

Leszek Bohdanowicz\*

## Struktury własnościowe spółek a rotacje prezesów zarządów – wyniki badań empirycznych

### Wstęp

W ostatnich latach dużo uwagi poświęcono skuteczności funkcjonowania rad spółek, a w szczególności wykonywaniu przez nie funkcji kontrolnej. Funkcja ta jest realizowana poprzez różne zadania. J. Jeżak i L. Bohdanowicz [2005] wskazali, że do najważniejszych z nich w polskich rad nadzorczych należą: ocenianie wyników pracy zarządu, zatwierdzanie strategii spółki i wybór nowych członków zarządu. Te zadania, a zwłaszcza pierwsze i trzecie, można rozpatrywać łącznie w kontekście odwołania i powołania członków zarządu, czyli ich rotacji.

Rotacje prezesów zarządów i ich dążenie do ochrony przed zwolnieniem z zajmowanego stanowiska było przedmiotem wielu badań na świecie. Takie badania szczególnie często przeprowadzano w krajach, gdzie struktury własnościowe są rozproszone, a rynki kapitałowe funkcjonują jako rynki kontroli przedsiębiorstw. Chodzi tu głównie o Stany Zjednoczone [Denis i inni, 1997; Mikkelson, Partch, 1997] i Wielką Brytanię [Dahya i inni, 2002]. Nieco rzadziej podobne badania prowadzone były w krajach, gdzie struktury własnościowe są skoncentrowane, choć i tu ich nie brakowało. Były one na przykład prowadzone w Japonii [Kang, Shivdasani, 1995], w Chinach [Kato, Long, 2006], we Włoszech [Brunello i inni, 2003], czy w Danii [Lausten, 2002]. Wszędzie podkreślano specyfikę krajowego systemu ładu korporacyjnego i jego wpływu na rotacje prezesów. Na przykład w Chinach rolę państwa w gospodarce, a we Włoszech wysoki udział własności menedżerskiej.

Badania zaprezentowane w niniejszym artykule dotyczą polskich spółek publicznych i polskiego systemu ładu korporacyjnego. Kluczowymi jego cechami są wysoki stopień koncentracji struktur własnościowych, dwupoziomowy model organów statutowych spółek, a także brak aktywnego rynku kontroli spółek i duże znaczenie jako właścicieli instytucji finansowych, własności menedżerskiej (często w powiązaniu z własnością rodzinną) i rządu oraz ukształtowanie tego systemu w wyniku

---

\* Dr, Katedra Finansów i Strategii Przedsiębiorstwa, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Łódzki, ul. J. Matejki 22/26, 90-237 Łódź, lbohdan@uni.lodz.pl

unikalnej ścieżki transformacji [Aggestam, 2004; Kozarzewski, 2007; Tamowicz, Dzierżanowski, 2001].

Celem opracowania jest przedstawienie relacji pomiędzy strukturami własnościowymi polskich spółek publicznych a rotacjami prezesów zarządów. Zostało ono podzielone na cztery części. W pierwszej krótko opisano założenia teorii agencji oraz ich wpływ na rotacje w nich prezesów, a także odniesiono się do problemu moralnego hazardu w spółkach. W drugiej przedstawiono hipotezy na temat relacji pomiędzy strukturami własnościowymi (udziałem we własności menedżerów najwyższego szczebla, inwestorów instytucjonalnych i państwa) a rotacjami prezesów zarządów. W trzeciej przedstawiono metodykę prowadzonych badań, w tym opisano próbę, scharakteryzowano zmienne i wskazano metodę analizy danych. Czwarta część zawiera opis wyników badania. Całość kończy się podsumowaniem, w którym przedstawiono wnioski z badania oraz wskazano ograniczenia we wnioskowaniu.

## **1. Teoria agencji, rotacje prezesów zarządów i moralny hazard**

Badania na temat rotacji prezesów zarządów prowadzono głównie w oparciu o założenia teorii agencji, która opisuje konflikt interesu związany z rozdzieleniem własności i zarządzania [Jensen, Meckling, 1976]. Odnosiły się one przede wszystkim do skuteczności mechanizmów wewnętrznych nadzoru, tj. rad spółek oraz mechanizmów zewnętrznych, czyli rynków kapitałowych oraz rynków produktów funkcjonujących jako rynki kontroli spółek, w tym przejęć spółek i ich bankructw [Morck i inni, 1989]. Na przykład S. Kaplan i B. Minton [2006], po przeprowadzeniu analizy na temat relacji pomiędzy rotacjami prezesów a wynikami spółek w latach 1992–2005 na próbie dużych amerykańskich spółek z listy Fortune 500, stwierdzili, że w przypadku rotacji zainicjowanych przez rady występowały związki pomiędzy nimi a względnymi wynikami finansowymi mierzonymi zarówno w odniesieniu do spółek sektora, wyników sektora w relacji do wyników całego rynku i samych wyników całego rynku. Nie było natomiast żadnego z tych związków w przypadku rotacji spowodowanych przez przejęcia lub bankructwa.

