

**Krzysztof Kompa\***  
**Dorota Witkowska\*\***

## **Czy obecność kobiet w kierownictwie wpływa na rentowność kapitału własnego spółek notowanych na GPW?**

### **Wstęp**

W Polsce niemal jedna trzecia pracujących na własny rachunek to kobiety, są one również założycielkami lub zarządzającymi co trzeciej firmy w Polsce [Lewiatan, 2012, s. 18]. Trudno jest jednak znaleźć kobiety wśród menedżerów dużych firm, w tym spółek notowanych na GPW, a oczekuje się przyjęcia przez Komisję Europejską dyrektywy o 40% parytecie w radach nadzorczych spółek publicznych. W 2012 r. zaledwie 142 kobiety pełniły funkcje w zarządach i 299 w radach nadzorczych 396 polskich spółek giełdowych, a tylko 24 pełniły funkcje prezesa zarządu [tamże, s. 18]. W kolejnych latach sytuacja nie uległa zasadniczym zmianom, na co wskazują analizy przeprowadzane na koniec czerwca każdego roku.

W ciągu siedmiu lat 2010–2016 udział kobiet w zarządach (rys. 1) zwiększył się jedynie o niecałe 3% (a w porównaniu z 2012 rokiem spadł o 7,5%), chociaż w radach nadzorczych nastąpił istotny wzrost o ponad 41% (a 35% w relacji do roku 2012), co jednak w dalszym ciągu nie jest wystarczającym osiągnięciem w świetle zaleceń Komisji Europejskiej.

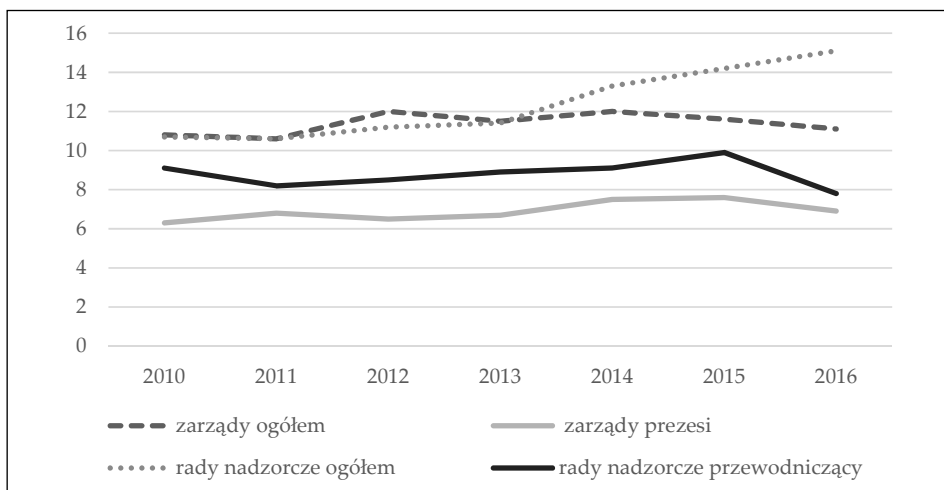
Nasuwa się zatem pytanie, czy istotny udział kobiet w kierownictwie dużych spółek jest potrzebny i jakie są argumenty za taką właśnie strukturą organów statutowych. Oprócz argumentów, że obecność kobiet poprawia praktyki korporacyjne spółek, m.in. lepsze zarządzanie ryzykiem i rozwiązywanie konfliktów interesów, pojawiają się również argumenty natury ekonomicznej, z których wynika, że obecność kobiet w organach statutowych przyczynia się do poprawy wyników finansowych spółek [Brown i inni, 2002; Radwan, 2010; Carter, Wagner, 2011; Curtis i inni, 2012; Bohdanowicz 2011a].

---

\* Dr inż., Katedra Ekonometrii i Statystyki, Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki SGGW w Warszawie, ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa, krzysztof\_kompa@sggw.pl

\*\* Prof. dr hab., Katedra Finansów i Strategii Przedsiębiorstwa, Wydział Zarządzania UŁ, ul. Jana Matejki 22/26, 90-237 Łódź, dorota.witkowska@uni.lodz.pl

### Rysunek 1. Procentowy udział kobiet w organach statutowych spółek notowanych na rynku głównym GPW w Warszawie



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Notoria Serwis.

W związku z tym celem prowadzonych analiz jest zbadanie występowania zależności między udziałem kobiet w zarządach i radach nadzorczych spółek Skarbu Państwa i należących do indeksu giełdowego WIG30 a rentownością kapitału własnego tych spółek. Badania przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z Notoria Serwis dotyczących wyróżnionych 32 spółek publicznych. Określono strukturę organów kierowniczych i rentowność kapitału własnego (ROE) tych spółek w latach 2010–2015. Badania występowania współzależności między strukturą organów kierowniczych i rentownością spółek przeprowadzono za pomocą analizy korelacji i regresji.

Artykuł powstał w wyniku realizacji projektu badawczego „Zmiana pozycji kobiet na rynku pracy. Analiza sytuacji w Polsce na tle Unii Europejskiej w latach 2002–2014” Nr 2015/17/B/HS4/00930 finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki.

## 1. Przegląd literatury

Argumenty, które w literaturze przedmiotu wymienia się w kontekście zwiększonego udziału kobiet w organach kierowniczych, dzieli się na dwie grupy: społeczne i ekonomiczne [Campbell, Minguez-Vera, 2010; Bohdanowicz, 2010]. Do tych pierwszych zalicza się twierdzenie, że nie można dyskryminować członków organów statutowych ze względu na płeć. Stąd idea ustanawiania parytetów płci, co ma już miejsce m.in. w Norwegii, Szwajcarii, Belgii, Niemczech i Francji oraz jest w trakcie uchwalania przez Komisję Europejską. Warto w tym

miejscu wspomnieć, że idea nie jest powszechnie popierana w Europie (np. nie została uchwalona w Szwecji [Radwan, 2010]), a sam pomysł jest poddawany krytyce, m.in. wskazuje się, że narzucanie parytetu i zwiększanie reprezentacji kobiet we władzach spółek może być sprzeczne z interesami właścicieli, a także może stanowić przejaw dyskryminacji mężczyzn [Oplustil, 2011, s. 10–11].

