

Monika Kaczan  
Aleksandra Jendrusiak

# **Wpływ płci prezesa na wyniki finansowe polskich spółek giełdowych**

Praca zaliczeniowa na przedmiot Zaawansowana Ekonometria

## **1. Wstęp**

W ostatnich latach coraz częściej podejmowana jest tematyka szklanego sufitu, czyli niewidzialnej bariery utrudniającej kobietom i innym mniejszościom awans na wysokie stanowiska. Niski odsetek kobiet pełniących funkcje kierownicze jest szczególnie widoczny wśród spółek giełdowych. Według najnowszych danych w Polsce kobiety stanowią jedynie 13% członków zarządów i 5% prezesów spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych. Podobnie sytuacja kształtuje się również w innych krajach. Globalnie w radach nadzorczych i zarządach zasiada zaledwie 19,7% kobiet. Niski udział kobiet pełniących funkcje kierownicze może przyczyniać się m.in. do wzrostu luki płacowej oraz spadku motywacji kobiet do pracy i ubiegania się o awans. Aby temu zapobiec, część krajów takich jak Francja, Norwegia czy Malezja rozważa wprowadzenie parytetów płci wśród członków zarządów publicznych przedsiębiorstw.

Pozostaje jednak pytanie o przyczynę takiego stanu rzeczy. Czy jest możliwe, że kobiety gorzej radzą sobie na wysokich stanowiskach, dlatego rzadziej są na nie wybierane? Czy spółki, którym przewodzą kobiety, osiągają inne wyniki niż te przewodzone przez mężczyzn? W naszej pracy chcielibyśmy to zbadać poprzez analizę zależności pomiędzy płcią prezesa a wynikami finansowymi polskich spółek giełdowych.

W pierwszej kolejności przeprowadziliśmy przegląd teorii i literatury empirycznej. Na ich podstawie postawiłyśmy główną hipotezę badawczą niniejszej pracy, mówiącą, że płeć prezesa nie ma wpływu na efektywność finansową spółek giełdowych w Polsce. Następnie przeprowadziliśmy badanie empiryczne wykorzystujące dane panelowe dotyczące polskich

spółek giełdowych notowanych w latach 2017-2019. Zbudowaliśmy model danych panelowych określając, czy odpowiedni jest model z efektami stałymi czy z losowymi. Na podstawie modelu wyciągnęliśmy wnioski i zweryfikowaliśmy postawioną hipotezę badawczą.

## **2. Przegląd literatury i hipoteza badawcza**

Dotychczasowe rozważania teoretyczne i badania empiryczne nie dają jednoznacznej odpowiedzi dotyczącej istnienia i kierunku zależności pomiędzy płcią prezesa a wynikami finansowymi przedsiębiorstwa.

Pod względem teoretycznym, jeśli założymy, że stanowisko prezesa zajmuje osoba do tego najbardziej wykwalifikowana niezależnie od płci, nie powinniśmy obserwować różnic między wynikami spółek kierowanych przez kobiety i mężczyzn. Różne teorie feministyczne zwracają jednak uwagę na dyskryminację kobiet w środowisku biznesowym. Może to prowadzić m.in. do sytuacji, w których kobiety muszą wykazać się bardziej niż mężczyźni aby otrzymać to samo stanowisko. Sugerowałoby to, że kobiety na stanowiskach prezesów są lepiej wykwalifikowane i mogą osiągać lepsze wyniki. Z drugiej strony, możemy mieć też m.in. takie sytuacje, w których kobiety prezesi muszą mierzyć się dyskryminacją i związanymi z nią dodatkowymi trudnościami. W takich środowiskach spodziewalibyśmy się, że wyniki przedsiębiorstw kierowanych przez kobiety mogą być przeciętnie niższe.