Sama teoria agencji opiera się na kilku założeniach, na które wskazuje K. Eisenhard [1989]. Po pierwsze, ludzi cechuje chęć dążenia do realizacji osobistych interesów, ograniczona racjonalność i niechęć do ryzyka. Po drugie, w organizacji występuje konflikt interesu pomiędzy agentem i pryncypałem. Po trzecie, występuje w spółce asymetria infor-

macji. Po czwarte, informacja jest towarem, który zawsze może zostać nabyty. I po piąte, konflikt agencji prowadzi do powstania kosztów agencji, które są określone zanim zawarty zostanie kontrakt między stronami. Te założenia, a w szczególności asymetria informacji w relacjach agent-pryncypała, stanowią również podstawę, opisanego między innymi najpierw przez K. Arrowa [1963] oraz M. Jensena i W. Mecklinga [1976], a później przez B. Hölmstroma [1979], moralnego hazardu, który w Polsce określa się również jako pokusę nadużyć. M. Jensen i W. Meckling pierwsi zaproponowali, aby dla wyjaśnienia tego zjawiska jako początkowy punkt przyjąć sytuację, w której pojedynczy menedżer posiada sam firmę. Wtedy korzyści menedżera związane z konsumowaniem dodatkowych dochodów (np. w formie incydentalnych dodatków do wynagrodzeń, prywatnych korzyści, przywilejów lub wyższych niż regularne dochodów) raczej niż inwestowanie w projekty z pozytywnym NPV są najniższe. Będą one jednak rosły wraz ze spadkiem jego udziałów.

W późniejszych rozważaniach rozszerzono ten problem i wskazywano na przykład, że jest on również powiązany z niedostatecznymi wysiłkami menedżerów. S. Rosenstein i J. Wyatt (2006) zauważyli, że ceny akcji spółek spadają, gdy ogłoszone zostaje powołanie dyrektora wykonawczego jako dyrektora niewykonawczego do rady innej spółki, co może powodować zmniejszenie jego wysiłków związanych z tworzeniem wartości w pierwotnej spółce. Generalnie jednak moralny hazard odnosi się do sytuacji, w której jednostka jest chroniona przed ryzykiem i w związku z tym zachowuje się inaczej, niż gdyby była ona na nie w pełni narażona. Ta sytuacja ściśle wiąże się również z ryzykiem rotacji na stanowisku prezesa. W normalnych warunkach prezesa, którzy są postrzegani przez akcjonariuszy jako nierealizujący ich interesów, są zwalniani. Są jednak czynniki, które mogą chronić prezesów przed rotacjami. Do tych czynników należą struktury własnościowe [Brunello i inni, 2003].

## **2. Hipotezy na temat relacji pomiędzy strukturami własnościowymi a rotacjami prezesów zarządów**

### **2.1. Własność menedżerska a rotacje prezesów zarządów**

Własność menedżerska jest postrzegana jako jeden z podstawowych mechanizmów łagodzenia konfliktu agencji, jednak dokładne badania na ten temat pokazały, że problem ten jest bardziej skomplikowany, niż zakładała pierwotnie teoria agencji. Na przykład badania nad wpływem własności menedżerskiej na wyniki spółek potwierdziły, że relacje te nie

mają charakteru monotonicznego [Morck i inni, 1988; Cheng i inni, 2012]. R. Morck i inni [1988] w swoich badaniach pokazali, iż wskaźnik Q Tobina rósł, gdy menedżerowie posiadali pomiędzy 1% a 5% akcji, później malał pomiędzy 5% i 25%, a następnie powyżej 25% znów rósł. Ale już G. Vintila i S. Gheorghina [2012] w innych badaniach udokumentowali, iż w przedziale do 33,58% udziału we własności menedżerów był on pozytywnie powiązany ze wskaźnikiem cena akcji do bieżących zysków, ale powyżej tego udziału już negatywnie.

Same badania relacji pomiędzy własnością menedżerską a rotacjami prezesów zarządów były dość częste [Brunello i inni, 2003; Denis i inni, 1997]. Kierunek tej zależności można już wywnioskować ze stwierdzenia R. Morcka i innych [1988], którzy uznali, iż menedżerowie mający znaczące udziały we własności mogą zagwarantować sobie zatrudnienie i wysokie wynagrodzenia. To wskazuje, że prawdopodobieństwo rotacji przy wyższym udziale we własności menedżerów jest potencjalnie niższe. Już szczegółowe badania na ten temat przeprowadzili na przykład D. Denis i inni [1997] na próbie 5545 rocznych obserwacji w 1394 amerykańskich spółkach w latach 1985–1988 i stwierdzili, że prawdopodobieństwo rotacji menedżerów najwyższego szczebla jest negatywnie powiązane z posiadaniem przez nich udziałów we własności, a pozytywnie z udziałem we własności zewnętrznych inwestorów. Także w Polsce do podobnych wniosków doszedł P. Urbanek [2010], który po przeprowadzeniu badań na próbie badawczej obejmującej 350 spółek notowanych na GPW w Warszawie w latach 2006–2009 stwierdził, że najmniej zmian na stanowisku prezesa zachodziło w spółkach kontrolowanych przez własność menedżerską. Na tej podstawie można postawić pierwszą hipotezę:

Hipoteza 1: Własność menedżerska wpływa negatywnie na rotacje prezesów zarządów spółek.