Pojawiają się również przykłady poddające w wątpliwość sens dywersyfikacji organów kierowniczych, wskazujące jednocześnie wątpliwe etycznie działania, kiedy to – wobec braku kandydatek posiadających stosowne uprawnienia – te same kobiety (zwane „złotymi spódniczkami”) obejmowały funkcje w organach statutowych wielu norweskich spółek, tzw. zjawisko *overboarding* [Walat, 2010], podobne zjawisko zaobserwowano również we Francji. Innym argumentem przemawiającym przeciwko restrykcyjnym regulacjom prawnym w tym zakresie może być fakt, że narzucenie parytetu płci w Norwegii wpłynęło na zmniejszenie się liczby spółek publicznych o jedną czwartą, tj. z 600 na 450 [Oplustil, 2011, s. 10], z powodu dolegliwych represji grożących spółkom publicznym za nieprzestrzeganie wspomnianych regulacji prawnych.

W rozważaniach dotyczących udziału kobiet w menedżmencie często zwraca się uwagę na to, że grupy zdywersyfikowane charakteryzują się szerszym wykształceniem i większą kreatywnością, co pozwala na wypracowanie większej liczby rozwiązań poprzez zróżnicowanie poglądów członków organów statutowych, chociaż przyczynia się to jednocześnie do wydłużonego czasu podejmowania decyzji. W związku z tym postuluje się dywersyfikację rad nadzorczych, natomiast w przypadku zarządów zaleca się jednorodność wśród decydentów z uwagi na większą kooperację i mniej powodów do konfliktów, a zatem szybsze dopracowanie wspólnych decyzji [Bohdanowicz, 2010; 2011a; 2011b]. Wskazuje się również, że zwiększona liczba kobiet w kierownictwie spółek jest dobrze postrzegana przez inwestorów, chociaż zdarzają się sytuacje, w których powołuje się kobiety menedżerów w obliczu słabnących, czy wręcz złych wyników przedsiębiorstw, aby obarczyć je winą za niepowodzenie – jest to tzw. zjawisko szklanego klifu (*glass cliff*), opisane w pracy [Ryan, Haslam, 2007].

Spośród argumentów ekonomicznych postulujących dywersyfikację organów statutowych wymienia się poprawę wyników finansowych spółek wraz ze zwiększeniem się reprezentacji kobiet w organach kierowniczych spółek, aczkolwiek część badań empirycznych przeczy tej tezie lub wskazuje na brak istotnych relacji między zmiennymi opisującymi oba zjawiska. Dodatnią współzależność zwiększonego udziału kobiet w kierownictwie do wyników spółek zaobserwowano m.in. w odniesieniu do takich wskaźników, jak: rentowność kapitału własnego (ROE), rentowność sprzedaży

(ROS), zwrot z zainwestowanego kapitału (ROIC) oraz całkowita stopa zwrotu dla akcjonariuszy (TSR), a także wartość rynkowa [Carter i inni, 2003; 2010; Catalyst, 2004; Campbell, Minguez-Vera, 2008; Carter, Wagner, 2011; Bear i inni, 2010; Desvauxi i inni, 2007; Devillard i inni, 2012; Curtis i inni, 2012; Lenard i inni, 2014; McKinsey, 2007; Smith i inni, 2006], a dla Polski [Lisowska i inni, 2014, s. 4, 21–29; Bohdanowicz, 2011b].

Istnieją także publikacje, które wskazują na negatywną zależność pomiędzy zróżnicowaniem kierownictwa spółek pod względem płci i wynikami finansowymi [Zahra, Stanton, 1988; Shrader i inni, 1997; Adams, Ferreira, 2009; Lee, James, 2007; Adams i inni, 2009; Ahern, Dittmar, 2012], a także raportujące brak związku [Rose, 2007; Farrel, Hersch, 2005; Wang, Clift, 2009], a dla spółek z GPW [Kompa i inni, 2016].

## **2. Opis danych i metod analizy**

Ocena wpływu obecności kobiet w kierownictwie spółek na wyniki finansowe tych spółek jest w literaturze opisywana dość enigmatycznie, bez wskazania, w jaki sposób dokonywano pomiaru udziału kobiet w organach statutowych. A przecież obserwacje tego typu tworzą szeregi czasowe momentów, zatem niezbędne jest określenie odpowiednich punktów pomiarowych. Osobną kwestią jest sam pomiar struktury organów kierowniczych. Oprócz tego należy ustalić lub założyć długość okresu, w jakim można mówić o rzeczywistym wpływie kobiet na wyniki finansowe spółek. Innymi słowy, wymagane jest ustalenie zależności przyczynowej między pojawieniem się określonej struktury menedżmentu a pomiarem wyniku finansowego, bowiem nie można mówić o natychmiastowym efekcie zmiany sposobu zarządzania spółką, a z taką (przynajmniej jakościową) zmianą mamy do czynienia wraz z dywersyfikacją pod względem płci zarządów i rad nadzorczych (w szczególności dotyczy to tych ostatnich). W prezentowanych badaniach przyjęto założenie, że minimalny okres, w jakim można obserwować efekty decyzji wynikających z wprowadzenia kobiet do organów statutowych, wynosi przynajmniej pół roku. W związku z tym dane dotyczące składów zarządów i rad nadzorczych wzięto z 30 czerwca każdego roku, a rentowność kapitału własnego spółek (ROE) na koniec roku.

Badania zrealizowano dla spółek wchodzących w listopadzie 2016 r. w skład indeksu WIG30 oraz będących spółkami Skarbu Państwa. Ostatecznie, po usunięciu spółek Energia S.A. i Polski Holding Nieruchomości S.A. z powodu braków danych, w analizach uwzględniono 32 spółki, których pełna lista została zamieszczona w tablicy 1. Spółki podzielono na dwie grupy spółek: finansowe – 9 spółek – oraz niefinansowe – 23 spółki. Analizy przeprowadzono za okres 2010–2015.

