

取締役 Turnover と企業パフォーマンス

— IPO 企業を対象とした実証分析 —*

松 本 守 (北九州市立大学) †
孫 月 (九州大学)

Using a unique dataset of Japanese companies that went public during 1995 to 2004, this paper empirically studies board turnover-performance relations and its impact on performance improvement. This paper finds that board turnover increases significantly with poor firm performance. This is true even after control for the manager turnover. This paper also finds that manager turnover-performance relations in IPO firms are weak because of managerial entrenchment. Finally, there seems to be no performance improvement after board turnover and manager turnover, even when manager leaves involuntarily.

目次

1. はじめに
2. 先行研究のレビュー
 2. 1 経営者 Turnover
 2. 2 取締役 Turnover
3. 分析方法
 3. 1 取締役 Turnover と経営者 Turnover
 3. 2 企業パフォーマンス
 3. 3 サンプルとデータ
4. 実証結果
 4. 1 取締役 Turnover の決定要因
 4. 2 経営者 Turnover と株主構成
 4. 3 取締役 Turnover と企業パフォーマンス
5. おわりに

* 本研究は JSPS 科研費 15H03367 の助成を受けたものである。

† E-mail: m_mamoru@kitakyu-u.ac.jp

1. はじめに

2015年4月3日、創業140年を迎え、グループ売上が6兆円を超える日本を代表する企業である東芝が、一部のインフラ工事で不適切な会計処理があったとして、特別調査委員会を設置したことを発表した¹。新たな事実が明るみに出ることにつれて、東芝で発覚した会計不祥事は日本企業のコーポレート・ガバナンスに大きな影を落とすこととなった。これを受け、歴代3社長（社長・相談役・副会長）が辞任しただけでなく、多くの取締役や執行役も辞任に追い込まれた。また、この件に関する第三者委員会の調査報告書では、その原因の1つとして、取締役会のモニタリング機能が不十分であったことも指摘されている²。

近年のコーポレート・ガバナンス研究では、取締役会の役割に焦点が当てられている（Adams et al. (2010)）。取締役会は公開会社において法制度上設置が義務付けられている機関であると同時に、取締役会のモニタリングを通じて経営者と株主間におけるエージェンシー問題を低減させる役割が期待されている機関である（Fama and Jensen (1983), Weisbach (1988), Hermalin and Weisbach (1991)）。

経営者をモニタリングし、場合によっては経営者を交代させることが取締役会の基本的な責務であるとする、取締役会の有効性を評価する1つの方法はこうした意思決定の質（quality）を観察することである（John and Senbet (1998), Hermalin and Weisbach (2003)）。例えば、企業パフォーマンスが低迷を続けているような、業績不振に陥っている企業において、当該企業の経営者が強制的に交代させられる（forced turnover）という現象は、内部ガバナンス・メカニズム（Internal Governance Mechanism）が働いている一つの証左と言えるであろう（青木・新田（2004））。

これまで多くの研究者が経営者 Turnover（CEO Turnover）と企業パフォーマンスの関係を分析することで、経営者 Turnover が内部ガバナンス・メカニズムの1つとして有効に機能しているかを検証してきた。そこでは、経営者 Turnover（特に Forced Turnover）が企業パフォーマンスの低下に応じて有意に増加すること（Kaplan (1994), Kang and Shivdasani (1995), Abe (1997), Denis et al. (1997), Huson et al. (2001), 青木・新田（2004）など）や経営者 Turnover 後には企業パフォーマンスが有意に改善することなどが報告されている（Denis and Denis (1995), Hotchkiss (1995), Kang and Shivdasani (1995), Huson et al. (2004), 青木・新田（2004）など）。

他方で、これまでの Turnover 分析では経営者（CEO）に焦点が当てられているが、業績不振や企業不祥事が起きれば、経営者だけでなく取締役も責任をとって辞任することがあることを考慮すると、取締役 Turnover も内部ガバナンス・メカニズムの1つとして位置づけることも可能であろう。阿部（2003）が指摘するように、多くの研究者は経営者のインセンティブメカニズムとして、(1) 経営者 Turnover と (2) 経営者報酬に焦点を当ててきたが、経営者報酬に関する分析では取締役会全体を対象にしている。例えば、Kaplan (1994a) は1981年から1984年

1 「日本経済新聞」, 2015年4月4日朝刊。

2 「日本経済新聞」, 2015年7月21日朝刊。

における日本の大企業 119 社を対象に、全取締役の現金報酬 (total salary and bonus earned by all directors) を用いて、役員報酬と企業パフォーマンスの関係を分析している。実際、業績不振などに起因して、経営者を含めた取締役会全体の役員報酬が減額されるケースがあるが、これは取締役会全体で経営責任を負っていることを示している。こうしたことから、Turnover 分析においても取締役会全体を対象にするのは自然な拡張と考えられる (阿部 (2003))。また、取締役 Turnover は多くの企業で頻繁に生じているが、強制的な経営者 Turnover が生じる頻度は少ないことを考えると、取締役 Turnover の分析は経営者 Turnover よりも多くのサンプルを得ることを可能にするメリットもある (阿部 (2003))。

翻って、近年の取締役会に関する研究では、取締役会規模を縮小させることが企業パフォーマンスの改善に寄与するのか (Yermak (1996), Eisenberg et al. (1998), Uchida (2011) など)、取締役会の独立性を高めること (取締役会に占める社外取締役の割合を増やすこと) が企業パフォーマンスの改善に寄与するのか (Bhagat and Black (1999,2001), Coles et al. (2008), 内田 (2009), 齋藤 (2011), 宮島・小川 (2012) など)、取締役会規模・構成の決定要因は何か (Baker and Gompers (2003), Boone et al. (2006), Linck et al. (2008), Guest (2008), 宮島・小川 (2012) など)、といった議論が多数存在している³。しかしながら、われわれが知る限り、取締役 Turnover の決定要因やそのパフォーマンス改善効果についてはほとんど議論されてこなかったリサーチ・クエスチョンである。

本稿の目的は 2 つある。第 1 は、日本の新規株式公開 (以下、IPO) 企業を対象にして、取締役 Turnover と企業パフォーマンスの関係 (Board turnover-performance relations) を分析することで、取締役 Turnover が内部ガバナンス・メカニズムとして機能しているかどうかを検証することである。第 2 は、取締役 Turnover にパフォーマンス改善効果があるかどうかを検証することである。

特に、日本企業を対象にして、取締役 Turnover と企業パフォーマンスの関係を分析している先行研究は存在するものの、経営者 Turnover のように、取締役 Turnover のパフォーマンス改善効果を分析している研究はわれわれが知る限り存在しない。また、本稿では取締役 Turnover を 2 つの指標 (Turnover Rate と Stability Index) で計測しており、こうした分析もまた初めての試みである。さらに、日本企業における Turnover 分析では大企業を対象としている研究が大部分であり、IPO 企業のように小規模で若い企業を対象にした分析を行っている研究もわれわれが知る限り存在しない。本稿の分析は、日本の大企業を対象に得られた知見が小規模な IPO 企業でも妥当するかどうかを検証する意味を持っている。

本稿では日本企業をサンプルに用いて取締役 Turnover に関する実証分析を行っているが、日本企業を対象とすることには次のような意味もある。経営者 Turnover のパフォーマンス改善効果に関する先行研究においては、米国企業を対象とした研究の大部分がパフォーマンス改善効果を支持している一方で、日本企業を対象とした研究ではその実証結果が対立している。Ahn

3 Hermalin and Weisbach (2003) によれば、内部ガバナンス・メカニズムとしての取締役会に関する研究は、①取締役会構成や取締役会規模といった取締役会の特性はいかにして企業の収益性 (profitability) に影響を及ぼしているか、②取締役会の特性はいかにして取締役会における観察可能な活動に影響を及ぼしているか、③どんな要因が取締役会構成・規模に影響を及ぼし、それらは時間とともに進化しているかの 3 つに分類できる。

et al. (2009) は、欧米人とは異なり、日本人は個人主義 (individualism) 的傾向が弱いという「日本人論」を引き合いに出して、日本的な意思決定システムである「稟議制度」を例に、日本人の意思決定がグループ内のコンセンサスによって行われているとし、日本企業にとって経営者 (shacho) が重要かどうかという興味深いリサーチ・クエスチョンに対して経営者 Turnover に関する実証分析を行っている。そこでは、経営者 Turnover が (その後の) 企業パフォーマンスに影響を及ぼしているという結果が得られないことから、グループでの意思決定が重要である社会では、誰が経営者であるかは重要ではないと結論付けている⁴。本稿の分析は、取締役 Turnover だけでなく経営者 Turnover も扱っているため、Ahn et al. (2009) とは異なる特性を有するサンプルを用いて、日本企業における経営者 Turnover のパフォーマンス改善効果を検証することで Ahn et al. (2009) の主張の妥当性を再検証する意味がある。

また、Turnover 分析において、IPO 企業を分析対象とすることにはメリットがある。Ritter (1991) による先駆的な研究以降、IPO 後の長期パフォーマンスがベンチマークとして比較して低いというアノマリー (Anomaly) は、世界各国で検証され、今やファイナンス分野において定型化された事実 (Stylized fact) の1つとして知られている (Jenkinson and Ljungqvist (2001))⁵。この現象 (Long-run Underperformance) は日本の株式市場においても例外ではない (Cai and Wei (1997), Hamao et al. (2000), Kutsuna et al. (2002), Yan and Cai (2003), 池田 (2013), 岡村 (2015) など)。すでに指摘したように、経営者 Turnover が企業パフォーマンスの低迷に応じて増加することを考慮すると、企業パフォーマンスの低迷が著しい IPO 企業を対象とすることは、Turnover 分析を行うにあたって多くのサンプルを確保できるメリットがある。こうしたメリットがあるにもかかわらず、IPO 企業を対象とした Turnover 分析はほとんど行われていないため、本稿の分析はこのリサーチ・ギャップを埋めることにもなる。