Część analiz empirycznych, szczególnie tych przeprowadzanych w egalitarnych, rozwiniętych krajach, wskazuje na dodatnią zależność pomiędzy kobietą na stanowisku prezesa a wynikami finansowymi przedsiębiorstwa. Przykładowo, badania Khan i Vieito (2013) na próbie amerykańskich spółek indeksu S&P w latach 1992-2004 wykazały, że kobiety pełniące funkcję prezesa pozytywnie wpływają na wyniki spółek mierzone za pomocą skorygowanego ROA. Podobnie wnioski dla pakistańskich spółek giełdowych z lat 2010-2017 otrzymali Ullah i in. (2017), w których analizach zmiennych objaśnianymi były Q Tobina, ROA i ROE.

Z drugiej strony, istnieją również badania sugerujące, że zależność pomiędzy kobietą na stanowisku prezesa a wynikami przedsiębiorstwa może być ujemna. Najczęściej dotyczą one krajów rozwijających się, gdzie kobiety muszą mierzyć się dyskryminacją w patriarchalnych środowiskach biznesowych. Potwierdzają to np. wnioski analizy Jadiyappa i in. (2019) indyjskich przedsiębiorstw, które wykazały, że okresy, w których kobieta była prezesem, charakteryzują się gorszymi wynikami ROA i ROE.

Jednocześnie część badań wskazuje na brak jednoznacznej bądź statystycznie istotnej zależności pomiędzy płcią prezesa a wynikami finansowymi przedsiębiorstwa. Liu, Wei i Xie (2014), którzy analizowali wyniki chińskich spółek giełdowych z lat 1999-2011, w zależności od przyjętego modelu i zmiennej objaśnianej (ROA lub ROS) otrzymywali dodatnią, ujemną bądź nieistotną zależność. Z kolei Hoobler, Masterson, Nkomo i Michel (2016) oraz Jeong i Harrisona (2017) przeprowadzili metaanalizy dotyczące roli kobiet w kierownictwie. Chociaż badacze nie stwierdzili statystycznie istotnej zależności pomiędzy płcią prezesa a długookresowymi wynikami finansowymi przedsiębiorstw, wskazali oni na inne obszary działalności, w których obecność kobiet w kierownictwie może oddziaływać pozytywnie.

Na podstawie przeglądu teorii i literatury postawiłyśmy następującą hipotezę badawczą: *płeć prezesa nie ma wpływu na wyniki finansowe spółek giełdowych w Polsce.*

### **3. Wybór zmiennych do modelu**

W celu zweryfikowania hipotezy badawczej zbudowałyśmy model wyjaśniający wyniki przedsiębiorstwa za pomocą, między innymi, płci prezesa.

Jako zmienne objaśniane przyjęłyśmy wskaźnik rentowności aktywów - ROA i wskaźnik rentowności kapitału własnego - ROE. Zdecydowałyśmy, zgodnie z sugestiami literatury (m.in. Jadyappa i in. 2019), zbudować dwa modele, aby lepiej zrozumieć wpływ płci prezesa na różne kategorie wyników firmy.

Jako podstawowe zmienne objaśniające przyjęłyśmy zmienne, które najczęściej pojawiały się w literaturze jako determinanty wyników finansowych firmy. Są to wielkość, wiek, dźwignia finansowa, aktywa trwałe, dotychczasowy rozwój, sektor i dywidenda. Podobne zestawy zmiennych zostały wykorzystane m.in. w pracach Peni (2012), Ullah i in. (2019) czy Solakoglu i Demir (2016).

Najważniejszą z punktu widzenia hipotezy badawczej zmienną objaśniającą, którą użyłyśmy, jest zmienna zerojedynkowa płeć prezesa. Ponieważ odsetek kobiet prezesów w naszej próbie był niski (5,7%), zdecydowałyśmy się utworzyć również dodatkową "rozszerzoną" zmienną zerojedynkową kobieta wiceprezes, która wskazywałaby, czy w danej spółce kobieta byłaby prezesem bądź jednym z wiceprezesów. W naszej próbie takich spółek było 22,8%.