**Tablica 1. Lista spółek wytypowanych do badania i ich oznaczenia**

| Spółki niefinansowe<br>– nazwa | Symbol | Spółki finansowe – nazwa | Symbol |
|--------------------------------|--------|--------------------------|--------|
| Asseco Poland S.A.             | N1     | GPW S.A.                 | F1     |
| Grupa Azoty S.A.               | N2     | Alior Bank S.A.          | F2     |
| CCC S.A.                       | N3     | Bank Zachodni WBK S.A.   | F3     |
| CD Projekt S.A.                | N4     | ING Bank Śląski S.A.     | F4     |
| Cyfrowy Polsat S.A.            | N5     | mBank S.A.               | F5     |
| Enea S.A.                      | N6     | Bank Millennium S.A.     | F6     |
| Eurocash S.A.                  | N7     | Bank PKO S.A.            | F7     |
| Globe Trade Centre S.A.        | N8     | PKO Bank Polski S.A.     | F8     |
| JSW S.A.                       | N9     | PZU S.A.                 | F9     |
| Kernel Holding S.A.            | N10    |                          |        |
| KGHM Polska Miedź S.A.         | N11    |                          |        |
| LPP S.A.                       | N12    |                          |        |
| Grupa Lotos S.A.               | N13    |                          |        |
| LW Bogdanka S.A.               | N14    |                          |        |
| Orange Polska S.A.             | N15    |                          |        |
| PGE S.A.                       | N16    |                          |        |
| PGNiG S.A.                     | N17    |                          |        |
| PKN Orlen S.A.                 | N18    |                          |        |
| PKP Cargo S.A.                 | N19    |                          |        |
| Synthos S.A.                   | N20    |                          |        |
| Tauron Polska Energia S.A.     | N21    |                          |        |
| ZCh Police S.A.                | N22    |                          |        |
| EC Będzin S.A.                 | N23    |                          |        |

Źródło: Opracowanie własne.

W badaniach dynamiki analizowanych zjawisk wykorzystano: (1) w przypadku porównań międzyokresowych – przyrosty łańcuchowe oraz (2) w analizach dynamiki struktury zatrudnienia – przyrosty jednopodstawowe. Strukturę zatrudnienia badano wykorzystując wskaźniki struktury oraz tzw. indeks heterogeniczności Blaua (1977)<sup>1</sup>:

$$BI = 1 - \sum_{i=1}^k p_i^2 \quad (1)$$

gdzie:  $p_i$  – prawdopodobieństwo wystąpienia  $i$ -tego ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) wariantu analizowanej cechy, mierzone wskaźnikiem struktury, wyznaczonym dla konkretnej  $i$ -tej kategorii:

<sup>1</sup> Indeks ten wykorzystali w swoich badaniach m.in. [Campbell, Minguez-Vera, 2008; Bohdanowicz, 2011b].

$$p_i = \frac{n_i}{n} \quad (2)$$

gdzie:  $n_i$  – liczba obserwacji charakteryzujących się  $i$ -tym wariantem cechy,  $n$  – liczba wszystkich obserwacji. W prowadzonym badaniu  $k = 2$  i oznacza udziały kobiet i mężczyzn w organach kierowniczych.

Występowanie współzależności między strukturą organów kierowniczych i rentownością spółek, mierzoną wskaźnikiem ROE, analizowano, wykorzystując współczynnik korelacji liniowej Pearsona oraz test istotności tego współczynnika ze statystyką testową postaci:

$$t = \frac{r_{xy}}{\sqrt{\frac{1-r_{xy}^2}{n-2}}} \quad (3)$$

gdzie:  $x$ ,  $y$  odzwierciedlają badanie zjawiska, tj. strukturę organów kierowniczych i ROE.

Badania korelacyjne uzupełniono analizą regresji liniowej, przeprowadzoną na podstawie prób przekrojowo-czasowych. Analizy obejmowały zarówno próby zawierające wszystkie spółki, jak i wyróżnione ich grupy, np. tylko spółki niefinansowe lub tylko finansowe, albo tylko spółki o określonej strukturze menedżmentu. W efekcie oszacowano MNK modele postaci:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4a)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4b)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it-2} + \varepsilon_{it} \quad (4c)$$

$$\Delta y_{it} = \alpha + \beta \Delta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5a)$$

$$\Delta y_{it} = \alpha + \beta \Delta x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5b)$$

gdzie:  $y_{it}$ ,  $\Delta y_{it}$  – zmienne zależne wyrażające poziom lub przyrost z okresu na okres wskaźnika finansowego (ROE),  $x_{it}$ ,  $\Delta x_{it}$  – zmienne niezależne wyrażające poziom lub przyrost z okresu na okres udziału kobiet w organach kierowniczych spółek (w modelach (4a) udział mierzony wskaźnikami struktury lub indeksem Blaua),  $\varepsilon_{it}$  – składnik losowy,  $\alpha$ ,  $\beta$  – parametry równania regresji,  $i = 1, 2, \dots, n$  – oznacza spółkę ( $n = 9$  dla spółek finansowych,  $n = 23$  dla spółek niefinansowych i  $n = 32$  dla wszystkich spółek itd.),  $t = 1, 2, \dots, T$  – oznacza rok analizy (maksymalnie  $T = 6$ ),  $N = nT$  – wielkość próby estymacyjnej.

Dodatkowo porównania średnich wyznaczonych dla różnie zdefiniowanych grup spółek przeprowadzono w oparciu o test równości średnich Cochran-Coxa ze statystyką postaci:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \quad (6)$$

gdzie:  $\bar{x}_1, \bar{x}_2$  – średnie,  $S_1^2, S_2^2$  – wariancje,  $n_1, n_2$  – liczebności porównywalnych prób.

### 3. Analiza współzależności między wynikami finansowymi i strukturą organów kierowniczych

Badania korelacji i regresji liniowej przeprowadzono zarówno w odniesieniu do poziomów analizowanych mierników, jak i ich przyrostów, uwzględniając przy tym zależności współbieżne oraz opóźnione. U podstaw takiego podejścia leży spostrzeżenie, że jeśli obecność kobiet w organach kierowniczych i związane z tym decyzje zarządcze wpływają na wyniki spółek, to skutki te ujawniają się dopiero w kolejnych latach działalności. Zbadano również istotność wyznaczonych współczynników korelacji oraz parametrów modeli regresji, wskazując przypadki odrzucenia hipotezy zerowej.