さらに、なぜ IPO 後の長期パフォーマンスが悪いのかということについて、一定のコンセンサスが得られていないことを考慮すると、取締役 Turnover および経営者 Turnover と IPO 後の長期パフォーマンスに関係があるとすれば、IPO 後の長期パフォーマンスがベンチマークと比較して低いという現象がマーケットに固有な現象ではなく、企業固有の現象であるという解釈が可能となり、それらの現象が IPO 企業のコーポレート・ガバナンスに起因して生じているという evidence を提示することにもなりうる (Crutchley et al. (2002))。

本稿の主要な発見は以下の通りである。第1に、取締役 Turnover と企業パフォーマンスには有意に負の関係があり、経営者 Turnover の影響を考慮しても依然として有意な関係があること

4 Adams et al.(2005) は、取締役会などのグループでの意思決定 (group decision-making) に強い影響力を有している CEO (powerful CEO) の存在が、企業パフォーマンス (Tobin's Q, ROA) に影響を及ぼしているかどうかを分析している。そこでは、グループでの意思決定に強い影響力を有している CEO の存在を、① CEO が創業者であるかどうか、② 社内取締役のみに占められている取締役会における CEO であるかどうか、③ CEO が会長 (chairman) と社長 (president) の両方を兼務しているかどうかの3つの観点からとらえている。分析の結果、グループでの意思決定に強い影響力を有している CEO が存在する企業ほど、企業パフォーマンスの変動性 (variability) が激しくなることが報告されている。

5 Jenkinson and Ljungqvist (2001) では、IPO におけるアンダープライシング (Underpricing) や長期アンダーパフォーマンス (Long-run underperformance) に関する膨大な研究を詳細にサーベイしている。

が明らかとなった。この結果は先行研究と整合的である。第 2 に、IPO 企業においては強制的な経営者 Turnover と企業パフォーマンスの関係は弱い、両者における負の関係は役員持株比率が低いほど強くなることが明らかとなった。この結果は、経営者による株式所有が高い場合には経営者のエントレンチメントによって、内部ガバナンス・メカニズムが有効に機能しなくなることを指摘した Denis et al. (1997) と整合的である。ただし、これは日本の大企業を対象とした阿部 (2003) とは異なる結果であり、小規模な IPO 企業では一般の大企業と異なるガバナンス・メカニズムが働いていることが推測される。第 3 に、取締役 Turnover にも強制的な経営者 Turnover にもパフォーマンス改善効果は確認されなかった。この結果は Kang and Shivdasani (1995) とは異なるが、Ahn et al. (2009) とは整合的である。

本稿の構成は以下の通りである。2 節では先行研究をレビューする。3 節では分析方法について説明する。4 節では実証分析を行い、解釈を行う。最後に、5 節では結論を述べ、残された課題を検討する。

2. 先行研究のレビュー

2. 1 経営者 Turnover

経営者 Turnover の決定要因やそのパフォーマンス改善効果を分析している研究には豊富な蓄積がある。前者については、企業パフォーマンスが低下するほど、経営者 Turnover が有意に増加するという結果が報告されている。例えば、1971 年から 1994 年までの長期間に渡って米国企業の経営者 Turnover について分析した Huson et al. (2001) では、全ての期間 (1971 年から 1976 年、1977 年から 1982 年、1989 年から 1994 年、1971 年から 1994 年) において、企業パフォーマンス (ROA・株式収益率) と経営者 Turnover (Forced Turnover) に有意に負の関係があることを指摘している⁶。こうした両者の関係については、Turnover 分析ではコンセンサスとなっていると言えよう (Ahn et al. (2009))。もちろん、日本企業を対象としている先行研究においても同様の結果が報告されている (Kaplan (1994a), Kang and Shivdasani (1995), Abe (1997), 青木・新田 (2004) など)。

ただ、後者の経営者 Turnover のパフォーマンス改善効果に関する研究では一定のコンセンサスは得られていない。特に米国企業を対象とした研究の多くは、経営者 Turnover (特に Forced Turnover) 後に企業パフォーマンスが改善することが報告されている一方で、日本企業を対象とした研究では対立する結果が報告されているからである。

経営者 Turnover が能力の低い経営者や努力水準の低い経営者の更迭であるならば、経営者 Turnover が生じた後には企業パフォーマンスが改善するという現象が観察されるはずである (Kang and Shivdasani (1995), Huson et al. (2004))。

Denis and Denis (1995) は、米国企業を対象に、①全経営陣 (all management team)

6 Huson et al.(2001) はまた、強制的な経営者交代と企業パフォーマンスとの感応度が 1983 年から 1988 年までの期間よりも 1977 年から 1982 年までの期間の方がより強いことを見出しており、乗っ取り市場 (takeover market) が活発であった 1980 年代においては両者の感応度が弱くなっていることを指摘している。

の交代・②経営者 (top executive) の交代・③経営者を除く経営陣 (top management team) の交代に着目し、①と②のケースにおいて、とりわけ強制的な経営者 Turnover (Forced Turnover) が生じているグループで有意な企業パフォーマンス改善効果が生じていることを指摘している (強制的 Turnover グループと非強制的 Turnover グループには有意な差がある)。さらに、経営者 Turnover を含まない③のケースでは、企業パフォーマンス改善効果が観察されておらず、Denis and Denis (1995) は強制的な経営者 Turnover がより重要なイベントであると結論付けている。類似した結果は、chapter11 を申請した米国企業を対象とした Hotchkiss (1995) や Denis and Denis (1995) よりも長期間を対象とした (1971 年から 1994 年までの 24 年間) Huson et al. (2004) でもまた報告されている。

Kang and Shivdasani (1995) は、1984 年に Moody's International Reports に掲載された日本の非金融企業 (nonfinancial firms) 270 社を対象に、経営者 Turnover のパフォーマンス改善効果を分析している。Kang and Shivdasani (1995) は、経営者 Turnover 前後の企業パフォーマンスを、強制的な経営者 Turnover と非強制的な経営者 Turnover に着目して比較することで検証している。そこでは、強制的な経営者 Turnover が行われているグループのみ、業績パフォーマンスおよび株価パフォーマンスのいずれも経営者 Turnover 後に有意に改善していることを報告している。また、青木・新田 (2004) は、日本企業を対象に、経営者持株比率によってエンタレンチメントコストをとらえている Denis et al. (1997) とは異なり、経営者の在任期間 (tenure) の長さがエンタレンチメントコストの温床となるとして、経営者 Turnover と企業パフォーマンスの関係を分析している。そこでは、経営者の在任期間が長くなるほど、経営者 Turnover と企業パフォーマンスの感応度が低下する傾向にあること (在任期間増加に伴うエンタレンチメントコストの増加)、企業パフォーマンスが低迷しているにもかかわらず、長期政権を維持している企業で経営者 Turnover が生じると、その後の企業パフォーマンスは急速に改善することを見出している⁷。

他方で、Ahn et al. (2009) は、日本企業にとって経営者 (Shacho) は重要か、日本企業の経営者が企業行動 (企業パフォーマンス) に影響を及ぼしているのかどうかを、1990 年から 2002 年までの期間における日本の製造業 1419 社を対象にして、経営者 Turnover のパフォーマンス改善効果を検証している。そこでは、特に強制的な経営者 Turnover が生じている場合に、そのアナウンスメント時における Abnormal Return が有意に正であるものの、長期的には (イベント後 3 年) 経営者 Turnover が業績パフォーマンスにも株価パフォーマンスにも影響を及ぼしていないことを見出している。

7 青木・新田 (2004) は、エンタレンチメントコストを、経営トップの努力水準の低下や、経営トップの私的便益に対する支出増加といった負の組織成果を含めたものとして定義している。Hermalin and Weisbach (1991) も経営者の長期政権がエンタレンチメントコストを発生させ、企業パフォーマンスに負の影響を及ぼすとの仮説から、経営者の在任期間と企業パフォーマンス (Tobin's Q) の関係を分析している。そこでは、経営者の在任期間が 15 年以上になると企業パフォーマンスが有意に低下することが報告されており、経営者が長期間に渡ってトップの座に居座ることはエンタレンチメントコストを発生させ、企業パフォーマンスを低下させると指摘している。

2. 2 取締役 Turnover

経営者 Turnover に関する研究に比べて、取締役 Turnover に関する研究の蓄積は極めて乏しい。先駆的な研究である Kaplan (1994b) は、1980 年代におけるドイツの大企業 42 社を対象にして、取締役 Turnover と企業パフォーマンスの関係を分析している。そこでは、株価パフォーマンスおよび当期純損失ダミーと取締役 Turnover (Turnover Rate) に有意な関係があることが報告されており、企業パフォーマンスの低下が取締役 Turnover を増加させていることを指摘している。

また、阿部 (2003) は、1990 年から 2001 年における日本企業 1280 社のパネルデータを用いて、取締役 Turnover および強制的な経営者 Turnover と企業パフォーマンスの関係を分析している。日本企業においては、新任の取締役の指名が実質的には経営者 (社長) によって行われているとの指摘がなされてきたが (深尾・森田 (1997), 三輪 (1998)), これが事実であれば、とりわけ強制的な経営者 Turnover が生じた際には、その経営者が指名した取締役を道連れにして退任している可能性がある (阿部 (2003))。阿部 (2003) はこの点を考慮した分析を行い、強制的な経営者 Turnover が企業パフォーマンスの低迷に応じて有意に増加すること (多くの先行研究と整合的)、取締役 Turnover (Turnover Rate) と企業パフォーマンス (株価パフォーマンス・営業損失ダミー) には有意な関係があり、その関係は強制的な経営者 Turnover をコントロールしてもなお依然として有意であることを報告している。これらの結果から、阿部 (2003) は、日本企業において、経営者 Turnover だけでなく、取締役 Turnover もまた内部ガバナンス・メカニズムの 1 つとして機能しているとする見方を提示している。