## **2.2. Własność inwestorów instytucjonalnych a rotacje prezesów zarządów**

Różne jest na świecie postrzeganie roli, jaką odgrywiają inwestorzy instytucjonalni. W niektórych badaniach zwrócono uwagę, że poprzez wtórną koncentrację kapitału mają oni motywację, by stać się aktywnymi inwestorami i poprawić jakość nadzoru nad spółkami oraz jakość realizacji przez rady funkcji kontrolnej [Alfaraih i inni, 2012; Gillian, Starks, 2003]. W innych zarzucano im, że wzrost ich własności w spółkach nie idzie w parze z zaangażowaniem w nadzór [Tilba, McNulty, 2013], a nawet, że nie mają zdolności organizacyjnych i chęci do zdobywania wiedzy

o specyfice funkcjonowania spółek, w które zainwestowali [Hellman, 2005]. Stąd nie jest jednoznaczne, jaki może być ich wpływ na rotacje prezesów zarządów. Z jednej strony, jako inwestorzy, którzy dokonują wtórnej koncentracji kapitału, mogą oni aktywnie włączać się w nadzór nad spółkami i realizację funkcji kontrolnej przez rady, z drugiej strony mogą raczej „głosować nogami”. Na tej podstawie trudno jednoznacznie określić, jaki charakter ma zależność pomiędzy własnością inwestorów instytucjonalnych a rotacjami prezesów zarządów.

Stąd też na podstawie ogólnych rozważań teoretycznych można postawić drugą hipotezę:

Hipoteza 2. Własność inwestorów instytucjonalnych wpływa na rotacje prezesów zarządów. Nie można jednoznacznie określić jednak kierunku tej zależności.

### **2.3. Własność państwowa a rotacje prezesów zarządów**

Państwo jest uznawane za najmniej efektywnego właściciela, a wcześniejsze badania pokazały, że spółki przez nie kontrolowane osiągają gorsze wyniki finansowe niż kontrolowane przez własność prywatną [Megginson, Netter, 2001]. Co więcej, badania pokazały, że własność państwowa jest mniej efektywna w monitorowaniu efektywności swoich inwestycji, co wynika z odmiennej motywacji, niż ta, którą kieruje się własność prywatna [Mak, Li, 2001]. Wynika to w dużej mierze z ogólnej charakterystyki państwa jako właściciela. W wielu opracowaniach stwierdzono, że często tego właściciela bardziej interesują cele społeczne niż cele finansowe, a mających wpływ na skład ich organów statutowych polityków i urzędników motywuje chęć utrzymania władzy. Stąd trudno czasami podejmować im pewne decyzje, gdyż nie chcą wchodzić w konflikty z silnymi interesariuszami [Razak i inni, 2008; Wong, 2004].

Same badania na temat relacji pomiędzy własnością państwową i rotacjami prezesów zarządów nie były częste, jednak można się spodziewać, że rotacje przebiegają pod wpływem cyklu wyborczego i silny wpływ na nie ma zmiana rządu. Tym niemniej jedne z takich badań przeprowadzili W. Schen i Ch. Lin [2009] w chińskich spółkach i zauważyli, że własność państwowa jest negatywnie powiązana z rotacjami prezesów zarządów, co również skłoniło ich do ogólnego stwierdzenia, że własność państwowa prowadzi do zmniejszenia jakości ładu korporacyjnego. Stąd też trzecia hipoteza w niniejszym opracowaniu:

Hipoteza 3. Własność państwowa wpływa na rotacje prezesów zarządów.

### 3. Metoda

#### 3.1. Próba badawcza

W skład próby badawczej wchodzi polskie spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2008–2013. Dane pochodzą z ich raportów rocznych. W próbie znalazły się tylko spółki niefinansowe. Spółki finansowe (banki i fundusze inwestycyjne) zostały z niej wykluczone ze względu na inną strukturę bilansu oraz rachunku zysków i strat oraz ich specyfikę działania. W analizach nie uwzględniono także obserwacji, w których brakowało danych na temat co najmniej jednej zmiennej. W ten sposób zgromadzono dane na temat 292 spółek i 1067 rocznych obserwacji.

#### 3.2. Zmienne

Dane analizowano za pomocą analizy regresji logitowej, a w modelu znalazło się trzynaście zmiennych, w tym jedna zmienna zależna, trzy zmienne zależne i dziewięć zmiennych kontrolnych. Ich krótkie definicje znajdują się w tablicy 1.

**Tablica 1. Definicje zmiennych**

Nazwa	Opis
Rotacje prezesów zarządów	Zmienna zero-jedynkowa. Przyjmuje wartość 1, gdy pomiędzy rokiem $t-1$ i rokiem $t$ doszło do zmiany na stanowisku prezesa zarządu, oraz 0, gdy do niej nie doszło.
Własność menedżerska	Wyrażony w ułamku dziesiętnym procent akcji w posiadaniu wszystkich członków zarządu w roku $t-1$ .
Własność państwa	Wyrażony w ułamku dziesiętnym procent akcji w posiadaniu Skarbu Państwa w roku $t-1$ .
Własność inwestorów instytucjonalnych	Wyrażony w ułamku dziesiętnym procent akcji w posiadaniu wszystkich finansowych inwestorów instytucjonalnych w roku $t-1$ .
Wskaźnik Q Tobina	Relacja wartości rynkowej akcji plus wartości księgowej zobowiązań do wartości księgowej aktywów.
Liczebność zarządów	Liczba członków zarządu w roku $t-1$ .
Liczebność rad nadzorczych	Liczba członków rady nadzorczej w roku $t-1$ .
Aktywność rad nadzorczych	Liczba posiedzeń rady nadzorczej w okresie od roku $t-1$ do roku $t$ .