W tabelicy 2 zamieszczono wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona wyznaczone w celu oceny siły i kierunku zależności między udziałem kobiet w organach zarządzających i wynikiem finansowym mierzonym wskaźnikiem ROE. Wnioskujemy, iż w całym 6-letnim okresie analizy zależności te są bardzo słabe i to niezależnie od charakteru spółek oraz od tego, czy były one mierzone współbieżnie (kolumna oznaczona jako 2010–2015), czy z przesunięciem w czasie, czyli czy struktura zatrudnienia była opóźniona o jeden rok w stosunku do pomiaru ROE (kolumna 2011–2015) lub o dwa lata (kolumna 2012–2015). W przypadku spółek niefinansowych w ogóle nie można mówić o występowaniu współzależności, ponieważ największa wartość współczynnika korelacji wynosi 0,3. Natomiast dla spółek finansowych odnotowano pojedyncze przypadki znacznej ujemnej korelacji między wartością wskaźnika ROE a udziałem kobiet w zarządach i radach nadzorczych – w latach 2012, 2013 i 2015 dla zależności mierzonych współbieżnie, a także w 2011 r. w zależności od udziału kobiet w organach zarządczych w 2010 r. oraz w 2015 r. w relacji do zatrudnienia z lat 2014 i 2013.

Wartości współczynników korelacji wyznaczone dla przyrostów bezwzględnych zestawiono w tabelicy 3. Współczynniki Pearsona mają wartości niewielkie i są w większości ujemne. Tylko dla spółek finansowych przyrost udziału kobiet w organach kierowniczych w 2012 r. dodatnio wpływa, z maksymalną zaobserwowaną wartością 0,428, na wzrost wskaźnika rentowności kapitału własnego w następnym roku. Jednocześnie relacja

zaobserwowana w kolejnym roku jest przeciwna i generuje najmniejszą wartość współczynnika, tj.  $-0,334$ .

**Tablica 2. Wartości współczynników korelacji Pearsona wyznaczone dla poziomów zmiennych**

| Spółki \ Lata                    | 2010    | 2011          | 2012           | 2013           | 2014    | 2015           | 2010–2015 |
|----------------------------------|---------|---------------|----------------|----------------|---------|----------------|-----------|
| zależności bieżące               |         |               |                |                |         |                |           |
| niefinansowe                     | 0,0443  | -0,0487       | -0,0342        | -0,0993        | -0,1262 | -0,3024        | -0,1285   |
| finansowe                        | -0,0015 | 0,0469        | <b>-0,6573</b> | <b>-0,6994</b> | -0,3848 | <b>-0,7792</b> | -0,3474   |
| zależności opóźnione o jeden rok |         |               |                |                |         |                | 2011–2015 |
| niefinansowe                     |         | -0,0140       | -0,0389        | -0,0589        | -0,0765 | -0,0263        | -0,0467   |
| finansowe                        |         | <b>0,6495</b> | -0,5490        | -0,5305        | -0,4948 | <b>-0,6323</b> | -0,2921   |
| zależności opóźnione o dwa lata  |         |               |                |                |         |                | 2012–2015 |
| niefinansowe                     |         |               | 0,0396         | -0,0812        | 0,0254  | -0,0514        | -0,0281   |
| finansowe                        |         |               | 0,1662         | -0,3047        | -0,4133 | <b>-0,6423</b> | -0,2087   |

Czcionka pogrubiona oznacza odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie  $\alpha = 0,05$ .

Źródło: Obliczenia własne.

**Tablica 3. Wartości współczynników korelacji Pearsona wyznaczone dla przyrostów bezwzględnych zmiennych**

| Spółki \ Lata                | 2011   | 2012    | 2013    | 2014    | 2015    |           |
|------------------------------|--------|---------|---------|---------|---------|-----------|
| zależności bieżące           |        |         |         |         |         | 2010–2015 |
| niefinansowe                 | 0,0249 | -0,1146 | 0,2227  | -0,2373 | -0,2408 | -0,11636  |
| finansowe                    | 0,1411 | -0,2379 | -0,1050 | 0,0112  | 0,2586  | -0,02303  |
| wszystkie                    | 0,0308 | -0,1286 | 0,2466  | -0,1583 | -0,2203 | -0,09506  |
| zależności opóźnione o 1 rok |        |         |         |         |         | 2011–2015 |
| niefinansowe                 |        | -0,0435 | 0,0353  | -0,2012 | 0,0963  | -0,1164   |
| finansowe                    |        | -0,2001 | -0,0430 | 0,4280  | -0,3342 | -0,0230   |
| wszystkie                    |        | -0,0678 | -0,0418 | -0,1241 | 0,0510  | -0,0951   |

Źródło: Obliczenia własne.

Z analiz modeli (4) i (5), oszacowanych na podstawie prób zawierających wszystkie spółki oraz z podziałem na spółki finansowe i niefinansowe, wynika, że statycznie istotne zależności zaobserwowano jedynie dla spółek finansowych. W tablicy 4 zestawiono jedynie te wersje modeli, w których relacja między ROE a strukturą zatrudnienia (mierzona wskaźnikiem struktury) była statystycznie istotna. Dotyczy to jedynie spółek finansowych i relacji (4a), (4b). Wzrost udziału kobiet w organach władzy spółek finansowych zarówno w bieżącym, jak i poprzednim roku istotnie wpływa na obniżenie się wartości współczynnika rentowności kapitału własnego.



Należy przy tym zauważyć, że współczynniki determinacji we wszystkich modelach są bardzo niskie (od 0,037 do 0,371), co potwierdza, że struktura zatrudnienia ma jedynie bardzo niewielki wpływ na kształtowanie się ROE. Najsilniejsza relacja między obiema zmiennymi zachodzi dla okresu czteroletniego 2012–2015 (współczynnik Pearsona wynosi – 0,609).

Uwzględniając zaobserwowaną prawidłowość zwiększonej korelacji między wskaźnikiem ROE a udziałem kobiet we władzach spółek finansowych dla skróconego okresu estymacji, oszacowano modele regresji na próbach czasowych o zróżnicowanej długości. Jak widać (tab. 4), siła korelacji między zmiennymi zwiększa się wraz ze skracaniem próby dla stałego jej końca w roku 2015 i maleje przy stałym początku próby w roku 2010.