Kaplan (1994b) や阿部 (2003) とは異なり、取締役 Turnover を単に既存の取締役の退任としてとらえるのではなく、既存の取締役の退任と新規の取締役の採用 (取締役会メンバーの変化) としてとらえた指標 (Stability Index) を用いて分析したのが Crutchley et al. (2002) である。Crutchley et al. (2002) は、1993 年および 1994 年に米国で IPO を行った 242 社を対象にして、取締役 Turnover の決定要因と取締役 Turnover のパフォーマンス改善効果を分析している。そこでは、企業パフォーマンス (調整後 BHR・調整後 ROA) の低迷が有意に取締役 Turnover を増加させていること、(取締役会のエントレンチメントを表す) インサイダー持株比率 (insider ownership) が高いほど取締役 Turnover が有意に減少すること (取締役 Turnover が生じにくい) ことが報告されている。この結果は、Kaplan (1994b) や阿部 (2003) と同様に、IPO 企業においても取締役 Turnover が内部ガバナンス・メカニズムとして機能していることを示唆している。経営者 Turnover に関する議論と同様に、企業パフォーマンスを引き上げるために非効率な取締役を取締役会から排除し、有能な取締役を迎え入れようとして取締役 Turnover が生じているのであれば、取締役 Turnover にパフォーマンス改善効果が観察されるはずである (Crutchley et al. (2002))。しかしながら、取締役 Turnover の増加がその後のパフォーマンス (調整後 BHR) を改善させているという結果は得られていない。

ところで、米国では買収防衛策 (Takeover defense) の 1 つとして Classified board がある。Classified boards とは、期差任期制を採用している取締役会のことであり、Staggered boards とも呼ばれている。なお、期差任期制とは、例えば、取締役の任期を 3 年とし、毎年その 3 分

の1ずつを改選する仕組みのことである(大川(2007))。Classified boardsでは一度に取締役の過半数を交代しにくくなっているため、買収防衛策(Takeover defense)の1つとして機能している(大川(2007))。これまでClassified boardsが経営陣のエントレンチメントを助長させるもの(device)と見なされ、Classified boardsを有する企業ほど企業パフォーマンスが低いことが報告されている(Bebchuk and Cohen(2005))。Faleye(2007)は、1995年にSECに提出された株主総会招集通知に基づいて抽出した、米国企業2021社を対象にして、Classified boardsと経営者Turnover(Forced Turnover)および取締役Turnover(Turnover Rate)の関係を分析している。そこでは、Classified boardsの有無と取締役Turnoverには有意な関係がほとんど見られないが、Classified boardsを有する企業ほど強制的な経営者Turnoverが生じる確率が有意に低いことが報告されている。

また、Turnover分析におけるエントレンチメントに関する研究としてDenis et al.(1997)がある。Denis et al.(1997)は、役員持株比率(ownership of officers and directors)が低いほど、経営者Turnoverと企業パフォーマンス(株価パフォーマンス)間に有意に負の関係があることを見出しており、経営者による株式所有が高い場合には経営者のエントレンチメントによって、内部ガバナンスメカニズムが有効に機能しなくなることを指摘している⁸。

3. 分析方法

3.1 取締役Turnoverと経営者Turnover

本稿の目的は、日本のIPO企業を対象に、取締役Turnoverの決定要因と取締役Turnoverのパフォーマンス改善効果を検証することである。本稿の分析で最も重要となるのは、取締役Turnoverの程度を表す指標である。先行研究では取締役Turnoverについては2つの指標で計測されている。1つはKaplan(1994b)、阿部(2003)やFaleye(2007)で用いられているTurnover Rate(以下、TR)である。もう1つはCrutchley et al.(2002)で用いられているStability Index(以下、SI)である。

TRについては、ある取締役会において(監査役は除く)、 t 期の取締役会には存在していたが、 $t+i$ 期の取締役会には存在していない取締役の数を、 t 期の取締役数で除すことで求められる。これは任意の期をベースに、何人の取締役が退任したのかを表している指標であり、取締役Turnoverが激しいほど大きな値をとる($0 \leq TR \leq 1$)。ただし、任意の期において、何人の取締役が新規に迎え入れられたのかまでは考慮されていない。

一方、SIはTRと比較してやや複雑である。基本的に、取締役会メンバーの変化は(1)取締役

⁸ 経営者による株式保有が多くなると、経営者が身の保身に走るあまり、企業外部からの規律付けから逃れようとすることで、エージェンシーコストが増加し、企業パフォーマンスが低下することをエントレンチメント効果(entrenchment effect)と呼ぶ。Morck et al.(1988)は、経営者の持株比率と企業パフォーマンス(Tobin's Q)のクロスセクショナルな関係を分析し、経営者の持株比率が5%になるまでは両者には正の関係があり(アライメント効果)、経営者の持株比率が5%から25%までは両者には負の関係があり(エントレンチメント効果)、経営者の持株比率が25%以上を超えると両者には正の関係がある(アライメント効果)ことを見出している。同様の結果はMcConnel and Servaes(1990)やHermalin and Weisbach(1991)でも報告されている。

会メンバー数の増減と (2) 取締役会メンバーそれ自体の変化によって生じる (Crutchley et al. (2002))。 (1) は、例えば取締役会規模が増加したり、減少したりすることで生じる。 (2) は、取締役会規模が増減せず一定であったとしても、取締役会メンバー自体が他人と入れ替わることで生じる。したがって、より詳細な取締役 Turnover を表す指標を作成しようとするれば、これら 2 種類の複雑な取締役会メンバーの変化をとらえることが必要となる。 Crutchley et al. (2002) は、ある期の取締役会メンバーから任意の期の取締役会メンバーへの変化を、直後に維持されている取締役会メンバーの割合として取締役 Turnover を定義している。つまり、SI は単純に何人の取締役が退任したかを計測する TR とは異なり、何人の取締役が新規に迎え入れられたかも考慮された指標である。簡単な例を挙げよう⁹。現在 (t 期) 6 名の取締役から構成されている取締役会があり、それぞれ A, B, C, D, E, F とする。 t+1 期に取締役数が、① 8 名になったケースと② 4 名になったケースを考える。ただし、両ケースともにオリジナルメンバー (初期メンバー) が 4 人 (A, B, C, D) 残ったとする (両ケースともにオリジナルメンバーが 2 名退任したことになるので、TR では同じ値となる)。両ケースともオリジナルメンバーが 2 人いなくなっている点は同じだが、②のケースでは t+1 期の取締役会はオリジナルメンバーのみで構成されている (当初のオリジナルメンバーのみでグループの意思決定が行われている)。このような場合、②のケースよりも①のケースの方が取締役 Turnover の程度は激しい (取締役会の安定性は低い) と考えられる。ただし、SI では TR とは異なり、取締役 Turnover が激しいほど小さな値をとる ($0 \leq SI \leq 1$)。本稿では取締役 Turnover を表す指標として、Kaplan (1994b) や阿部 (2003) で用いられている TR だけではなく、Crutchley et al. (2002) で用いられている SI も採用する。 j 期から j+i 期までの SI の具体的な定義は以下の通りである (表記は全て Crutchley et al. (2002) に従っている)。

$$SI_{j,j+i} = \frac{M_j - \#(S_j \setminus S_{j+i})}{M_j} \times \frac{M_{j+i}}{M_j + M_{j+i}} + \frac{M_{j+i} - \#(S_{j+i} \setminus S_j)}{M_{j+i}} \times \frac{M_j}{M_j + M_{j+i}}$$

M_j = j 期における取締役数 (the number of members in board j)

S_j = j 期における取締役数の集合 (the set of members in board j)

$\#(S_j \setminus S_{j+i})$ = j 期には取締役であったが、 j+i 期には取締役ではない人数

すでに指摘したように、日本企業の取締役 Turnover を分析するうえで、経営者 Turnover も考慮する必要があるだろう。なぜなら、取締役 Turnover が経営者 Turnover に付随して生じている可能性があるからである (阿部 (2003))。経営者 Turnover に関する分析では、それが強制的なものか、非強制的なものかに区分するのが一般的である (Kaplan (1994a), Kang and Shivdasani (1995), Abe (1997), 阿部 (2003), Ahn et al. (2009) など)。そこで本稿では、日本企業の経営者 Turnover を分析した Kang and Shivdasani (1995) に従い、経営者 Turnover のうち、強制的な経営者 Turnover を次のように定義する。すなわち、経営者 (社長) を退任し

9 この例は Crutchley et al.(2002) に依拠している。

た後に、(1)取締役会会長に就任していない、(2)取締役として残留していないケースのみ強制的な経営者 Turnover と定義する。

3. 2 企業パフォーマンス

経営者 Turnover および取締役 Turnover と企業パフォーマンスの関係を分析している先行研究では、株式市場ベースのパフォーマンス指標と会計情報ベースのパフォーマンス指標が用いられるのが一般的である。本稿でも、先行研究に依拠して、会計情報および株式市場ベースのパフォーマンス指標を用いて分析を行う。具体的には、調整後バイ・アンド・ホールド・リターン（以下、BHR）、業種調整後 ROA、当期純損失、売上高伸率を用いる。

本稿では、株価パフォーマンスの計測にあたって、当該企業が IPO を行った年度末からの収益率を用いて、BHR を算出し、マッチング企業の同期間における BHR を控除した調整後 BHR (AD_BHR) を用いる¹⁰。本稿ではまた、規模（株式時価総額）と簿価時価比率を用いてマッチング企業の特定を行う。具体的には、以下の手順で行った。まず、3年以上継続して上場している企業の中から、マッチング対象企業を株式時価総額によって5分位に分け、当該企業（IPO 企業）を含む規模クラスを特定する。そして、そのクラスに属する企業の中から、当該企業と簿価時価比率が最も近い企業をマッチング企業としている¹¹。

また、池田（2013）や岡村（2015）でも指摘されているように、IPO 後の長期株価パフォーマンスに関しては、一部の企業がベンチマークを大幅に上回るパフォーマンスをあげていることから、その分布がかなり歪んでいることが考えられる。したがって、長期株価パフォーマンス分析にあたっては、平均値±3×標準偏差を超えるサンプルを外れ値と定義し、分析から除外している。