Nazwa	Opis
Wiek prezesa	Zmienna zero-jedynkowa. Przyjmuje wartość 1, jeżeli prezes zarządu w roku $t-1$ był w wieku 65 lub więcej lat.
Wielkość spółki	Logarytm naturalny aktywów razem w roku $t-1$ .
Zadłużenie spółki	Wskaźnik zadłużenia ogółem w roku $t-1$ .
Sektor	Zmienna zero-jedynkowa. Przyjmuje wartość 1 dla spółek przemysłowych i wartość 0 dla spółek handlowych lub usługowych.
Rok obserwacji	Zmienne zero-jedynkowe opisujące rok obserwacji

Źródło: Opracowanie własne.

Zmienną zależną w niniejszym badaniu są rotacje prezesów zarządów. Te rotacje są mierzone jako zmienna zero-jedynkowa, która przyjmuje wartość 1, gdy pomiędzy rokiem  $t-1$  i rokiem  $t$  doszło do zmiany na stanowisku prezesa. W przeciwnym razie wartość tej zmiennej wynosi 0 [Brunello i inni, 2003].

W badaniu uwzględniono trzy zmienne opisujące struktury własnościowe, tj. własność menedżerska, własność państwa (Skarbu Państwa) i własność inwestorów instytucjonalnych (banków, funduszy emerytalnych, otwartych funduszy inwestycyjnych, funduszy venture capital), które są zmiennymi niezależnymi. Własność menedżerska jest mierzona jako bezpośredni i pośredni udział we własności wszystkich członków zarządu w roku  $t-1$  określony jako liczba dziesiętna. Przy kalkulacji tej zmiennej pominięto udziały we własności innych menedżerów najwyższego szczebla niebędących członkami zarządu, gdyż polskie prawo nie wymaga od nich ujawniania swoich udziałów, jeśli nie przekroczyli pięcioprocentowego progu. Podobne problemy wystąpiły w niektórych badaniach zagranicznych i tam również postąpiono w ten sam sposób [Lasser, 2006].

W podobny sposób jak zmienna własność menedżerska były obliczane dwie pozostałe zmienne dotyczące struktur własnościowych. Podstawowa różnica polegała jednak na wykorzystaniu do ich kalkulacji jedynie bloków większych niż 5%. Zgodnie z polskim prawem akcjonariusz dopiero po jego przekroczeniu ma obowiązek ujawniania stanu swojego posiadania. Skarb Państwa, jeśli już jest właścicielem, to posiada znaczące pakiety akcji, toteż szczególnie udziały takich inwestorów instytucjonalnych, jak fundusze emerytalne i otwarte fundusze inwestycyjne, są mocno rozproszone i często nie przekraczają pięcioprocentowego progu.

Pozostałe zmienne były zmiennymi kontrolnymi. Do pomiaru wyników spółek wykorzystano wskaźnik Q Tobina mierzony w czasie  $t-1$ . Wskaźnik Q Tobina liczy się jako relacja wartości rynkowej spółki do wartości odtworzeniowej jej aktywów [Urbanek, 2008]. Wadą tego wskaźnika w pierwotnej formule jest trudność w obliczeniu wartości odtworzeniowej, dlatego najczęściej oblicza się go jako stosunek wartości rynkowej akcji plus wartości księgowej zobowiązań do wartości księgowej aktywów [Del Brio i inni, 2006]. Wartość 1 wskaźnika Q Tobina świadczy o niedowartościowaniu akcji spółki.

Do modelu wprowadzono również trzy zmienne charakteryzujące organy statutowe spółek, tj. dwie opisujące ich liczebność, czyli liczebność zarządów i liczebność rad nadzorczych, a także jedną opisującą aktywność rad nadzorczych. Dwie pierwsze zmienne są mierzone w czasie  $t-1$ . Natomiast zmienna aktywność rad nadzorczych kontrolowała zachowanie tych organów i mierzona była jako liczba posiedzeń organu nadzoru w okresie od roku  $t-1$  do roku  $t$ . Podobnie jak mierzono tą zmienną w innych badaniach, uwzględniono tu tylko rzeczywiste spotkania członków rad, bez pisemnego podejmowania decyzji, telekonferencji i wideokonferencji, które – jak oceniono we wcześniejszych badaniach – nie pozwalają na pogłębioną dyskusję, a w efekcie na tak samo efektywne wykonywanie funkcji nadzorczej przez radę, jak ma to miejsce w przypadku rzeczywistych spotkań [Bohdanowicz, 2014; Vafeas, 1999].

Następną zmienną kontrolną jest wiek prezesa w roku  $t-1$ . Jest to zmienna zero-jedynkowa, która przyjmuje wartość 1, jeżeli prezes w roku  $t-1$  był w wieku 65 lub więcej lat.