**Tablica 4. Parametry modeli regresji (4a) i (4b), oszacowanych dla spółek finansowych**

| Model               | (4a)          |              |               |              |               |              |               |              |
|---------------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|
| Próba               | 2010–2015     |              | 2011–2015     |              | 2012–2015     |              | 2013–2015     |              |
| Parametr            | beta          | alfa         | beta          | alfa         | beta          | alfa         | beta          | alfa         |
| wartość             | <b>-0,188</b> | <b>0,166</b> | <b>-0,238</b> | <b>0,177</b> | <b>-0,263</b> | <b>0,176</b> | <b>-0,227</b> | <b>0,170</b> |
| statystyki <i>t</i> | -2,672        | 13,255       | -4,021        | 16,808       | -4,482        | 16,291       | -3,718        | 14,393       |
| R <sup>2</sup>      | 0,121         | N = 54       | 0,273         | N = 45       | 0,371         | N = 36       | 0,356         | N = 27       |
| Model               | (4b)          |              |               |              | (4a)          |              |               |              |
| Próba               | 2011–2015     |              | 2010–2014     |              | 2010–2013     |              | 2010–2012     |              |
| Wartości            | beta          | alfa         | beta          | alfa         | beta          | alfa         | beta          | alfa         |
| parametrów          | <b>-0,133</b> | <b>0,160</b> | <b>-0,168</b> | <b>0,166</b> | <b>-0,181</b> | <b>0,168</b> | -0,134        | <b>0,160</b> |
| statystyki <i>t</i> | -2,002        | 14,005       | -1,985        | 11,382       | -1,690        | 9,594        | -0,985        | 7,354        |
| R <sup>2</sup>      | 0,0853        | N = 45       | 0,0840        | N = 45       | 0,0775        | N = 36       | 0,0374        | N = 27       |

N oznacza liczebność próby, a pogrubienie – odrzucenie hipotezy zerowej przy  $\alpha = 0,05$ .

Źródło: Obliczenia własne.

Przyjęto założenie, że wobec niewielkiej liczby kobiet pełniących w spółkach funkcje prezesa zarządu lub przewodniczącego rady nadzorczej decyzje wpływające na funkcjonowanie spółek podejmowane są kolegiąlnie, a udział kobiet w ich kreowaniu jest ściśle związany ze strukturą organów kierowniczych. Konsekwencją tego założenia jest stwierdzenie, że nie można oczekiwać wpływu kobiet na decyzje kierownicze, jeśli nie są one dostatecznie reprezentowane w organach władzy. W kolejnych analizach usunięto zatem z próby wszystkie te spółki, w których udział kobiet łącznie w radach nadzorczych i zarządach przynajmniej w jednym roku nie przekroczył 15%. Tak zbudowana próba zawiera 17 spółek (łącznie finansowych i niefinansowych).

Oceny estymatorów parametrów modeli (4) szacowanych na poziomach zmiennych zawiera tablica 5. Stwierdzono istotne statystycznie ujemne wartości parametru beta we wszystkich modelach (4a). Modele (5) szacowane na podstawie przyrostów nie wykazywały istotnej współzależności między badanymi zmiennymi.

**Tablica 5. Parametry modeli regresji (4a) i (4b), oszacowanych dla spółek, w których przynajmniej w jednym roku został przekroczony parytet 15% kobiet w organach władzy**

| Modele              | (4a)           |               |                |               |                |               |                |               |
|---------------------|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|---------------|----------------|---------------|
| Próba               | 2010–2015      |               | 2011–2015      |               | 2012–2015      |               | 2013–2015      |               |
| Wartości            | beta           | alfa          | beta           | alfa          | beta           | alfa          | beta           | alfa          |
| parametrów          | <b>-0,2131</b> | <b>0,1439</b> | <b>-0,3046</b> | <b>0,1553</b> | <b>-0,2159</b> | <b>0,1196</b> | <b>-0,2207</b> | <b>0,1071</b> |
| statystyki <i>t</i> | -1,9240        | 6,5886        | -2,4605        | 6,2982        | -2,0347        | 5,4639        | -1,8187        | 4,1997        |
| R <sup>2</sup>      | 0,0357         | N=102         | 0,0680         | N=85          | 0,0590         | N=68          | 0,0632         | N=51          |
| Modele              | (4b)           |               | (4a)           |               |                |               |                |               |
| Próba               | 2011–2015      |               | 2010–2014      |               | 2010–2013      |               | 2010–2012      |               |
| Wartości            | beta           | alfa          | beta           | alfa          | beta           | alfa          | beta           | alfa          |
| parametrów          | <b>-0,2012</b> | <b>0,1352</b> | <b>-0,1610</b> | <b>0,1484</b> | <b>-0,0939</b> | <b>0,1480</b> | <b>-0,0782</b> | <b>0,1601</b> |
| statystyki <i>t</i> | -1,5752        | 5,5264        | -1,3091        | 6,2966        | -0,6325        | 5,3244        | -0,4420        | 4,9389        |
| R <sup>2</sup>      | 0,0290         | N=85          | 0,0202         | N=85          | 0,0060         | N=68          | 0,0040         | N=51          |

*N* oznacza liczebność próby, a pogrubienie – odrzucenie hipotezy zerowej przy  $\alpha = 0,05$ .  
Źródło: Obliczenia własne.

W badaniach wpływu kobiet na wyniki spółek przewija się pojęcie tzw. masy krytycznej, tj. granicznego parytetu kobiet w gremiach zarządczych, po osiągnięciu którego ich wpływ na standing przedsiębiorstwa jest istotny. W analizowanym zbiorze spółek wyszukano zatem takie przypadki, w których udział kobiet w organach kierowniczych wynosi przynajmniej 25%. Z oszacowań modeli (4a), (4b) dla takiej próby wynika (tab. 6), że wpływ kobiet na poziom ROE jest nieistotny statystycznie, przy korelacji 0,117 (model 4a) i 0,325 (model 4b).

Ponadto sprawdzono (zgodnie z metodologią Catalyst 2011) średnią wartość współczynnika ROA dla wyróżnionych 27 przypadków, w których udział kobiet we władzach spółek przekraczał 25%. Następnie porównano tę uśrednioną wartość ze średnią ROE, wyznaczoną dla przypadków, w których udział kobiet w gremiach kierowniczych był zerowy (37 przypadków). W tablicy 7 zestawiono wartości średnie wyznaczone dla wszystkich przypadków, a także wyznaczone z pominięciem dwóch spółek, w których w całym okresie badawczym nie zatrudniano żadnej kobiety ani w zarządzie, ani w radzie nadzorczej. Jak można zauważyć,

we wszystkich analizowanych przypadkach spółek z przynajmniej 25% reprezentacją kobiet średnia wartość ROE jest niższa niż dla spółek bez kobiet w organach kierowniczych. Różnice w średnich są przy tym statystycznie istotne tylko jeśli porównać ze sobą wszystkie przypadki.

