych sumą aktywów wynikami z poprzedniego okresu a korelacją między dochodami całkowitymi oraz dochodami całkowitymi z poprzedniego okresu. Nie stwierdzono istotnej różnicy między wskaźnikami korelacji. Oznacza to, że pozostałe elementy dochodu całkowitego, jakkolwiek skorelowane z wartością wyniku finansowego, nie wpływają istotnie na trwałość dochodu całkowitego w relacji z trwałością raportowanego wyniku finansowego. Uzupełnieniem tej analizy było badanie istotności korelacji między wartością pozostałych elementów dochodu całkowitego skalowanych sumą aktywów oraz analogicznymi wielkościami pozostałych dochodów z poprzedniego okresu. Nie stwierdzono, aby korelacja była istotnie różna od zera. Przeprowadzone badania na podstawie spółek notowanych na GPW nie potwierdzają wyników uzyskanych przez D.A. Jones i K.J. Smith [2011] odnośnie negatywnej trwałości pozostałych elementów dochodu całkowitego, a raczej świadczą o braku trwałości tych elementów.

Literatura

- Aczel A.D. (2011), *Statystyka w zarządzaniu. Pełny wykład*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Barton J., Hansen T.B., Pownall G. (2010), *Which Performance Measures Do Investors Around the World Value the Most – and Why?* "The Accounting Review", Vol. 85, No. 3, s. 753-789.

- Brayshaw R.E., Eldin A.E.K. (1989), *The Smoothing Hypotheses and the Role of Exchange Differences*, "Journal of Business Finance and Accounting", Vol. 16, issue 5, s. 621-633.
- Cahan S.F., Gronewoller P.L., Upton D.R. (2000), *Value Relevance of Mandated Comprehensive Disclosures*, "Journal of Business Finance and Accounting", Vol. 27, Issue 9/10, s. 1273-1301.
- Fasan M., Fiori G., Tiscini R. (2014), *OCI Value Relevance in Continental Europe: An Examination of the Adoption of IAS 1 Revised*, "Academy of Accounting and Financial Studies Journal", Vol. 18, No. 4, s. 17-36.
- Greenawald M.B., Sinkey J.F. (1988), *Bank Loan-Loss Provisions and the Income Smoothing Hypothesis: An Empirical Analysis 1976-1984*, "Journal of Financial Services Research", No. 1, 4 Dec., s. 301-318.
- Gul F.A., Leung S., Srinidhi B. (2002), *The Effect of Investment Opportunity Set and Debt Level on Earnings>Returns Relationships and the Pricing of Discretionary Accruals*, http://papers.SSRN.com/paper.taf?abstract_id=236080 (dostęp: 20.03.2015).
- Hodgson A., Russel M. (2014), *Comprehending Comprehensive Income*, "Australian Accounting Review", No. 69, Vol. 24, s. 100-110.
- Jones D.A., Smith K.J. (2011), *Comparing the Value Relevance, Predictive Value, and Persistence of Other Comprehensive Income and Special Items*, "The Accounting Review", Vol. 86, No. 6, s. 2047-2073.
- Kabir H.M., Laswad F. (2011), *Properties of Net Income and Total Comprehensive Income: New Zealand Evidence*, "Accounting Research Journal", Vol. 24, Issue 3, s. 268-289.
- Köse Y., Gürkan S. (2014), *Diğer kapsamlı gelir ile işletmenin piyasa değeri arasındaki ilişki: Borsa İşlem Gören Şirketlerde Bir Araştırma*, "World of Accounting Science", Mar, Vol. 16, Issue 1, s. 21-44.
- McNicholas M., Wilson G.P. (1988), *Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debt*, "Journal of Accounting Research", No. 26, Supplement, s. 1-31.
- Piosik A. (2016), *Kształtowanie wyniku finansowego przez podmioty sprawozdawcze w Polsce. Diagnoza dobrej i złej praktyki w rachunkowości*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice.
- Szychta A., de la Rosa D. (2012), *Comprehensive Income Presentation under IAS 1: The Reporting Practices of the Largest Companies Listed on Warsaw Stock Exchange*, "Zeszyty Teoretyczne Rachunkowości", nr 68(124), s. 121-145.
- Tucker J.W., Zarowin P.A. (2006), *Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness?* "Accounting Review", Jan, Vol. 81, Issue 1, s. 251-270.
- Walińska E. (2014), *Reklasyfikacja innych wyników całościowych jako szczególny przypadek alokacji przychodów i kosztów*, "Zeszyty Teoretyczne Rachunkowości", nr 77(133), s. 141-157.

**THE INFLUENCE OF OTHER COMPREHENSIVE INCOME
ON VARIABILITY AND PERSISTENCE
OF TOTAL COMPREHENSIVE INCOME**

Summary: In the paper we analysed the influence of other comprehensive income on variability and persistence of total comprehensive income. According to the thesis, other comprehensive income ought to be naturally correlated with changes of net income, as a proxy of economic factors. We provided the evidence, that variability of total comprehensive income of companies listed on Warsaw Stock Exchange is higher than variability of net earnings. We proved that other comprehensive income is positively correlated with changes of net earnings. We rejected the hypothesis of the significant difference between the persistence of total comprehensive income and net earnings.

Keywords: comprehensive income, net earnings, income smoothing, variability of income, income persistence.