本稿では、業績パフォーマンスの計測にあたって、先行研究でも用いられることが多い ROA を算出し（Barber and Lyon (1996), Lie (2001)）、当該企業が属する業種における ROA の中央値をベンチマークとした業種調整後 ROA を用いる（Kutsuna et al. (2002)）。

3. 3 サンプルとデータ

本稿では、1995年から2004年までの10年間にJASDAQ市場にIPOを行った企業866社をサンプルとしている。本稿のサンプルサイズは、米国のIPO企業を対象にして本稿と同様の分析を行っているCrutchley et al. (2002)の3倍以上であり、相対的に大きなサンプルを確保している。IPO企業の上場日や営業年数については『株式公開白書』の各年版から入手している。また、財務データについては、「日経 NEEDS Financial Quest」から入手している。株価データについては、「日経 NEEDS 株式日次収益率データ」から入手している。本稿の分

10 日本の IPO 企業を対象にして、複数のベンチマークを用いて、長期株価パフォーマンスを精緻に分析している池田 (2013) においても、類似した手法が用いられている。

11 採用されたマッチング企業が途中で delist した場合、上記のプロセスを繰り返し、欠損時点から、次のマッチング企業を特定している。

析で最も重要な取締役会に関するデータは各企業の「有価証券報告書」の各年版から入手している。表 1 には各変数の定義がまとめられている。

表 2 にはサンプル企業の記述統計が示されている。サンプル企業の総資産は平均値で 17,090.92 百万円である。Ahn et al. (2009) のサンプルでは平均値で 142,273.20 百万円であることからしても、本稿のサンプルの企業規模は相対的に小さいと言える。表 2 にはまた IPO 後の調整後 BHR も示されている。期間はそれぞれ 2 年 (24 ヶ月), 3 年 (36 ヶ月), 5 年 (60 ヶ月) であるが、いずれにおいても平均値および中央値ともに正の値であり (1% 水準で有意),

表 1 変数の定義

変数	定義
Asset	総資産 (t=0)
FirmAge	IPO までの営業年数
Mown	役員持株比率 (t=0)
Fown	外国人投資家持株比率 (t=0)
SI	Stability Index
TR	Turnover Rate
AD_BHR	調整後バイ・アンド・ホールド・リターン
AD_ROA	業種調整後 ROA (経常利益 + 支払利息・割引料) / 期首期末総資産平均値)
BAD_BHR	調整後バイ・アンド・ホールド・リターンが負であれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数
BAD_ROA	業種調整後 ROA が負であれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数
BAD_NI	t=0,1,2 期のいずれかにおいて、当期純利益が負であれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数
BAD_SG	t=1,2 期において、売上高成長率がいずれも負であれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数
D_Forced_Turn	t 期に強制的な経営者 Turnover が生じていれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数

(注) t=0 は IPO が行われた年度を表している。SI と TR については本文で定義している。

表 2 サンプル企業の記述統計

Variable	N	Mean	Median	Max	Min
Asset	886	17090.92	9443.5	1419336	321
Age	886	26.12	24.7	93.09	1.11
Mown	886	0.277	0.264	0.873	0
Fown	886	0.038	0.015	0.892	0
Bdsize	886	8.053	7	22	3
Abnormal Return					
AD_BHR(24month)	874	0.605	0.053	110.684	-4.623
AD_BHR(36month)	862	0.563	0.093	23.644	-12.756
AD_BHR(60month)	824	0.453	0.063	66.833	-8.731
Adj.ROA					
AD_ROA02	848	-0.023	-0.012	0.358	-0.733

(注) 各変数の定義は以下の通り。

Asset : 総資産

Age : IPO までの営業年数

Mown : 役員持株比率

Fown : 外国人投資家持株比率

Bdsize : 取締役数

AD_BHR(24month) : IPO 期末から 24 ヶ月における調整後バイ・アンド・ホールド・リターン

AD_BHR(36month) : IPO 期末から 36 ヶ月における調整後バイ・アンド・ホールド・リターン

AD_BHR(60month) : IPO 期末から 60 ヶ月における調整後バイ・アンド・ホールド・リターン

AD_ROA02 : IPO 後 2 期 (t=2) の業種調整後 ROA-IPO 期 (t=0) の業種調整後 ROA

長期的なアンダーパフォーマンスは観察されない¹²。ただ、業種調整後 ROA についてみると、IPO 期 (t=0) とその 2 年後 (t=2) における業種調整後 ROA の差は負の値であり (1% 水準で有意)、業種調整後 ROA が 2.3% 低下している。この結果は Kutsuna et al. (2002) と整合的であり、IPO 後に業績パフォーマンスの低下が生じていることを示唆している。

表 3 にはサンプル企業の取締役 Turnover の推移がまとめられている。Panel A には年次の SI (Annual Stability Index) を示している。これは単年度の取締役 Turnover を表している。Panel B には複数年度にまたがる SI (Multiyear Stability Index) を示している。SI03 は IPO 期 (t=0) をベースとして、3 年後にどの程度取締役 Turnover が生じているかを表している。Panel C には複数年度にまたがる TR (Turnover Rate) を示している。TR03 は SI03 と同様に、IPO 期 (t=0) をベースとして、3 年後にどの程度取締役 Turnover が生じているかを表している。

まず、年次の SI (Panel A) についてみると、0.87 から 0.89 までの範囲の値を示しており、いずれの期においても一定していることが指摘できる。この結果は、米国企業を対象としている Crutchley et al. (2002) と類似しており (0.86 ~ 0.93)、単年度の取締役会メンバーの変化の程度は小さいと言えよう。Panel B についてみると、年次の SI とは異なり、時間が経つにつれて徐々に低下していることが分かる。IPO から 5 年後には SI05 が 0.552 であり、IPO に際して取締役会に存在していたオリジナルメンバーはその 5 年後にはおよそ半分程度になっていることを示している。Crutchley et al. (2002) によると、同期間の SI05 が 0.53 であることから、IPO 企業の取締役会 Turnover の程度は日米間でも極めて類似していると言える。Panel C の TR05 についてみても、その値が 0.487 であり、IPO から 5 年後には初期メンバーの半分しか残っていないことが分かる。

表 3 取締役 Turnover の推移

Variable	N	Mean	Median	Max	Min
Panel A Annual Stability Index					
SI01	881	0.895	0.934	1	0.149
SI12	871	0.882	0.924	1	0
SI23	854	0.883	0.924	1	0.176
SI34	849	0.864	0.911	1	0
SI45	823	0.872	0.914	1	0
Panel B Multiyear Stability Index					
SI03	854	0.704	0.739	1	0
SI04	849	0.622	0.650	1	0
SI05	823	0.552	0.569	1	0
Panel C Turnover Rate					
TR03	854	0.327	0.333	1	0
TR04	849	0.414	0.400	1	0
TR05	823	0.487	0.500	1	0

(注) SI と TR については本文で定義している。

12 この結果は、ベンチマークによって株価パフォーマンス (調整後 BHR) が異なることを指摘している池田 (2013) と類似している。

また、表 4 にはサンプル企業の経営者 Turnover の推移がまとめられている。Panel A には各期の経営者 Turnover の総数が示されており、Panel B と Panel C にはその内訳（強制的な経営者 Turnover と非強制的な経営者 Turnover）が示されている。Panel B についてみると、強制的な経営者 Turnover（Forced Turnover）は、Panel C の非強制的な経営者 Turnover（Non-Forced Turnover）と比べて、IPO 後時間が経つにつれて増加していることが指摘できる。これは IPO 後の企業パフォーマンスの低下に依存して強制的な経営者 Turnover が生じているというストーリーと整合的である。

表 4 経営者 Turnover の推移

	N	N_Turnover	Percentage
Panel A	Top Executive	Turnover(Total)	
t=1	881	83	9.42 %
t=2	871	81	9.30 %
t=3	860	84	9.77 %
t=4	849	108	12.72 %
t=5	823	92	11.18 %
Panel B	Forced Turnover		
t=1	881	27	3.06 %
t=2	871	27	3.10 %
t=3	860	33	3.84 %
t=4	849	43	5.06 %
t=5	823	47	5.71 %
Panel C	Non-Forced Turnover		
t=1	881	56	6.36 %
t=2	871	54	6.20 %
t=3	860	51	5.93 %
t=4	849	65	7.66 %
t=5	823	45	5.47 %

(注) t=0 は IPO が行われた年度を表している。

Forced Turnover : 経営者（社長）を退任した後に、(1)取締役会長に就任していない、(2)取締役として残留していない経営者 Turnover

Non-Forced Turnover : Forced Turnover 以外の（非強制的な）経営者 Turnover

4. 実証結果

4. 1 取締役 Turnover の決定要因

ここでは、取締役 Turnover と企業パフォーマンスの関係を分析することで、取締役 Turnover が内部ガバナンス・メカニズムとして機能しているかどうかを検証する。具体的には、Crutchley et al. (2002) や阿部 (2003) に依拠しながら、以下の回帰モデルを OLS によって推計する¹³。

13 SI と TR は 0 ～ 1 の間の値のみ観察可能なセンサーされたデータとなっている（阿部 (2003)）。取締役 Turnover について同様の分析を行っている先行研究（Kaplan(1994), Crutchley et al.(2002), 阿部 (2003), Faleye(2007)）でも OLS によって推計されているが、本稿では OLS だけでなく TOBIT モデルによる推計も行っている。いずれの推計方法においても極めて類似した結果が得られており、結論に影響は与えていない。

$$Board_Turnover = f(Firm_Performance, Control, D_Industry, D_Year)$$

取締役 Turnover (Board_Turnover) を表す変数は SI03 と TR03 の 2 つである。いずれも IPO 年度末 (t=0) の取締役会をベースとし、IPO 後 3 年目の年度末 (t=3) における取締役会の状態からみた取締役 Turnover の程度を表している。なお、定義により、前者はその値が小さいほど取締役 Turnover が激しいことを意味する一方で、後者は大きいほど取締役 Turnover の程度が激しいことを意味している。