Wielkość spółki jest mierzona jako logarytm naturalny aktywów razem w roku  $t-1$  [Eisenberg i inni, 1998]. Natomiast do określenia stopnia zadłużenia wykorzystano wskaźnik zadłużenia ogółem, czyli podzielono wartość zobowiązań ogółem przez wartość aktywów razem w roku  $t-1$  [Crespí-Cladera, Gispert, 2003].

Zmienna sektor jest mierzona jako zmienna zero-jedynkowa, która przyjmuje wartość 1, gdy spółka jest spółką przemysłową, i 0, gdy spółka zajmuje się działalnością handlową lub usługową [Kowalewski i inni, 2008]. Na koniec do modelu dodano zmienne zero-jedynkowe, które opisują rok obserwacji.



## 4. Wyniki

### 4.1. Statystyki opisowe

W tabelicy 2 znajduje się zestawienie dotyczące liczby rotacji prezesów zarządów w badanej próbie. W całym badanym okresie rotacje miały miejsce w przypadku 175 spośród 1067 obserwacji, co stanowiło 16,4% tych obserwacji. Najwięcej z nich w ujęciu nominalnym i procentowym miało miejsce w 2012 roku, kiedy to zaobserwowano 39 rotacji, stanowiących 19,21% obserwacji dla tego roku. Najmniej natomiast w roku 2010, kiedy w badanej próbie zaobserwowano 23 zmiany na stanowisku prezesa zarządu, co stanowiło 13,29% obserwacji dla tego roku.

**Tabela 2. Rotacje prezesów zarządów w badanej próbie**

Rok	Liczba rotacji	Liczba obserwacji	% rotacji w stosunku do obserwacji
2008	27	126	21,43
2009	25	174	14,37
2010	23	173	13,29
2011	27	196	13,77
2012	39	203	19,21
2013	34	195	17,44
Cała próba	175	1067	16,40

Źródło: Opracowanie własne.

W tabelicy 3 zamieszczono statystyki opisowe dla pozostałych zmiennych. Spośród trzech zmiennych opisujących struktury własnościowe spółek najwyższą średnią wartość przyjmuje zmienna własność menedżerska, której średnia arytmetyczna wynosi 0,2155. Mediana dla niej liczy tylko 0,0399, co wskazuje, że w próbie są obserwacje, gdzie wartość tej zmiennej jest wysoka, ale równocześnie w bardzo wielu przypadkach jest bardzo niska. Średnia arytmetyczna dla zmiennej udział we własności inwestorów instytucjonalnych wynosi 0,1238, a mediana 0,0640. Natomiast średnia arytmetyczna dla zmiennej własność państwowa wynosi tylko 0,0411, przy medianie równej 0, co oznacza, że co najmniej w połowie obserwacji Skarb Państwa nie ma udziału we własności.

Tablica 3. Statystyki opisowe

Zmienna	Średnia	Mediana	Min.	Max.	Odch. std.
Własność menedżerska	0,2155	0,0399	0	0,9422	0,2739
Własność państwowa	0,0411	0,0	0,0	0,8500	0,1456
Własność inwestorów instytucjonalnych	0,1238	0,0640	0,0	0,9270	0,1626
Wskaźnika q Tobina	1,2675	1,0462	0,2942	12,4555	0,8645
Liczebność rady nadzorczej	5,7479	5	5	13	1,3036
Aktywność rady nadzorczej	6,3477	6	1	27	3,3227
Liczebność zarządu	3,1087	3	1	11	1,4737
Wielkość spółki	19,4354	19,2438	16,0972	24,7968	1,6431
Stopień zadłużenia	0,4690	0,4527	0,0004	3,4340	0,2406

Źródło: Opracowanie własne.

Średnia arytmetyczna wskaźnika Q Tobina jest równa 1,2675, przy zbliżonej medianie wynoszącej 1,0462. Te wyniki pokazują, że wartość rynkowa większości spółek z próby jest wyższa niż ich wartość odtworzeniowa. Natomiast średnia liczebność (średnia arytmetyczna) rad nadzorczych wynosi 5,7479, a mediana 5 członków. Te dane pokazują, że większość rad nadzorczych z badanej próby liczy tylko minimalną liczbę członków zakładaną przez kodeks spółek handlowych. Inaczej jest w przypadku zarządów. Tu średnia arytmetyczna wynosi 3,1087, a mediana 3 członków, gdzie kodeks spółek handlowych zakłada, że minimalna liczebność tych organów wynosi 1.