#### 4. Dane

Dane wykorzystane w niniejszej pracy pochodzą z serwisu Emerging Markets Information Service (EMIS) oraz ze sprawozdań finansowych spółek. Dane dotyczą spółek giełdowych notowanych w latach 2017-2019 na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w ramach Głównego Rynku oraz rynku NewConnect. Próba była niezbilansowana i zawierała informacje o 560 jednostkach na przestrzeni 3 okresów. W pracy wykorzystano następujące zmienne:

<b>Zmienne objaśniane</b>	
<i>ROA</i>	Zysk netto / Aktywa ogółem
<i>ROE</i>	Zysk netto / Kapitał własny ogółem
<b>Zmienne objaśniające</b>	
<i>size_assets</i>	Rozmiar mierzony logarytmem wielkości aktywów
<i>leverage_liabilities</i>	Dźwignia finansowa mierzona stosunkiem zobowiązań ogółem do aktywów ogółem
<i>age</i>	Wiek - różnica lat między rokiem danej obserwacji a powstaniem spółki
<i>tangibility</i>	Udział aktywów trwałych w aktywach ogółem
<i>growth_sales</i>	Rozwój mierzony procentowym wzrostem sprzedaży w ostatnim roku
<i>sector_*</i>	Zmienne zerojedynkowe przyjmująca wartość 1 jeśli spółka należała do sektora przemysłowego, budowniczego lub usług i innych
<i>dividend</i>	Zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 jeśli spółka w danym roku wypłaciła dywidendę, 0 w przeciwnym przypadku
<i>women_CEO</i>	Zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 jeśli przynajmniej przez połowę danego roku stanowisko prezesa w spółce zajmowała kobieta (w przypadku braku stanowiska prezesa jeśli choć jeden z wiceprezesów był kobietą), a 0 w przeciwnym przypadku

<i>women_vice_CEO</i>	Zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 jeśli przynajmniej przez połowę danego roku stanowisko prezesa bądź jedno ze stanowisk wiceprezesów w spółce zajmowała kobieta, 0 w przeciwnym przypadku
-----------------------	--

Jako że dane dotyczyły spółek giełdowych, które charakteryzują się dużą zmiennością (np. spółki, które zostały skonsolidowane, bądź młode spółki o wyjątkowo wysokich stopach wzrostu), część zmiennych miała bardzo wysoką wariancję, a tym samym wiele obserwacji odstających. W celu zminimalizowania wpływu obserwacji na model zastosowano procedurę winsoryzacji na zmiennych *ROA*, *ROE*, *leverage\_liabilities* oraz *growth\_sales*. Winsoryzacja polega na zastąpieniu wartości skrajnych próby wartościami maksymalnymi bądź minimalnymi z pozostałej części próby. Dodatkowo, zmienna *leverage\_liabilities* oraz *growth\_sales* została opóźniona o jeden okres w celu ograniczenia endogeniczności.

## 5. Model

W ramach badania empirycznego oszacowaliśmy dwa rodzaje modeli: model panelowy z efektami losowymi oraz model panelowy z efektami stałymi. Modele panelowe są opisane następującym równaniem:

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it}$$

W naszym przypadku:

*ROA<sub>it</sub>* lub *ROE<sub>it</sub>*

$$\begin{aligned}
&= \beta_0 + \beta_1 * \text{rozmiar} + \beta_2 * \text{wiek} + \beta_3 * \text{dźwignia finansowa} + \beta_4 \\
&* \text{udział aktywów trwałych} + \beta_5 * \text{rozwój} + \beta_6 * \text{wypłacanie dywidendy} + \beta_7 \\
&* \text{sektor przemysłowy} + \beta_8 * \text{sektor usług i innych} + \beta_9 \\
&* \text{kobieta prezes lub kobieta wiceprezes} + u_i + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

W modelu z efektami losowymi zakładamy, że efekt indywidualny  $u_i$  (w naszym przypadku odpowiadający konkretnej spółce) jest nieskorelowany ze zmiennymi objaśniającymi modelu  $x_{it}$ . W modelu z efektami stałymi dopuszczamy natomiast tę korelację. W estymacji modeli stosowaliśmy metodę od ogółu do szczegółu i przyjęliśmy poziom istotności p-value równy 5%.