次に、企業パフォーマンス (Firm_Performance) を表す変数は以下の 6 つである。すなわち、(1) IPO 年度末から 24 ヶ月間の調整後 BHR (AD_BHR24), (2) IPO 後 2 年目の年度末 (t=2) における業種調整後 ROA から IPO 年度末 (t=0) における業種調整後 ROA の差 (AD_ROA02), (3) (1) の AD_BHR24 が負であれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数 (BAD_BHR), (4) (2) の AD_ROA02 が負であれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数 (BAD_ROA), (5) IPO 後 3 期間 (t=0, 1, 2) において当期純損失を 1 度でも計上すれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数 (BAD_NI), (6) IPO 後の売上高伸率が 2 期連続 (t=1,2) で負であれば 1, そうでなければ 0 となるダミー変数 (BAD_SG) である。回帰分析では、IPO 後 3 年 (t=3) における取締役 Turnover の程度を表す SI03 と TR03 を被説明変数としているため、ラグを取って IPO 後 2 年 (t=2) までの企業パフォーマンスを説明変数としている¹⁴。

また、コントロール変数 (Control) は、役員持株比率 (Mown), 外国人持株比率 (Fown), 公開所用年数 (LnFirmAge), 企業規模 (LnAsset) を採用している。これらの変数は Crutchley et al. (2002) で用いられているものと同じである。特に、役員持株比率は経営者のエントレチメントを表すため (Morck et al. (1988), McConnell and Servaes (1990)), 取締役 Turnover とは負の関係が予測される。また、業種による影響や IPO 年度による影響をコントロールするために、業種ダミー (D_Industry) と年度ダミー (D_Year) を加えている。

結果は表 5 にまとめられている。表 5 には取締役 Turnover の程度を表す SI (Panel A) と TR (Panel B) それぞれを被説明変数とし、企業パフォーマンスを表す 6 つの変数を説明変数とするクロスセクションでの回帰結果が示されている。まず SI についての結果をみると、株価パフォーマンス (AD_BHR24) と業績パフォーマンス (BAD_NI, BAD_SG) に関する指標で統計的に有意な関係がみられる。特に、モデル (1) と (5) では 1% 水準で有意となっている。次に、TR についての結果をみると、全てのモデル ((1)~(6)) で、企業パフォーマンスに関する係数が有意にゼロと異なっている。これらの結果は、Kaplan (1994b), 阿部 (2003) や Crutchley et al. (2002) と整合的であり、取締役 Turnover が企業パフォーマンスの低迷に依存して生じていることを示唆するものである。

また、役員持株比率 (Mown) の係数についてみると、SI と TR のいずれの結果においても 1% 水準で有意な係数が得られている。この結果は、役員持株比率が大きいほど取締役 Turnover が生じにくいことを示唆しており、阿部 (2003) と整合的であると同時に、経営者 Turnover と株主構成の関係を分析した Denis et al. (1997) とも整合的である。すなわち、経営陣によ

14 この点は Crutchley et al.(2002) と同様である。

る株式所有が高い場合には、経営陣のエントレンチメントによって、取締役 Turnover が内部ガバナンス・メカニズムとして機能していないことを示唆している。

表 5 取締役 Turnover の決定要因 (全サンプル)

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	AD_BHR24	AD_ROA02	BAD_BHR	BAD_ROA	BAD_NI	BAD_SG
Panel A:SI03						
Performance	0.002 *** (2.93)	0.150 (1.10)	-0.018 (-1.27)	-0.013 (-0.89)	-0.067 *** (-3.41)	-0.035 * (-1.75)
Mown	0.161 *** (4.43)	0.154 *** (4.14)	0.161 *** (4.42)	0.153 *** (4.10)	0.162 *** (4.46)	0.164 *** (4.50)
Fown	-0.139 (-1.21)	-0.116 (-1.01)	-0.128 (-1.13)	-0.121 (-1.07)	-0.105 (-0.91)	-0.121 (-1.05)
LnFirmAge	0.029 *** (2.53)	0.027 ** (2.16)	0.028 ** (2.41)	0.029 ** (2.44)	0.026 ** (2.27)	0.026 ** (2.27)
LnAsset	-0.014 (-1.49)	-0.016 * (-1.67)	-0.014 (-1.55)	-0.016 (-1.62)	-0.015 * (-1.65)	-0.015 (-1.59)
Constant	0.733 *** (7.97)	0.768 *** (7.87)	0.751 *** (8.20)	0.760 *** (7.88)	0.763 *** (8.37)	0.771 *** (8.31)
D_Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
D_Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R ²	0.060	0.058	0.059	0.056	0.073	0.062
F-value	3.38 ***	3.14 ***	3.26 ***	3.10 ***	3.57 ***	3.32 ***
N	850	825	850	825	850	841
Panel B:TR03						
Performance	-0.003 *** (-3.35)	-0.266 * (-1.74)	0.032 ** (2.13)	0.029 * (1.82)	0.110 *** (5.41)	0.046 ** (2.14)
Mown	-0.147 *** (-3.69)	-0.139 *** (-3.41)	-0.147 *** (-3.68)	-0.138 *** (-3.35)	-0.149 *** (-3.75)	-0.151 *** (-3.77)
Fown	0.145 (1.29)	0.115 (0.99)	0.135 (1.20)	0.123 (1.10)	0.096 (0.84)	0.120 (1.07)
LnFirmAge	-0.019 (-1.45)	-0.014 (-1.03)	-0.017 (-1.30)	-0.018 (-1.35)	-0.014 (-1.09)	-0.014 (-1.11)
LnAsset	0.022 ** (2.10)	0.023 ** (2.18)	0.022 ** (2.16)	0.022 ** (2.10)	0.023 ** (2.23)	0.024 ** (2.30)
Constant	0.188 * (1.84)	0.153 (1.43)	0.160 (1.58)	0.162 (1.52)	0.142 (1.41)	0.127 (1.23)
D_Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
D_Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj.R ²	0.053	0.054	0.055	0.051	0.085	0.058
F-value	3.21 ***	3.00 ***	3.13 ***	2.97 ***	4.09 ***	3.29 ***
N	850	825	850	825	850	841

(注)*** : 1%水準で有意, ** : 5%水準で有意, * : 10%水準で有意

() は t 値をレポートしている。なお, t 値については robust standard error を用いて計算している。

ただし、日本企業では、新任の取締役の指名が実質的には経営者（社長）によって行われているとの指摘がなされてきたことを考慮すると（深尾・森田（1997）、三輪（1998））、経営者が強制的に退任させられる場合に、それに付随して取締役 Turnover が生じている可能性がある。つまり、この場合、多くの先行研究で指摘されているように、強制的な経営者 Turnover と企業パフォーマンスの低迷が関連していることを前提にすると、表 5 の結果は経営者 Turnover の影響によって歪められていた可能性がある。

そこで、こうした影響を確認するために、ここでは阿部（2003）に倣って、①強制的な経営者 Turnover が生じた場合とそうでない場合で、取締役 Turnover が異なるかどうかを検証し、

②強制的な経営者 Turnover と企業パフォーマンスに明確な関係があるかどうかを検証する。強制的な経営者 Turnover が生じた場合に取締役 Turnover が激しくなり、強制的な経営者 Turnover と企業パフォーマンス間に明確な関係があれば、表 5 の結果は経営者 Turnover を通じた見せかけの相関であった可能性が高いことになる。

表 6 には、経営者 Turnover の有無によって分割した SI03 と TR03 の結果を示している。Panel A には経営者 Turnover の有無によって、SI03 と TR03 が異なっているかどうかを t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析した結果が、Panel B には強制的な経営者 Turnover の有無によって、SI03 と TR03 が異なっているかどうかを t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析した結果が、それぞれ示されている。表 6 についてみると、強制的な経営者 Turnover が生じているほど取締役 Turnover が激しくなっていることが見てとれるが (SI03 の値は最も低く、TR03 の値は最も高い)、強制的な経営者 Turnover かどうかに関係なく、経営者 Turnover を伴う場合、有意に取締役 Turnover が激しいことが示されている (全てのケースにおいて 1% 水準で有意な差がある)。

表 6 経営者 Turnover の有無と取締役 Turnover

Panel A	Turnover=1	Turnover=0	T-statistics	Z-statistics
SI03	0.614(0.645)	0.734(0.751)	7.937 ***	7.198 ***
TR03	0.430(0.429)	0.293(0.267)	-8.251 ***	-7.517 ***
	Turnover=1		T-statistics	Z-statistics
Panel B	Forced Turnover=1	Non-Forced Turnover=1		
SI03	0.516(0.533)	0.667(0.685)	5.023 ***	4.658 ***
TR03	0.539(0.550)	0.370(0.364)	-5.450 ***	-5.164 ***

(注)*** : 1%水準で有意

()は中央値

Turnover=1 : t=1,2,3 のいずれかで経営者 Turnover が生じているグループ

Turnover=0 : t=1,2,3 のいずれかにおいても経営者 Turnover が生じていないグループ

Forced Turnover=1 : t=1,2,3 のいずれかで強制的な経営者 Turnover が生じているグループ

Non-Forced Turnover=1 : t=1,2,3 のいずれかで非強制的な経営者 Turnover が生じているグループ

T-statistics と Z-statistics については、両グループで有意な差があるかどうかを、t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析した結果が示されている。

続いて、表 7 には、経営者 Turnover が企業パフォーマンスに依存しているかどうかを、強制的な経営者 Turnover (t=3) の有無を表すダミー変数 (D_Forced_Turn3) を被説明変数としたロジットモデルによって分析した結果が示されている。表 7 についてみると、企業パフォーマンスとして ROA が採用されているモデル (2) とモデル (4) のみ、その係数が 10% 水準で有意となっている。取締役 Turnover の結果と比べると (表 5)、企業パフォーマンスを表す変数の係数は全体的に有意性も低く、強制的な経営者 Turnover が企業パフォーマンスに強く依存しているとは言えないであろう。この結果はまた、阿部 (2003) を含めた日本企業を対象とした先行研究の結果と比較しても、強制的な経営者 Turnover が企業パフォーマンスの低迷に依存していると結論付けるには弱いと考えられる¹⁵。したがって、経営者 Turnover を通じた見せかけの