**Tablica 6. Parametry modeli regresji (4a) i (4b), oszacowanych dla przypadków zachowania 25% parytetu**

| Modele              | (4a)      |        | (4b)      |         |
|---------------------|-----------|--------|-----------|---------|
| Próba               | 2010–2015 |        | 2011–2015 |         |
| Wartości parametrów | beta      | alfa   | beta      | alfa    |
| parametrów          | 0,2626    | 0,0074 | 0,6023    | -0,0875 |
| statystyki <i>t</i> | 0,5884    | 0,0570 | 1,4584    | -0,7452 |
| R <sup>2</sup>      | 0,0137    | N=27   | 0,1057    | N=20    |

*N* oznacza liczebność próby.

Źródło: Obliczenia własne.

**Tablica 7. Uśredniona wartość ROE dla przypadków zachowania 25% parytetu oraz zerowego udziału kobiet we władzach spółek**

| Opis próby                  | 25% kobiet |          | 0% kobiet |          | Statystyki Cochran-Coxa |
|-----------------------------|------------|----------|-----------|----------|-------------------------|
|                             | ROE        | <i>N</i> | ROE       | <i>N</i> |                         |
| Struktura próby             |            |          |           |          |                         |
| Wszystkie przypadki         | 8,22%      | 27       | 15,50%    | 33       | <b>-2,0950</b>          |
| z pominięciem LPP i Synthos | 8,22%      | 27       | 9,99%     | 21       | -0,4138                 |
| Tylko spółki niefinansowe   | 7,63%      | 17       | 16,50%    | 28       | -1,5628                 |
| z pominięciem LPP i Synthos | 7,63%      | 17       | 6,68%     | 16       | 0,1753                  |

*N* oznacza liczebność próby, a pogrubienie – odrzucenie hipotezy zerowej przy  $\alpha = 0,05$ .

Źródło: Obliczenia własne.

Podobne wnioski należy wyciągnąć z analiz porównawczych przedstawionych w tablicy 8, gdzie zestawiono średnie wartości wskaźnika ROE wyznaczone dla sześciu lat i wszystkich analizowanych spółek z podziałem na dwie grupy, biorąc pod uwagę udział kobiet w organach kierowniczych i przyjmując progowe wartości na poziomie 15% i 25%. Jak widać, uśredniona rentowność kapitału własnego jest mniejsza w spółkach o niższym udziale kobiet w menedżmencie, a statystycznie istotna różnica występuje, jeśli porównuje się spółki z 25% udziałem kobiet w ich kierownictwie.

Wszystkie powyższe spostrzeżenia potwierdziło wykorzystanie indeksu Blaua do pomiaru stopnia dywersyfikacji organów kierowniczych badanych spółek – w większości przypadków relacje między reprezentacją kobiet i wynikami finansowymi były ujemne. Analizując siłę korelacji, zauważamy wysokie wartości bezwzględne współczynnika Pearsona (tab. 9) dla spółek finansowych w latach 2012, 2013 i 2015, kiedy mierzone

są zależności współbieżne, a dla lat 2011 i 2015 dla zależności opóźnionych o jeden rok, które w jedynym 2011 r. są dodatnie.

**Tablica 8. Średnie wartości ROE wyznaczone na podstawie wszystkich spółek i lat 2010–2015**

| Opis próby                                       | ROE    | N  | Statystyki Cochran-Coxa |
|--|--------|----|-------------------------|
| Spółki, w których udział kobiet w kierownictwie: |        |    |                         |
| choć w jednym roku wynosił przynajmniej 15%      | 10,91% | 19 |                         |
| we wszystkich latach był poniżej 15%             | 13,63% | 13 | -1,0415                 |
| choć w jednym roku wynosił przynajmniej 25%      | 9,63%  | 12 |                         |
| we wszystkich latach był poniżej 25%             | 13,36% | 20 | <b>-1,8886</b>          |

N oznacza liczebność próby, a pogrubienie – odrzucenie hipotezy zerowej przy  $\alpha = 0,05$ .

Źródło: Obliczenia własne.

**Tablica 9. Wartości współczynników korelacji Pearsona wyznaczone dla indeksu Blaua i poziomów ROE**

| Spółki       | zależności bieżące           |               |                |                |         |                |           |
|--------------|------------------------------|---------------|----------------|----------------|---------|----------------|-----------|
|              | 2010                         | 2011          | 2012           | 2013           | 2014    | 2015           | 2010–2015 |
| niefinansowe | -0,0166                      | -0,0534       | -0,0111        | -0,1254        | -0,1206 | -0,3081        | -0,1315   |
| finansowe    | -0,0663                      | 0,0627        | <b>-0,6563</b> | <b>-0,7099</b> | -0,4224 | <b>-0,8756</b> | -0,3809   |
| wszystkie    | -0,0486                      | -0,0459       | -0,1224        | -0,1353        | -0,0501 | -0,2641        | -0,1316   |
| Spółki       | zależności opóźnione o 1 rok |               |                |                |         |                |           |
|              |                              | 2011          | 2012           | 2013           | 2014    | 2015           | 2011–2015 |
| niefinansowe |                              | -0,0572       | -0,0387        | -0,0359        | -0,0878 | 0,0113         | -0,0407   |
| finansowe    |                              | <b>0,5407</b> | -0,5333        | -0,5563        | -0,4847 | <b>-0,7072</b> | -0,3354   |
| wszystkie    |                              | -0,0101       | -0,1107        | -0,0906        | -0,0632 | 0,0177         | -0,0424   |

N oznacza liczebność próby, a pogrubienie – odrzucenie hipotezy zerowej przy  $\alpha = 0,05$ .

Źródło: Obliczenia własne.

Oszacowane funkcje regresji (tab. 10) wskazują występowanie statystycznie istotnych ujemnych zależności między poziomem ROA i strukturą organów zarządczych jedynie dla spółek finansowych, a także w przypadku wszystkich spółek w modelu (4a). W pozostałych modelach nie stwierdzono występowania wpływu reprezentacji kobiet na rentowność kapitału własnego.