W pierwszej kolejności wyestymowaliśmy modele efektów stałych. Zarówno w przypadku ROA, jak i ROE zmienne zerojedynkowe związane z sektorem oraz dywidenda okazały się współliniowe, więc zostały pominięte w modelach. Ponadto, zmienna age była statystycznie nieistotna - również po wprowadzeniu jej kwadratu.

W modelach ROA efektów stałych oszacowanych ze zmienną women\_CEO bądź women\_vice\_CE te zmienne w obu przypadkach okazywały się statystycznie nieistotne. Natomiast w przypadku ROE, zmienna women\_CEO była statystycznie nieistotna, jednak women\_vice\_CEO okazała się istotna na poziomie istotności 5%.

Następnie wyestymowaliśmy modele efektów losowych dla ROA oraz ROE. W ramach procedury od ogółu do szczegółu w przypadku ROA usuwaliśmy kolejno zmienne: sector\_industrial, women\_CEO (bądź women\_vice\_CEO - obie zmienne w obu modelach były statystycznie nieistotne), sector\_services oraz age.

W przypadku modelu ROE usuwaliśmy kolejno: age, women\_CEO (bądź women\_vice\_CEO - obie zmienne w obu modelach były statystycznie nieistotne), sector\_industrial oraz sector\_services\_others.

## **6. Testy statystyczne**

W celu sprawdzenia istnienia efektów indywidualnych w powyższych modelach przeprowadzony został test Breuscha-Pagana. Na poziomie istotności 5% we wszystkich modelach odrzuciłyśmy hipotezę zerową, że wariancja efektu indywidualnego jest zerowa, zatem mamy efekty indywidualne w modelach efektów stałych i losowych dla ROA oraz ROE. Zasadne jest więc korzystanie z modeli z efektami losowymi bądź stałymi, a nie zwykłej Metody Największych Kwadratów.

Następnie przeprowadzony został test Hausmana. Test Hausmana sprawdza, czy estymatory efektów stałych i losowych różnią się statystycznie od siebie. Odrzucenie hipotezy zerowej w tym teście oznaczałoby, że różnią się od siebie, a co za tym idzie estymator efektów losowych nie jest zgodny, więc powinniśmy stosować estymator efektów stałych.

Zarówno dla ROA jak i ROA statystyka testowa okazała się bardzo wysoka i na poziomie istotności 5% odrzuciłyśmy hipotezę, że estymatory nie różnią się statystycznie (zmienne, które nie występują w obydwu modelach są pomijane). Wynika z tego, że estymator efektów stałych nie jest zgodny, zatem odrzucamy model efektów losowych i w dalszej części będziemy analizować model z efektami stałymi.

## 7. Interpretacja parametrów

Zinterpretujmy oszacowania parametrów otrzymanych modeli efektów stałych dla ROA i ROE.

Rys. 1. Ostatecznie oszacowany model z efektami stałymi dla ROA.

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	1,610
Group variable: num	Number of groups	=	560
R-squared:	Obs per group:		
Within = 0.0273	min =		1
Between = 0.1907	avg =		2.9
Overall = 0.1365	max =		3
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(4)	=	156.17
	Prob > chi2	=	0.0000

  

ROA_w025	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
size_assets	.0230978	.0024208	9.54	0.000	.018353	.0278426
tangibility	-.0871604	.0198015	-4.40	0.000	-.1259705	-.0483502
growth_sales_w05	.0538947	.0086508	6.23	0.000	.0369394	.0708499
leverage_liabilities_w025	-.0668683	.0193829	-3.45	0.001	-.1048582	-.0288785
_cons	-.0390974	.0162314	-2.41	0.016	-.0709103	-.0072845
sigma_u	.10799082					
sigma_e	.12511273					
rho	.42694218	(fraction of variance due to u_i)				