15 時系列的に強制的な経営者 Turnover が増加し始める、t=4 における強制的な経営者 Turnover を被説明変数とすると、企業パフォーマンスを表す全ての変数が有意ではなくなる。

表 7 強制的な経営者 Turnover の決定要因

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D Forced Turn	AD_BHR24	AD_ROA02	BAD_BHR	BAD_ROA	BAD_NI	BAD_SG
Performance	-0.178 (-1.41)	-4.527 * (-1.77)	0.268 (0.69)	0.853 * (1.67)	0.541 (1.30)	-0.148 (-0.26)
Mown	-4.294 *** (-2.78)	-4.299 *** (-2.76)	-4.330 *** (-2.83)	-4.114 *** (-2.82)	-4.334 *** (-2.83)	-4.390 *** (-2.89)
Fown	-0.017 (-0.01)	-0.391 (-0.28)	-0.076 (-0.05)	-0.285 (-0.20)	-0.414 (-0.28)	-0.185 (-0.27)
LnFirmAge	0.377 (1.18)	0.473 (1.41)	0.393 (1.22)	0.405 (1.26)	0.427 (1.34)	0.391 (1.24)
LnAsset	0.314 (0.96)	0.349 (1.06)	0.311 (0.94)	0.337 (0.98)	0.310 (0.95)	0.313 (0.96)
Constant	-7.165 ** (-2.51)	-8.010 *** (-2.78)	-7.357 *** (-2.56)	-8.251 *** (-2.80)	-7.453 *** (-2.64)	-7.184 ** (-2.55)
D_Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
D_Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Log Likelihood	-119.914	-116.075	-120.361	-115.280	-119.806	-120.219
Pseudo R ²	0.109	0.110	0.106	0.116	0.110	0.104
N	805	782	805	782	805	795

(注)*** : 1%水準で有意, ** : 5%水準で有意, * : 10%水準で有意

()はz値をレポートしている。なお, z値についてはrobust standard errorを用いて計算している。

相関によって取締役 Turnover が生じている可能性は低いと考えられるが, ここでは頑健性のチェックのために, 経営者 Turnover が生じているサンプルを除外したうえで, SI03 と TR03 それぞれを被説明変数とするクロスセクションでの回帰分析も行った。

経営者 Turnover が生じていないサンプルの結果は, 表 8 にまとめられている¹⁶。表 8 についてみると, 表 5 の結果と比べて企業パフォーマンスを表す変数における係数の有意性はやや低くなっているが, 概ね類似した結果が得られている。SI03 についての結果では, モデル(1)のみ 10%水準で有意な係数 (AD_BHR24) が得られているにすぎないが, TR03 についての結果では, 株価パフォーマンスを表すモデル(1)と業績パフォーマンスを表すモデル(5)・(6)で有意な係数が得られている (モデル(1)・(5)では 1%水準で有意, モデル(6)では 5%水準で有意)。この結果は取締役 Turnover が企業パフォーマンスの低迷に依存して生じていることを示唆している。ただ, 取締役 Turnover を表す SI と TR でやや異なる結果が得られていることも指摘できる。具体的には, 取締役の退任のみを表す TR では企業パフォーマンスの影響が強く出ているのに対し, 取締役の退任だけでなく新規の選任も含めた包括的な指標である SI ではその影響が弱い。これは, SI が持つ情報内容が複雑なため, 必ずしも企業パフォーマンスの低迷とは結びつかない要因によって取締役の選任が行われていることに起因している可能性がある。

16 t=1, 2, 3において, 経営者 Turnover が生じているサンプルを除外している。

表 8 取締役 Turnover の決定要因 (経営者 Turnover が生じたサンプルを除く)

Model	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	AD	BHR24	AD	ROA02	BAD	BHR	BAD	ROA	BAD	NI	BAD	SG
Panel A:SI03												
Performance	0.002	*	0.018		-0.013		0.007		-0.023		-0.032	
	(1.87)		(0.13)		(-0.88)		(0.47)		(-1.10)		(-1.47)	
Mown	0.068	*	0.062		0.068	*	0.061		0.070	*	0.075	*
	(1.75)		(1.54)		(1.73)		(1.50)		(1.77)		(1.92)	
Fown	-0.075		-0.056		-0.063		-0.057		-0.050		-0.052	
	(-0.64)		(-0.48)		(0.54)		(-0.50)		(-0.44)		(-0.44)	
LnFirmAge	0.034	***	0.035	***	0.033	***	0.036	***	0.032	***	0.032	***
	(2.81)		(2.84)		(2.75)		(2.95)		(2.69)		(2.71)	
LnAsset	-0.015	*	-0.017	*	-0.016	*	-0.017	*	-0.017	*	-0.018	*
	(-1.67)		(-1.82)		(-1.79)		(-1.81)		(-1.81)		(-1.95)	
Constant	0.782	***	0.795	***	0.801	***	0.787	***	0.801	***	0.821	***
	(8.29)		(7.86)		(8.56)		(7.96)		(8.52)		(8.69)	
D_Industry	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
D_Year	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
adj.R ²	0.060		0.058		0.059		0.058		0.060		0.061	
F-value	2.48	***	2.42	***	2.46	***	2.44	***	2.47	***	2.48	***
N	639		618		639		618		639		631	
Panel B:TR03												
Performance	-0.002	**	-0.118		0.026		0.008		0.064	***	0.052	**
	(-2.28)		(-0.73)		(1.61)		(0.47)		(2.79)		(2.26)	
Mown	-0.060		-0.054		-0.060		-0.053		-0.064		-0.069	
	(-1.37)		(-1.17)		(-1.35)		(-1.14)		(-1.45)		(-1.55)	
Fown	0.099		0.069		0.086		0.075		0.053		0.068	
	(0.82)		(0.55)		(0.70)		(0.62)		(0.44)		(0.56)	
LnFirmAge	-0.023	*	-0.022		-0.022		-0.024	*	-0.020		-0.022	
	(-1.70)		(-1.55)		(-1.63)		(-1.71)		(-1.50)		(-1.58)	
LnAsset	0.023	**	0.024	**	0.024	**	0.024	**	0.024	**	0.027	**
	(2.09)		(2.19)		(2.22)		(2.17)		(2.28)		(2.53)	
Constant	0.135	*	0.114		0.106		0.119		0.101		0.070	
	(1.23)		(0.99)		(0.98)		(1.05)		(0.93)		(0.64)	
D_Industry	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
D_Year	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
adj.R ²	0.050		0.050		0.052		0.049		0.060		0.058	
F-value	2.40	***	2.49	***	2.40	***	2.46	***	2.63	***	2.79	***
N	639		618		639		618		639		631	

(注)***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意

()はt値をレポートしている。なお, t値についてはrobust standard errorを用いて計算している。

4. 2 経営者 Turnover と株主構成

一般の大企業とは異なり, IPO 企業における経営者 Turnover は内部ガバナンス・メカニズムとして機能していないのだろうか? 前節では, 強制的な経営者 Turnover と企業パフォーマンス間の関係が弱いことを指摘した。

IPO 企業を扱っている本稿のサンプルと先行研究で用いられているサンプルでは, 企業規模や営業年数の観点からだけでなく, 株主構成の観点からも大きく異なる。例えば, 阿部 (2003) のサンプルと比較すると, 本稿のサンプルの役員持株比率が平均値で 27.7% (t=0) であるのに対し, 阿部 (2003) のサンプルの取締役持株比率 (Shares held by Board) は平均値で 0.014% (2000 年) である。相対的に小規模で営業年数の短い IPO 企業では, 大企業と比べて経営陣に

株式所有が集中していると言える¹⁷。

Denis et al. (1997) は、役員持株比率 (ownership of officers and directors) が低いほど、経営者 Turnover と企業パフォーマンス (株価パフォーマンス) 間に有意に負の関係があることを報告しており、経営者による株式所有が高い場合には経営者のエンタレチメントによって、内部ガバナンス・メカニズムが有効に機能しなくなることを指摘している。前節の結果 (表 7) では、全てのモデルで役員持株比率 (Mown) の係数が 1% 水準で有意に負であり、Denis et al. (1997) と整合的な結果が示唆されていた。また、取締役 Turnover と企業パフォーマンスの関係を分析した表 5 では、役員持株比率が取締役 Turnover に対して有意に負の影響を及ぼしていたが、経営者 Turnover が生じているサンプルを除外した表 8 では役員持株比率はもはや有意ではなくなっていた。これは取締役 Turnover と役員持株比率の関係が経営者 Turnover を通じた見せかけの相関であった可能性を示唆している。

IPO 企業では役員持株比率が相対的に高いことを考慮すると、前節の結果 (表 7) は経営者のエンタレチメントによってもたらされている可能性がある。ここでは、この点を検証するために、追加的な分析を行う。具体的には、強制的な経営者 Turnover の有無を表すダミー変数 (t=3) を被説明変数とし、企業パフォーマンスを表す変数と株主構成 (役員持株比率) の交差項を説明変数としたロジットモデルによって分析する。