Średnia arytmetyczna dla aktywności rad nadzorczych wynosi 6,3477, a mediana 6. Pokazuje to, iż przeciętnie rady nadzorcze spółek z próby spotykają się 6 razy rocznie. Warto jednak zwrócić tu też uwagę na dużą rozpiętość pomiędzy minimalną liczbą, która wynosi 1 posiedzenie, i maksymalną liczbą, która wynosi aż 27 posiedzeń. Stąd też dość wysoka wartość odchylenia standardowego, które wynosi 3,3227. Warto w tym miejscu wspomnieć, że kodeks spółek handlowych wskazuje, iż posiedzenia rad nadzorczych powinny być zwoływane w miarę potrzeb,

jednak nie rzadziej niż trzy razy w roku obrotowym [ustawa, 2000, art. 389]. Równocześnie na podstawie art. 388 k.s.h. dopuszczalne jest, jeżeli tak stanowi statut, podejmowanie uchwał w trybie pisemnym lub przy wykorzystaniu środków bezpośredniego porozumiewania się na odległość. Obie te formy, na podstawie wcześniejszych badań na temat aktywności rad spółek, nie były wliczane przy kalkulacji tej zmiennej i stąd też minimalna liczba posiedzeń w próbie jest niższa niż zakłada to kodeks spółek handlowych. Trzeba jednak w tym miejscu nadmienić, iż decyzje personalne, w tym oczywiście decyzje związane z rotacją na stanowisku prezesa zarządu, nie są podejmowane w trybie obiegowym, ale podczas rzeczywistych posiedzeń rad nadzorczych.

Na koniec średnia arytmetyczna dla logarytmu naturalnego aktywów razem wynosi 19,4354. Natomiast średnia arytmetyczna dla stopnia zadłużenia spółek z próby 0,4690.

## 4.2. Analiza regresji

W tablicy 4 znajdują się wyniki analizy regresji logitowej dla rozpatrywanego modelu. Pokazują one, że własność menedżerska jest negatywnie powiązana z rotacjami prezesów zarządów ( $\beta = -2,0150$ ,  $p < 0,001$ ), co potwierdza hipotezę 1. Kierunek tej zależności jest zgodny z tym, który został określony we wcześniejszych badaniach światowych [Denis i inni, 1997], a także polskich [Urbanek, 2010]. Potwierdza on także spostrzeżenie R. Morcka i innych [1997], że menedżerowie jeśli posiadają znaczące udziały we własności są w stanie chronić swoje zatrudnienie. Co więcej, stwierdzenie takiej zależności pokazuje również, że ryzyko moralnego hazardu menedżerów w spółkach ze znaczącym ich udziałem jest wyższe. Ta ochrona zatrudnienia może mieć miejsce bez względu na osiągnięte przez spółki wyniki finansowe.

Nie stwierdzono natomiast statystycznie istotnych związków pomiędzy dwoma pozostałymi zmiennymi niezależnymi, tj. własnością inwestorów instytucjonalnych i własnością państwową, a rotacjami prezesów zarządów. Tym samym nie udało się potwierdzić hipotez 2 i 3.

W trakcie badania udało się również znaleźć statystycznie istotne zależności pomiędzy niektórymi zmiennymi kontrolnymi a zmienną zależną. Pierwsza z tych zależności dotyczy związków pomiędzy aktywnością rad nadzorczych a rotacjami prezesów zarządów i ma charakter pozytywny ( $\beta = 0,1721$ ,  $p < 0,001$ ). Pokazuje ona, że w roku, gdy następuje odwołanie prezesów spółki i powołanie nowych, rady nadzorcze spotykają

się częściej. Wynika to z większej liczby zadań, które muszą w tym okresie wykonać organy nadzoru w związku z przeprowadzanymi rotacjami. Druga istotna statystycznie zależność dotyczy relacji pomiędzy wielkością spółek i rotacjami prezesów zarządów, a ma charakter negatywny ( $\beta = -0,1432$ ,  $p < 0,001$ ). Pokazuje ona, że w dużych spółkach zmiany prezesów są rzadsze, a ich zatrudnienie stabilniejsze. Trzecia istotna statystycznie zależność dotyczy pozytywnej relacji pomiędzy stopniem zadłużenia a rotacjami prezesów zarządów ( $\beta = 1,0216$ ,  $p < 0,01$ ). To wskazuje, że rotacje są częstsze w spółkach bardziej zadłużonych i w gorszej sytuacji finansowej.

**Tablica 4. Analiza regresji logitowej**

Zmienne niezależne i kontrolne	Zmienna zależna
	Rotacje prezesów zarządów
Własność menedżerska	-2,0150*** (0,4381)
Własność inwestorów instytucjonalnych	0,2679 (0,5305)
Własność państwowa	0,0083 (0,5958)
Wskaźnik q Tobina	-0,1838 (0,1313)
Liczebność rady nadzorczej	0,0765 (0,0799)
Aktywność rady nadzorczej	0,1721*** (0,0265)
Liczebność zarządu	-0,1061 (0,0752)
Wiek prezesa zarządu	0,3305 (0,4578)
Wielkość spółki	-0,1432*** (0,0310)
Stopień zadłużenia	1,0216** (0,3458)

Zmienne niezależne i kontrolne	Zmienna zależna
Sektor	-0,0837 (0,1873)
Rok obserwacji	Nie
Kryterium informacyjne Akaikego	0,8219
Kryterium Schwarz	0,8969
Kryterium Hannana-Quinna	0,8503
N	1067

Uwagi: \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ . W nawiasach znajduje się błąd standardowy.  
Źródło: Opracowanie własne.