Dla modelu ROA:

- wzrost wielkości aktywów o 1% powoduje wzrost ROA o 0,00047 jednostek (zmienna size\_assets jest logarytmem aktywów)
- wzrost udziału aktywów trwałych o 1 p.p. powoduje spadek ROA o 0,139 jednostek
- wzrost dotychczasowego rozwoju mierzonego wzrostem sprzedaży o 1 p.p. powoduje wzrost ROA o 0,033 jednostek
- wzrost dźwigni finansowej o jednostkę powoduje wzrost ROA o 0,115 jednostek

Model wyjaśnia 6,4% całkowitej zmienności zmiennej objaśnianej oraz odpowiednio 7,57% oraz 5,8% zmienności międzygrupowej i wewnątrzgrupowej. Zgodnie z oczekiwaniami, płęć prezesa okazała się nieistotna. Na wskaźnik ROA wpływają wskaźniki ekonomiczne takie

jak wielkość aktywów, udział aktywów trwałych, dotychczasowy rozwój oraz dźwignia finansowa.

Rys. 2. Ostatecznie oszacowany model z efektami stałymi dla ROE.

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    1,610
Group variable: num                   Number of groups =     560

R-squared:                            Obs per group:
    Within = 0.0340                      min =        1
    Between = 0.0379                     avg =        2.9
    Overall = 0.0294                     max =        3