表 9 強制的な経営者 Turnover と株主構成

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	AD BHR24	AD ROA02	BAD BHR	BAD ROA	BAD NI	BAD SG
D_Forced_Turn3						
Performance × Mown	-0.250 (-1.44)	5.016 (0.66)	-2.392 * (-1.71)	-2.770 ** (-2.36)	-0.160 (-0.09)	-4.344 (-1.46)
Fown	0.395 (0.23)	0.513 (0.31)	0.182 (0.10)	0.234 (0.14)	0.415 (0.24)	0.472 (0.26)
LnFirmAge	0.405 (1.22)	0.403 (1.16)	0.444 (1.37)	0.372 (1.13)	0.429 (1.29)	0.426 (1.30)
LnAsset	0.364 (1.31)	0.372 (1.35)	0.352 (1.30)	0.360 (1.32)	0.363 (1.33)	0.354 (1.28)
Constant	-8.560 *** (-3.56)	-8.680 *** (-3.69)	-8.351 *** (-3.53)	-8.082 *** (-3.33)	-8.643 *** (-3.70)	-8.449 *** (-3.45)
D_Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
D_Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Log Likelihood	-127.489	-123.573	-125.999	-120.581	-127.835	-126.677
Pseudo R ²	0.053	0.053	0.064	0.076	0.050	0.056
N	805	782	805	782	805	795

(注)***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意

()は z 値をレポートしている。なお, z 値については robust standard error を用いて計算している。

結果は表 9 に示されている。最も重要な企業パフォーマンスと役員持株比率の交差項 (Performance × Mown) についてみると、企業パフォーマンスとして株価パフォーマンスが低迷していることを表すダミー変数 (BAD_BHR) を用いているモデル(3)と業績パフォーマンスが低迷していることを表すダミー変数 (BAD_ROA) を用いているモデル(4)で、有意な係数

17 米国企業を対象に、IPO 後の業績パフォーマンスと株主構成を分析した Mikkelsen et al.(1997) は、IPO によって経営者持株比率が低下しているとはいえ、IPO 後の経営者持株比率が依然として高いことを指摘している。

が得られている（モデル(4)では5%水準で有意）。これらの結果は、企業パフォーマンスが強制的な経営者 Turnover に及ぼす負の効果が役員持株比率が低いほど強くなることを示唆している。この結果は Denis et al. (1997) と整合的な結果である。以上の結果から、IPO 企業では経営者に株式所有が集中しており、経営者のエンブレチメントによって、企業パフォーマンスと強制的な経営者 Turnover の関係が弱くなっていると考えられる。

4. 3 取締役 Turnover と企業パフォーマンス

ここでは、取締役 Turnover と（その後の）企業パフォーマンスの関係を分析することで、取締役 Turnover にパフォーマンス改善効果があるかどうかを検証する。具体的には、取締役 Turnover の程度を表す SI03 と TR03 の中央値に基づいて、サンプルを分割し、取締役 Turnover の程度で企業パフォーマンスが異なるかどうかを、t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析する。また、IPO 後 3 年目 (t=3) における取締役 Turnover が企業パフォーマンスに及ぼす影響を分析するために、IPO 後 3 年目 (t=3) をイベント期として、その前後の企業パフォーマンスを観察する。ここでもまた、株式市場ベースのパフォーマンス指標として調整後 BHR を、会計情報ベースのパフォーマンス指標として業種調整後 ROA を用いて分析を行う。

株式市場ベースのパフォーマンス指標である調整後 BHR については、次の 4 つの指標を用いている。すなわち、(1) IPO 年度末から起算して 37 ヶ月から 60 ヶ月まで (24 ヶ月間) の調整後 BHR から IPO 年度末から 24 ヶ月間の調整後 BHR の差 (CHG_ADBHR25)、(2) IPO 年度末から起算して 49 ヶ月から 72 ヶ月まで (36 ヶ月間) の調整後 BHR から IPO 年度末から 36 ヶ月間の調整後 BHR の差 (CHG_ADBHR37)、(3) IPO 年度末から起算して 37 ヶ月から 60 ヶ月まで (24 ヶ月間) の調整後 BHR (ADBHR45)、(4) IPO 年度末から起算して 37 ヶ月から 72 ヶ月まで (36 ヶ月間) の調整後 BHR (ADBHR456) である。

一方、会計情報ベースのパフォーマンス指標である業種調整後 ROA については、次の 3 つの指標を用いている。すなわち、(1) IPO 後 5 年目の年度末 (t=5) における業種調整後 ROA から IPO 後 3 年目の年度末 (t=3) における業種調整後 ROA を差し引いたものと IPO 後 2 年目の年度末 (t=2) における業種調整後 ROA から IPO 年度末 (t=0) における業種調整後 ROA を差し引いたもの (AD_ROA02) の差 (CHG_ADROA25)、(2) IPO 後 3・4・5 年目の業種調整後 ROA の平均値から IPO 後 0・1・2 年目の業種調整後 ROA の平均値の差 (CHG_ADROA012-345)、(3) IPO 後 4 年目 (t=4) の業種調整後 ROA と IPO 後 3 年目 (t=3) の業種調整後 ROA の差 (CHG_ADROA34) である。(3) については、Turnover (イベント) 直後に業績パフォーマンス (Operating Performance) が改善しているかどうかを観察するためのものである。

表 10 取締役 Turnover と株価パフォーマンス

		Board Turnover					
Panel A	SI03 < median(n=406)		SI03 > median(n=411)		T-statistics		Z-statistics
CHG_ADBHR25	-0.341	***	-0.252	***	0.627		0.641
	-0.044	**	0.002	*			
CHG_ADBHR37	-0.343	***	-0.330	***	0.089		0.585
	-0.152	***	-0.104	**			
ADBHR45	0.006		0.049		0.778		1.561
	-0.056		0.029				
ADBHR456	0.000		0.056		0.653		1.854
	-0.053		0.024				
Panel B	TR03 < median(n=466)		TR03 > median(n=351)		T-statistics		Z-statistics
CHG_ADBHR25	-0.284	***	-0.313	***	0.203		0.018
	-0.006	**	-0.031	**			
CHG_ADBHR37	-0.378	***	-0.280	**	0.642		0.697
	-0.167	***	-0.079	*			
ADBHR45	0.049		-0.001		-0.892		-1.642
	0.030		-0.061				
ADBHR456	0.026		0.032		0.072		-1.263
	0.006		-0.058				

①*** : 1%水準で有意, ** : 5%水準で有意, * : 10%水準で有意

上段は平均値, 下段は中央値

T-statistics と Z-statistics については, 両グループで有意な差があるかどうかを, t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析した結果が示されている。

表 11 取締役 Turnover と業績パフォーマンス

		Board Turnover					
Panel A	SI03 > median(n=334)		SI03 < median(n=354)		T-statistics		Z-statistics
CHG_ADROA25	0.011	*	0.014	**	0.309		-0.518
	0.010	***	0.006	***			
CHG_ADROA012_345	-0.024	***	-0.015	***	2.257	**	2.269
	-0.017	***	-0.013	***			
CHG_ADROA34	-0.011	***	-0.004		1.885	*	0.622
	-0.003	***	-0.002	**			
Panel B	TR03 < median(n=395)		TR03 > median(n=283)		T-statistics		Z-statistics
CHG_ADROA25	0.013	**	0.011	*	-0.219		1.658
	0.004	*	0.018	***			
CHG_ADROA012_345	-0.015	***	-0.025	***	-2.557	**	-2.522
	-0.013	***	-0.019	***			
CHG_ADROA34	-0.005	**	-0.011	***	-1.371		-0.354
	-0.002	**	-0.003	**			

①*** : 1%水準で有意, ** : 5%水準で有意, * : 10%水準で有意

上段は平均値, 下段は中央値

T-statistics と Z-statistics については, 両グループで有意な差があるかどうかを, t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析した結果が示されている。

調整後 BHR に関する結果は表 10 に, 業種調整後 ROA に関する結果は表 11 にまとめられている。いずれも Panel A では取締役 Turnover を表す変数として SI が用いられており, Panel B では TR が用いられている。もし取締役 Turnover にパフォーマンス改善効果があるとするれば,

表 10 および表 11 の Panel A では SI03 の値が小さいグループ (SI03<median) で、Panel B では TR03 の値が大きいグループ (TR03>median) で企業パフォーマンスの改善が確認されるはずである。

表 10 についてみると、SI03 と TR03 に関係なく、両グループ間で有意な差は見られない。特に、CHG_ADBHR25 と CHG_ADBHR37 では平均値および中央値ともにほぼ全て有意に負の値である。これらの結果は、取締役 Turnover にパフォーマンス改善効果がないことを示唆しており、IPO 企業で取締役 Turnover が生じても株価パフォーマンスの低下を食い止めることはできないことを意味している。また、表 11 についても同様の結果が得られている。しかも、取締役 Turnover が激しく生じたグループほど企業パフォーマンスが悪いことを示唆しており、むしろ取締役 Turnover は企業パフォーマンスを悪化させていることを示している。以上の結果から、取締役 Turnover にはパフォーマンス改善効果は観察されないだけでなく、取締役 Turnover は IPO 後の企業パフォーマンスの低下を食い止める手段となっていないと言えよう。これらの結果は Crutchley et al. (2002) と整合的である。

これまでの分析では取締役 Turnover にはパフォーマンス改善効果を示唆する結果は得られなかった。すでに指摘したように、先行研究では経営者 Turnover にはパフォーマンス改善効果があることが指摘されている (Kang and Shivdasani (1995) など)。本稿では、取締役 Turnover と同様に、経営者 Turnover のパフォーマンス改善効果も追加的に検証する。経営者 Turnover については、日本企業を対象とした研究では対立する実証結果が報告されており、いずれの結果が妥当するかを検証する意味を持つ。

結果は表 12 と表 13 にまとめられている。いずれも Panel A では IPO 後 3 年目 (t=3) に経営者 Turnover が生じたグループと経営者 Turnover が生じていないグループ間で企業パフォーマンスが異なるかどうかを、Panel B では IPO 後 3 年目 (t=3) に強制的な経営者 Turnover が生じたグループと経営者 Turnover が生じていないグループ間で企業パフォーマンスが異なるかどうかを、Panel C では IPO 後 3 年目 (t=3) に強制的な経営者 Turnover が生じたグループと非強制的な経営者 Turnover が生じたグループ間で企業パフォーマンスが異なるかどうかを、t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析している。