## Zakończenie

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie relacji pomiędzy strukturami własnościowymi polskich spółek publicznych a rotacjami prezesów zarządów. Aby go zrealizować, testowano trzy hipotezy dotyczące związków pomiędzy tymi rotacjami a udziałem we własności menedżerów (członków zarządu), inwestorów instytucjonalnych (banków i funduszy emerytalnych, inwestycyjnych oraz venture capital) oraz państwa (Skarbu Państwa). Statystycznie potwierdzona została tylko jedna hipoteza dotycząca negatywnych relacji pomiędzy własnością menedżerską a rotacjami prezesów. Zaobserwowana prawidłowość była zgodna z wynikami niektórych wcześniejszych badań i pokazała, że własność menedżerska chroni menedżerów najwyższego szczebla przed zwolnieniem z zajmowanego stanowiska, niezależnie od wyników osiąganych przez spółki.

Na koniec należy wspomnieć o ograniczeniach badawczych, które mogą mieć wpływ na wyniki. Dotyczą one pomiaru zmiennych i okresu badania. Otóż dwie zmienne opisujące struktury własnościowe, tj. udział we własności inwestorów instytucjonalnych i udział we własności państwa, są obliczane na podstawie bloków akcji większych niż 5%, co wynika z przepisów prawa dotyczących ujawniania informacji o stanie posiadania inwestorów. W szczególności inwestorzy instytucjonalni mają bardzo często mniejsze bloki akcji, poniżej tego progu, których nie ujawniają. Stąd ich udział we własności jest niedoszacowany i może mieć to wpływ na wyniki badania. Dodatkowo okres prowadzenia badania obejmował tylko sześć lat, czyli lata 2008–2013, a w jego trakcie nie nastąpiła zmiana koalicji rządzącej Polską. Mogło to mieć wpływ na wyniki analiz

na temat relacji pomiędzy własnością państwa a rotacjami na stanowiskach prezesów zarządów.

## Literatura

1. Aggestam M. (2004), *Corporate Governance and Capital Groups in Poland*, „Journal for East European Management Studies”, Vol. 9, No. 4.
2. Alfaraih M., Alanezi F., Almujaed H. (2012), *The Influence of Institutional and Government Ownership on Firm Performance: Evidence from Kuwait*, „International Business Research”, Vol. 5, No. 10.
3. Arrow K. (1963), *Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care*, „The American Economic Review”, Vol. 53, No. 5.
4. Bohdanowicz L. (2014), *Managerial ownership and supervisory board activity: Evidence from Polish listed companies*, „Management of Organizations: Systematic Research”, Vol. 70.
5. Brunello G., Graziano C., Parigi B. (2003), *CEO turnover in insider-dominated boards: The Italian case*, „Journal of Banking and Finance”, Vol. 27, No. 6.
6. Cheng, P., Su L., Zhu X. (2012), *Managerial ownership, board monitoring and firm performance in a family-concentrated corporate environment*, „Accounting and Finance”, Vol. 52.
7. Crespi-Cladera R., Gispert C. (2003), *Total board compensation, governance and performance of Spanish listed companies*, „Labour”, No. 1.
8. Dahya J., McConnell J. J., Travlos N. G. (2002), *The Cadbury Committee, Corporate Performance, and Top Management Turnover*, „The Journal of Finance”, Vol. 57, No. 1.
9. Del Brio E. B., Maia-Ramires E., Perote J. (2006), *Corporate governance mechanisms and their impact on firm value*, „Corporate Ownership and Control”, Vol. 4, No. 1.
10. Denis D. J., Denis D. K., Sarin A. (1997), *Ownership structure and top executive turnover*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 45, No. 2.
11. Eisenberg T., Sundgren S., Wells M. T. (1998), *Larger board size and decreasing firm value in small firms*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 48, No. 1.
12. Eisenhardt K. (1989), *Agency Theory: An Assessment and Review*, „Academy of Management Review”, Vol. 14, No. 1.
13. Gillian S., Starks L. (2003), *Corporate Governance, Corporate Ownership, and the Role of Institutional Investors: a Global Perspective*, „Journal of Applied Finance”, Vol. 13, No. 2.

14. Hellman N. (2005), *Can we expect institutional investors to improve corporate governance*, „Scandinavian Journal of Management”, Vol. 21, No. 3.
15. Hölmstrom B. (1979), *Moral Hazard and Observability*, „The Bell Journal of Economics”, Vol. 10, No.1.
16. Jensen M., Meckling W. (1976), *Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 3, No. 4.
17. Jeżak J., Bohdanowicz L. (2005), *Struktura i formy sprawowania władzy w polskich spółkach akcyjnych w ocenie przewodniczących rad nadzorczych badanych spółek*, w: *Struktura i formy sprawowania władzy w spółkach kapitałowych*, Jeżak J. (red.), Wyd. UŁ, Łódź.
18. Kaplan S. N., Minton B. (2006), *How has CEO Turnover Changed? Increasingly Performance Sensitive Boards and Increasingly Uneasy CEOs*, NBER Working Paper No. 12465, <http://www.nber.org/papers/w12465.pdf>, dostęp dnia 18.04.2015.
19. Kang J.-K., Shivdasani A. (1995), *Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 38, No. 1.
20. Kato T., Long Ch. (2006), *CEO turnover, firm performance, and enterprise reform in China*, „Journal of Comparative Economics”, Vol. 34, No. 4.
21. Kowalewski O., Stetsyuk I., Talavera O. (2008), *Does corporate governance determine dividend pay-outs in Poland?*, „Post-Communist Economies”, Vol. 20, No. 2.
22. Kozarzewski P. (2007), *Corporate Governance in State-Controlled Enterprises in Poland*. Paper presented on Seventh International Conference on „Enterprise in Transition”, Split: 26–27 May 2007.
23. Lasfer M. A. (2006), *The Interrelationship Between Managerial Ownership and Board Structure*, „Journal of Business and Accounting”, Vol. 33, No. 7.
24. Lausten M. (2002), *CEO turnover, firm performance and corporate governance: Empirical evidence on Danish firms*, „International Journal of Industrial Organizations”, Vol. 20, No. 3.
25. Megginson W. L., Netter J. M., (2001), *From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization*, „Journal of Economic Literature”, Vol. 39, No. 2.
26. Mak Y. T., Li Y. (2001), *Determinants of Corporate Ownership and Board Structure: Evidence from Singapore*, „Journal of Corporate Finance”, Vol. 7, No. 3.