corr(u_i, Xb) = -0.4108                F(5,1045)       =     7.37
                                         Prob > F        =    0.0000
```

ROE_w025	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
size_assets	.0752452	.0253997	2.96	0.003	.0254049	.1250854
tangibility	-.3629456	.1035749	-3.50	0.000	-.566184	-.1597072
growth_sales_w05	.0743652	.0286989	2.59	0.010	.0180512	.1306793
women_vice_ceo	.1409091	.069692	2.02	0.043	.0041569	.2776614
leverage_liabilities_w025	.2333633	.1020304	2.29	0.022	.0331555	.4335711
_cons	-.2889939	.1198236	-2.41	0.016	-.5241161	-.0538717
sigma_u	.33054654					
sigma_e	.37030703					
rho	.44345049	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u\_i=0: F(559, 1045) = 1.76 Prob > F = 0.0000

Dla modelu ROE:

- wzrost wielkości aktywów o 1% powoduje wzrost ROA o 0,00075 jednostek (zmienna size\_assets jest logarytmem aktywów)
- wzrost udziału aktywów trwałych o 1 p.p. powoduje spadek ROE o 0,363 jednostek
- wzrost dotychczasowego rozwoju mierzonego wzrostem sprzedaży o 1 p.p. powoduje wzrost ROE o 0,074 jednostek
- spółki, w których kobieta zajmuje stanowisko prezesa lub conajmniej jedno ze stanowisk wiceprezesów, mają o 0,14 wyższy wskaźnik ROE niż inne spółki
- wzrost dźwigni finansowej o jednostkę powoduje wzrost ROE o 0,233 jednostek

Model dla ROE wyjaśnia 2,94% całkowitej zmienności tego wskaźnika, 3,4% zróżnicowania jego średniej wartości wewnątrz grup oraz 3,79% między grupami. W tym przypadku zmienna women\_vice\_CEO okazała się jednak istotna na poziomie istotności 5% -



według modelu obecność kobiety na stanowisku prezesa lub wiceprezesa poprawia wyniki spółki.

## **8. Podsumowanie i wnioski**

Oszacowane modele efektów stałych na próbie panelowej polskich spółek wskazują, że na ich wyniki finansowe mierzone ROA i ROE wpływają przede wszystkim charakterystyki ekonomiczne takie jak wielkość aktywów, udział aktywów stałych, dotychczasowy rozwój oraz dźwignia finansowa. Te zmienne okazały się statystycznie istotne w obu modelach i jest to zgodne z powszechnie uznawaną literaturą dotyczącą determinantów wyników finansowych.

Zmienne związane z płcią prezesa okazały się natomiast w większości statystycznie nieistotne. Potwierdzałyby to naszą hipotezę badawczą o tym, że płeć prezesa nie ma związku z wynikami przedsiębiorstwa. Jedynie dla ROE obecność kobiety na stanowisku prezesa lub wiceprezesa okazała się statystycznie istotna.

Oba wyniki wydają się prawdopodobne - z jednej strony, podobne wnioski o braku zależności między płcią prezesa a wynikami przedsiębiorstwa wykazały m.in. analizy Hoobler i in. (2016) oraz Jeong i Harrisona (2017). Z drugiej, warto zwrócić uwagę na pozytywny wpływ obecności kobiety na stanowisku prezesa lub wiceprezesa w przypadku ROE. Ta zmienna świadczy pośrednio m.in. o różnorodności w zarządzie, której pozytywny wpływ na wyniki jest już szerzej udokumentowany i potwierdzony (Hoobler i in. 2016). Dodatni wpływ kobiety na stanowisku prezesa (w tym przypadku tylko prezesa, a nie również wiceprezesa) na wyniki mierzone ROE potwierdziły m.in. prace Khan i Vieito (2013) czy Ullah i in. (2019).

Lekka rozbieżność pomiędzy wynikami dla zmiennych objaśnianych ROA i ROE prawdopodobnie wynika z nieco odmiennej specyfiki obydwu zmiennych – ROA w swojej definicji uwzględnia dźwignię finansową i jest potencjalnie wrażliwsze na efekty związane np. z niższą skłonnością do podejmowania ryzyka przez kobiety (Solakoglu i Demir, 2016).

Podsumowując, wyestymowane modele potwierdzają postawioną hipotezę badawczą, że płeć prezesa przedsiębiorstwa nie ma wpływu na jego wyniki finansowe.

## **Bibliografia**

- Deloitte. (2019). Raport: „Kobiety w zarządach”. Perspektywa globalna. Pobrano z: <https://www2.deloitte.com/pl/pl/pages/kobiety-w-biznesie/articles/kobiety-w-zarzadach-raport.html> (dostęp: 01.06.2021).
- Hoobler, J. M., Masterson, C. R., Nkomo, S. M. i Michel, E. J. (2016). The Business Case for Women Leaders: Meta-Analysis, Research Critique, and Path Forward. *Journal of Management*, 44(6), 2473–2499.
- Jadiyappa, N., Jyothi, P., Sireesha, B. i Hickman, L. E. (2019). CEO gender, firm performance and agency costs: evidence from India. *Journal of Economic Studies*, 46(2), 482–495.
- Jeong, S. H. i Harrison, D. A. (2017). Glass Breaking, Strategy Making, and Value Creating: Meta-Analytic Outcomes of Women as CEOs and TMT members. *Academy of Management Journal*, 60(4), 1219–1252.
- Khan, W. A. i Vieito, J. P. (2013). CEO gender and firm performance. *Journal of Economics and Business*, 67, 55–66.
- Liu, Y., Wei, Z. i Xie, F. (2014). Do women directors improve firm performance in China? *Journal of Corporate Finance*, 28, 169–184.
- Peni, E. (2012). CEO and Chairperson characteristics and firm performance. *Journal of Management & Governance*, 18(1), 185–205.
- Solakoglu, M. N. i Demir, N. (2016). The role of firm characteristics on the relationship between gender diversity and firm performance. *Management Decision*, 54(6), 1407–1419.
- Ullah, I., Fang, H. i Jebran, K. (2019). Do gender diversity and CEO gender enhance firm's value? Evidence from an emerging economy. *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 20(1), 44–66.