**Tablica 10. Parametry modeli regresji (4a) i (4b), oszacowanych dla indeksu Blaua, mierzącego strukturę organów kierowniczych**

| Modele: próba              |                     | (4a): 2010–2015 |                | (4b): 2011–2015 |                |
|----------------------------|---------------------|-----------------|----------------|-----------------|----------------|
| Parametry                  |                     | beta            | alfa           | beta            | alfa           |
| <b>Spółki niefinansowe</b> |                     |                 |                |                 |                |
| Wartości                   | parametrów          | -0,1868         | <b>0,1474</b>  | -0,0602         | <b>0,1127</b>  |
|                            | statystyki <i>t</i> | -1,5464         | 5,4462         | -0,4326         | 3,6712         |
|                            | R <sup>2</sup>      | 0,1073          | <i>N</i> = 138 | 0,0017          | <i>N</i> = 115 |
| <b>Spółki finansowe</b>    |                     |                 |                |                 |                |
| Wartości                   | parametrów          | <b>-0,1547</b>  | <b>0,1738</b>  | <b>-0,1129</b>  | <b>0,1667</b>  |
|                            | statystyki <i>t</i> | -2,9703         | 12,5010        | -2,3346         | 13,2257        |
|                            | R <sup>2</sup>      | 0,1451          | <i>N</i> = 54  | 0,1125          | <i>N</i> = 45  |
| <b>Wszystkie spółki</b>    |                     |                 |                |                 |                |
| Wartości                   | parametrów          | <b>-0,1583</b>  | <b>0,1513</b>  | -0,0528         | <b>0,1231</b>  |
|                            | statystyki <i>t</i> | -1,8293         | 7,3788         | -0,5334         | 5,3453         |
|                            | R <sup>2</sup>      | 0,0173          | <i>N</i> = 192 | 0,0018          | <i>N</i> = 160 |

*N* oznacza liczebność próby, a pogrubienie – odrzucenie hipotezy zerowej przy  $\alpha = 0,05$ .  
Źródło: Obliczenia własne.

## Zakończenie

Z przedstawionych analiz wynika, że niezależnie od udziału kobiet zajmujących kierownicze pozycje w spółkach ich wpływ na wyniki finansowe mierzone wskaźnikiem ROE jest nieistotny albo wręcz negatywny. Co więcej, w przeciwieństwie do badań raportowanych przez Catalyst, a realizowanych w krajach wysoko rozwiniętych, spółki o zwiększonym udziale kobiet we władzach charakteryzują się niższą rentownością kapitału własnego niż te, w których kobiet brakuje (tab. 6 i 7), chociaż nie wszystkie różnice są statystycznie istotne.

Trudno jest dokonać jednoznacznej oceny uzyskanych wyników, a tym bardziej stwierdzić, dlaczego przeczą one obserwacjom poczynionym przez uznawane ośrodki monitorujące to zagadnienie za granicą. Należy jednak przypomnieć, że rezultaty podobne do zaprezentowanych były już opisywane przez innych badaczy. W tym kontekście zasadne wydaje się postrzeganie wpływu kobiet w radach nadzorczych i zarządach także przez pryzmat sposobu doboru członków tych gremiów w Polsce, zwłaszcza w spółkach Skarbu Państwa, w którym kompetencje kandydatów ustępują regułom klucza politycznego.

## Literatura

- Adams R.B., Ferreira D. (2009), *Women in the boardroom and their impact on governance and performance*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 94, No. 2.
- Adams S.M., Gupta A., Leeth J.D. (2009), *Are female executives over-represented in precarious leadership positions?* „British Journal of Management”, Vol. 20, No. 1.
- Ahern K.R., Dittmar A.K. (2012), *The change of the boards: The impact on Firm valuation of mandated female board representation*, „The Quarterly Journal of Economics”, Vol. 127, No. 1.
- Bear S., Rahman N., Post C. (2010), *The impact of board diversity and gender composition on corporate social responsibility and firm reputation*, „Journal of Business Ethics”, Vol. 97, No. 2.
- Blau P.M. (1977), *Inequality and Heterogeneity*, Free Press, New York.
- Bohdanowicz L. (2010), *Kobiety w radach nadzorczych spółek publicznych – pokonywanie barier*, „Przegląd Corporate Governance”, nr 3 (23).
- Bohdanowicz L. (2011a), *Kobiety w radach nadzorczych i zarządach spółek: Polskie i światowe tendencje oraz wyzwania*, „Organizacja i Kierowanie”, nr 3.
- Bohdanowicz L. (2011b), *Zróżnicowanie organów statutowych pod względem płci a wyniki finansowe polskich spółek publicznych*, „Acta Universitatis Nicolai Copernici”, *Ekonomia* XLII, nr 403.
- Brown D.A.H., Brown D.L., Anastasopoulos V. (2002), *Women on Boards: Not Just the Right Thing...But the “Bright” Thing*, The Conference Board of Canada, Report, <http://utsc.utoronto.ca/~phanira/WebResearchMethods/women-bod&fp-conference%20board.pdf>.
- Campbell K., Minguez-Vera A. (2008), *Gender Diversity in the Boardroom and Firm Financial Performance*, „Journal of Business Ethics”, Vol. 83, No. 3.
- Carter D.A., D’Souza F., Simkins B.J., Simpson W.G. (2010), *The Gender and Ethnic Diversity of US Boards and Board Committees and Firm Financial Performance*, „Corporate Governance: An International Review”, Vol. 18, No. 5.
- Carter D.A., Simkins B.J., Simpson W.A. (2003), *Corporate Governance, Board Diversity, and Firm Value*, „The Financial Review”, Vol. 38, No. 1.
- Carter N.M., Wagner H.M. (2011), *The bottom line: Corporate performance and women’s representation on boards (2004-2008)*, Catalyst, 2011, [http://www.catalyst.org/system/files/the\\_bottom\\_line\\_corporate\\_performance\\_and\\_women%27s\\_representation\\_on\\_boards\\_%282004-2008%29.pdf](http://www.catalyst.org/system/files/the_bottom_line_corporate_performance_and_women%27s_representation_on_boards_%282004-2008%29.pdf), dostęp: 24.03.2017.
- Catalyst (2004), *The Bottom Line: Connecting Corporate Performance and Gender Diversity*, Catalyst, New York.
- Curtis M., Schmid Ch., Struber M. (2012), *Gender diversity and corporate performance*, Credit Suisse AG Research Institute, Zurich, [http://www.calstrs.com/sites/main/files/fileattachments/csri\\_gender\\_diversity\\_and\\_corporate\\_performance.pdf](http://www.calstrs.com/sites/main/files/fileattachments/csri_gender_diversity_and_corporate_performance.pdf), dostęp: 10.07.2016.
- Desvaux G., Devillard-Hollinger S., Baumgarten P. (2007), *Women matter: Gender diversity a corporate performance driver*, McKinsey& Company, <http://www.raeng.org.uk/publications/other/women-matter-oct-2007>, dostęp: 13.07.2016.
- Devillard S., Graven W., Lawson E., Paradise R., Sancier-Sultan S. (2012), *Women Matter 2012, Making the breakthrough*, McKinsey&Company, [http://www.mckinsey.com/features/women\\_matter](http://www.mckinsey.com/features/women_matter).
- Farrel K.A., Hersch P.L. (2005), *Additions to corporate boards: The effect of gender*, „Journal of Corporate Finance”, Vol. 11, No. 1–2.