27. Morck R., Shleifer A., Vishny R. (1989), *Alternative mechanisms for corporate control*, „American Economic Review”, Vol. 79, No. 4.
28. Morck R., Shleifer A., Vishny R. (1988), *Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 20.
29. Mikkelsen W. H., Partch M. M. (1997), *The decline of takeovers and disciplinary managerial turnover*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 44, No. 2.
30. Razak N. H., Ahmad R., Aliahmed H. J. (2008), *Government Ownership and Performance: An Analysis of listed companies in Malaysia*, [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1252072](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1252072), dostęp dnia 24.08.2008.
31. Rosenstein S., Wyatt J. G. (2006), *Shareholder wealth effects when an officer of one corporation joins the board of directors of another company*, „Managerial Decision Economics”, Vol. 15, No. 4.
32. Schen W., Lin Ch. (2009), *Firm Profitability, State Ownership, and Top Management Turnover at the Listed Firms in China: A Behavioral Perspective*, „Corporate Governance: An International Review”, Vol. 17, No. 4.
33. Tamowicz P., Dzierżanowski M. (2001), *Własność i kontrola polskich korporacji*, „Organizacja i Kierowanie”, nr 2.
34. Tilba A., McNulty T. (2013), *Engaged versus Disengaged Ownership: The Case of Pension Funds in the UK*, „Corporate Governance: An International Review”, Vol. 21, No. 2.
35. Urbanek G. (2008), *Wycena aktywów niematerialnych przedsiębiorstwa*, PWE, Warszawa.
36. Urbanek P. (2010), *Rotacje zarządów polskich spółek publicznych w warunkach kryzysu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa”, nr 1–2.
37. Ustawa z dnia 15 września 2000 r. Kodeks spółek handlowych, t.j. Dz.U. z 2013 r. poz. 1030 z późn. zm.
38. Vafeas N. (1999), *Board meeting frequency and firm performance*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 53.
39. Vintila G., Gherghina S. C. (2012), *An Empirical Investigation of the Relationship between Corporate Governance Mechanisms, CEO Characteristics and Listed Companies, Performance*, „International Business Research”, Vol. 5, No. 10.
40. Wong S. C. Y. (2004), *Improving Corporate Governance in SOEs: An Integrated Approach*, „Corporate Governance International”, Vol. 7, No. 2.



## Streszczenie

Zgodnie z teorią agencji nieefektywni prezesi zarządów powinni zostać zwolnieni. Badania pokazują jednak, że istnieją czynniki, które chronią ich przed dymisją. Niniejsze opracowanie zajmuje się badaniem tych czynników. Jego celem jest przedstawienie relacji pomiędzy strukturami własnościowymi polskich spółek publicznych a rotacjami prezesów zarządów. Poszukiwano w nim związków pomiędzy udziałem we własności menedżerów, inwestorów instytucjonalnych i państwa a zmianami na stanowiskach prezesów spółek. Próba badawcza składała się z 292 spółek i 1067 rocznych obserwacji w polskich spółkach notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2008–2013. Analizy przeprowadzono za pomocą regresji logitowej. Wykazały one, że istnieje negatywna relacja pomiędzy własnością menedżerską a rotacjami prezesów zarządów spółek. Te wyniki wskazują, iż ryzyko moralnego hazardu menedżerów w spółkach ze znaczącym ich udziałem we własności jest wyższe, a własność menedżerska może chronić członków zarządów przed dymisją.

## Słowa kluczowe

moralny hazard, teoria agencji, struktura własnościowa, rotacje prezesów zarządów spółek

## Ownership Structure and CEO Turnover: Empirical Results (Summary)

According to agency theory non-performing CEOs should be replaced. But prior research showed that there are factors which prevent their employment. This research is focused on the examination of these factors. Its main aim is to investigate the relationships between ownership structures of Polish listed companies and CEO turnover. It employs three ownership variables, i.e. managerial ownership, institutional investors ownership and state ownership. The sample frame for this study consists of 292 companies and 1067 firm-year observations of Polish companies listed on the Warsaw Stock Exchange between 2008 and 2013. Data were analyzed using logit regression. They showed that there is negative association between managerial ownership and CEO turnover. It also indicates that moral hazard in companies with high managerial ownership exists.

## Keywords

moral hazard, agency theory, ownership structure, CEO turnover