- Julizaerma M.K., Sori Z.M. (2012), *Gender diversity in the boardroom and firm performance of Malaysian Public Listed Companies*, „Procedia Social and Behavioral Sciences”, Vol. 65.
- Kompa K., Mentel G., Witkowska D. (2016), *Czy obecność kobiet we władzach spółek giełdowych wpływa na poprawę sytuacji finansowej tych spółek*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, nr 17(3), [http://qme.sggw.pl/wp-content/uploads/MIBE\\_T17\\_z3.pdf](http://qme.sggw.pl/wp-content/uploads/MIBE_T17_z3.pdf).
- Lee P.M., James E.H.J. (2007), *She'-e-os: gender effects and investor reactions to the announcements of top executive appointments*, „Strategic Management Journal”, Vol. 28, No. 3.
- Lenard M.J., Yu B., York E.A., Wu S. (2014), *Impact of board gender diversity on firm risk*, „Managerial Finance”, Vol. 40, No. 8.
- Lewiatan (2012), *Przedsiębiorcy w Polsce. Fakty, liczby, Przykłady*, Raport PKPP Lewiatan, Warszawa.
- Lisowska E., Zachorowska M., Sznajder A., Grabowska M. (2014), *Więcej kobiet w zarządzaniu – to się opłaca*, Seria: Równość w biznesie, Raport wykonany na zlecenie MPiPS, Warszawa.
- McKinsey (2007), *Women Matter: Gender diversity, a corporate performance driver*, McKinsey & Company, Inc.
- Oplustil K. (2011), *Ekspertyza na temat zielonej księgi Komisji Europejskiej pt. „Unijne ramy ładu korporacyjnego”*, Opinie i Ekspertyzy OE-173, Biuro Analiz i Dokumentacji, Kancelaria Senatu, Warszawa, <http://ww2.senat.pl/k7/dok/opinia/2011/oe-173.pdf>.
- Radwan A. (2010), *Corporate governance w spółnicy – parytet równości również na parkiecie?* „Przegląd Corporate Governance”, nr 3(23).
- Rose C. (2007), *Does female board representation in uence rm performance? The Danish evidence*, „Corporate Governance: An International Review”, Vol. 15, No. 2.
- Ryan M.K., Haslam S.A. (2007), *Glass cliffs: Exploring the dynamics surrounding the appointment of women to precarious leadership positions*, „Academy of Management Review”, Vol. 32, No. 2.
- Shrader C., Blackburn V., Iles P. (1997), *Women in management and rm value: An exploratory study*, „Journal of Managerial Issues”, Vol. 9.
- Smith N., Smith V., Verner M. (2006), *Do women in top management affect firm performance? A panel study of 2,500 Danish firms*, „International Journal of Productivity and Performance Management”, Vol. 55, No. 7.
- Walat T. (2010), *Skandynawskie parytety w biznesie. Złote spółniczki*, „Polityka” 25.02.2010, <http://www.polityka.pl/tygodnikpolityka/rynek/1503524,1,skandynawskie-parytety-w-biznesie.read>.
- Wang Y., Clift B. (2009), *Is There A Business Case For Board Diversity?*, „Pacific Accounting Review”, Vol. 21, No. 2.
- Zahra S.A., Stanton W.W. (1988), *The Implications of Board of Directors' Composition for Corporate Strategy and Performance*, „International Journal of Management”, Vol. 5, No. 2.

## **Streszczenie**

Komisja Europejska postuluje wprowadzenie 40% parytetu udziału kobiet w zarządach i radach nadzorczych dużych spółek publicznych i spółek Skarbu Państwa. Tymczasem w Polsce udział kobiet w organach kierowniczych takich spółek znacząco odbiega od postulowanego poziomu parytetu i prowokuje dyskusję o potrzebie wprowadzania takich regulacji prawnych. Zwolennicy wprowadzenia parytetu wskazują m.in. na istotną poprawę wyników finansowych firm, w kierownictwie których zatrudniono kobiety. Kontrowersje wokół tego stwierdzenia legły u podstaw prezentowanej pracy.

Celem pracy jest zbadanie, czy w przypadku spółek notowanych na GPW w Warszawie zachodzi relacja pomiędzy strukturą zatrudnienia kobiet w organach zarządczych a sytuacją finansową przedsiębiorstwa. Badania przeprowadzono za lata 2010–2015 na podstawie danych z Notoria Serwis. Analizy objęły 32 spółki z indeksu WIG30 i spółki z udziałem Skarbu Państwa.

Artykuł zawiera przegląd literatury przedmiotu, opis zastosowanych metod badawczych i część empiryczną z wynikami badania współzależności między standingiem finansowym analizowanych spółek a udziałem kobiet w menedżmencie.

## **Słowa kluczowe**

spółki publiczne, rentowność kapitału własnego, obecność kobiet w kierownictwie

## **Does Presence of Women in Management Influences Return on Equity of Companies Listed on WSE? (Summary)**

In many states, the gender parity assuring 30–40% women in boards of public and state companies, being classified as big ones, has been already affected. In Poland, the presentence of women in boards is smaller than the level requested by European Commission, and there are wide discussions on the necessity of such regulation. The supporters present advantages, among which the main argument is that performance of companies with the increasing number of female managers improved.

Therefore, the aim of our research is to examine if we can find similar relations for the companies listed on Warsaw Stock Exchange (WSE) in the years 2010–2015. Investigation was provided for 32 public companies which belonged to the stock index WIG 30 or were the State Treasury companies, using data from Notoria Serwis.

The paper consists of five sections. The first section contains literature review. The second one describes methods and data. Two following sections discuss the measurement and analyze investigated phenomena, i.e. share of women in management and return on equity (ROE) in considered companies. In the last section, we present the results of our research on relationship between ROE and the share of women in boardrooms.

## **Keywords**

public companies, return on equity, women presence in boardrooms