まず表 12 についてみると、取締役 Turnover の結果と同様に、経営者 Turnover にもパフォーマンス改善効果は観察されない。しかも、強制的な経営者 Turnover が生じているグループほどその後の株価パフォーマンスが低下していることが示唆されている (Panel C の ADBHR45 では平均値のみ有意な差がある)。続いて、表 13 についてみても結果は大きく変わらない。ただし、強制的かどうかに関係なく、経営者 Turnover が生じると短期的に業績パフォーマンスが改善していることを指摘できる (Panel A と Panel B の CHG_ADROA34 では有意な差がある)。ただ、それ以外のパフォーマンス指標では有意な差は見られない。これらの結果は業績パフォーマンス (ROA) に限っては短期的には業績パフォーマンスの改善が見られるが、それは一時的なものであり、長期的には持続されていないことを示唆していると考えられる。以上の結果はまた、Kang and Shivdasani (1995) とは異なるものであり、日本企業の経営者 Turnover のパフォーマンス改善効果を検証している Ahn et al. (2009) と類似する結果である。

表 12 経営者 Turnover と株価パフォーマンス

		Top Executiv Turnover			
Panel A	Turnover=1(n=75)	Turnover=0(n=739)	T-statistics	Z-statistics	
CHG_ADBHR25	-0.234 *	-0.300 ***	-0.2677		-0.145
	0.087	-0.026 ***			
CHG_ADBHR37	-0.315	-0.339 ***	-0.0911		-0.242
	-0.014	-0.136 ***			
ADBHR45	0.024	0.030	0.0653		-0.054
	-0.027	-0.018			
ADBHR456	-0.004	0.032	0.2405		-0.324
	0.049	-0.038			
Panel B	Forced Turnover=1(n=30)	Turnover=1(n=739)	T-statistics	Z-statistics	
CHG_ADBHR25	-0.204	-0.300 ***	-0.251		-0.104
	0.083	-0.026 ***			
CHG_ADBHR37	-0.711	-0.339 ***	0.8438		0.365
	0.058	-0.136 ***			
ADBHR45	-0.216	0.030	1.6592 *		1.16
	-0.213	-0.018			
ADBHR456	-0.182	0.032	0.8599		0.45
	0.043	-0.038			
Panel C	Forced Turnover=1(n=30)	Non-Forced Turnover=1(n=45)	T-statistics	Z-statistics	
CHG_ADBHR25	-0.181	0.000			
CHG_ADBHR37	1.388	0.570			
ADBHR45	2.129 **	1.702 *			
ADBHR456	1.255	0.953			

①*** : 1%水準で有意, ** : 5%水準で有意, * : 10%水準で有意

上段は平均値, 下段は中央値

Turnover=1 : t=3 で経営者 Turnover が生じているグループ

Turnover=0 : t=3 で経営者 Turnover が生じていないグループ

Forced Turnover=1 : t=3 で強制的な経営者 Turnover が生じているグループ

Non-Forced Turnover=1 : t=3 で非強制的な経営者 Turnover が生じているグループ

T-statistics と Z-statistics については, 両グループで有意な差があるかどうかを, t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析した結果が示されている。

表 13 経営者 Turnover と業績パフォーマンス

		Top Executiv Turnover			
Panel A	Turnover=1(n=64)	Turnover=0(n=620)	T-statistics	Z-statistics	
CHG_ADROA25	0.028 **	0.011 **	-1.228		-0.977
	0.017 **	0.008 ***			
CHG_ADROA012_345	-0.018 ***	-0.020 ***	-0.348		-0.815
	-0.009 ***	-0.015 ***			
CHG_ADROA34	0.006	-0.009 ***	-2.282 **		-3.275 ***
	0.010 **	-0.004 ***			
Panel B	Forced Turnover=1(n=26)	Turnover=0(n=620)	T-statistics	Z-statistics	
CHG_ADROA25	0.026	0.011 **	-0.698		-1.352
	0.023 *	0.008 ***			
CHG_ADROA012_345	-0.026 *	-0.020 ***	0.614		0.275
	-0.015 **	-0.015 ***			
CHG_ADROA34	0.005	-0.009 ***	-1.401		-2.301 **
	0.011	-0.004 ***			
Panel C	Forced Turnover=1(n=26)	Non-Forced Turnover=1(n=38)	T-statistics	Z-statistics	
CHG_ADROA25	0.166	-1.148			
CHG_ADROA012_345	1.131	0.998			
CHG_ADROA34	0.208	0.140			

①*** : 1%水準で有意, ** : 5%水準で有意, * : 10%水準で有意

上段は平均値, 下段は中央値

Turnover=1 : t=3 で経営者 Turnover が生じているグループ

Turnover=0 : t=3 で経営者 Turnover が生じていないグループ

Forced Turnover=1 : t=3 で強制的な経営者 Turnover が生じているグループ

Non-Forced Turnover=1 : t=3 で非強制的な経営者 Turnover が生じているグループ

T-statistics と Z-statistics については, 両グループで有意な差があるかどうかを, t 検定 (T-statistics) と Wilcoxon の順位和検定 (Z-statistics) によって分析した結果が示されている。

5. おわりに

取締役 Turnover は、経営者 Turnover と同様に、内部ガバナンス・メカニズムとして機能しているのか？取締役 Turnover にはパフォーマンス改善効果があるのか？本稿の目的は、日本の IPO 企業を対象にして、これらの問いに対する 1 つの回答を提示することである。これらのリサーチ・クエスチョンは、経営者 Turnover に関する研究が中心である Turnover 分析ではほとんど見られなかったものであり、日本の IPO 企業を対象にした分析はわれわれが知る限り初めてのものである。

本稿の主要な発見は次の通りである。第 1 に、取締役 Turnover と企業パフォーマンスには有意に負の関係があり、経営者 Turnover の影響を考慮しても依然として有意な関係があることが明らかとなった。この結果は Kaplan (1994b), Crutchley et al. (2002), 阿部 (2003) と整合的である。この結果はまた、大企業だけでなく (阿部 (2003)), 小規模な企業においても、取締役 Turnover が内部ガバナンス・メカニズムとして機能していることを示唆するものである。

第 2 に、IPO 企業においては強制的な経営者 Turnover と企業パフォーマンスの関係は弱いのが、両者における負の関係は役員持株比率が低いほど強くなることが明らかとなった。この結果は、経営者による株式所有が高い場合には経営者のエンタレチメントによって、内部ガバナンス・メカニズムが有効に機能しなくなることを指摘した Denis et al. (1997) と整合的である。ただし、これは日本の大企業を対象とした阿部 (2003) とは異なる結果である。小規模な IPO 企業では、経営者の株式所有が高く経営者がエンタレチされた状態にある傾向が強いために、強制的な経営者 Turnover と企業パフォーマンスの関係が弱くなっており、経営者 Turnover が内部ガバナンス・メカニズムとして機能しているとは言い難い状態にあると考えられる。また、IPO 企業では取締役 Turnover が経営者 Turnover に対する代替的なガバナンス・メカニズムとして機能しているという意味で、小規模な IPO 企業では一般の大企業とは異なるガバナンス・メカニズムが働いていることが推測される。

第 3 に、取締役 Turnover にも強制的な経営者 Turnover にもパフォーマンス改善効果は観察されないことが明らかとなった。特に経営者 Turnover について、この結果は日本企業を対象とした Kang and Shivdasani (1995) や青木・新田 (2004) とは異なり、強制的な経営者 Turnover であってもパフォーマンス改善効果は見られないとする Ahn et al. (2009) と整合的である。また、本稿の実証結果からすると、強制的な経営者 Turnover だけでなく、内部ガバナンス・メカニズムとして機能していると考えられる取締役 Turnover でさえも、IPO 後の企業パフォーマンスの低下を食い止める手段にはなっていないことになる。

最後に、本稿の分析に残されている課題について述べることにしたい。経営者 Turnover を分析している先行研究では、その Turnover が強制的なものであるかどうかを分類して分析を行っている。取締役の Turnover についても、例えば取締役の就任年数から推測することで、強制的か非強制的かどうかを識別し、再度分析を行う必要があるだろう。また、本稿の分析では取締役の退任に関して全て同質的なものとして扱った。ただ、取締役会には社内取締役 (insider director)、社外取締役や銀行 (メインバンク) 出身者の取締役など異なる性質の取締役が存在している。

このような観点から取締役の分類を行うことも有意義な分析につながるであろう。

本稿では経営者および取締役の Turnover の効果を企業パフォーマンス（株価パフォーマンス・業績パフォーマンス）の観点から評価した。ただ、これらが投資行動（設備投資や研究開発投資など）に影響している可能性もあるため、より包括的な分析を行う必要がある。また、本稿の分析では取締役 Turnover を表す指標として TR (Turnover Rate) と SI (Stability Index) の 2 つを使用した。ただ、両者が有する情報内容には異なる点もあるため、それを踏まえた精緻な分析を行う必要もあろう。

参考文献

英語文献

- Abe, Y. (1997), "Chief Executive Turnover and Firm Performance in Japan," *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol.11, pp.2-26.
- Adams, R., H. Almeida and D. Ferreira (2005), "Powerful CEO and Their Impact on Corporate Performance," *Review of Financial Studies*, Vol.18, pp.1403-1432.
- Adams, R., B. Hermalin and M. Weisbach (2010), "The Role of Directors in Corporate Governance: A Conceptual Framework and Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol.48, pp.58-107.
- Ahn, S., U. Bhattacharya, T. Jung and G. Nam (2009), "Do Japanese CEOs matter?," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.17, pp.628-650.
- Baker, M. and P. Gompers (2003), "The determinants of board structure at the initial public offering," *Journal of Law and Economics*, Vol.46, pp.569-598.
- Barber, B. M. and J. D. Lyon (1996), "Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics," *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, pp.359-399.
- Bebchuk, L. and A. Cohen (2005), "The costs of entrenched boards," *Journal of Financial Economics*, vol.78, pp.409-433.
- Bhagat, S. and B. Black (1999), "The Uncertain Relationship between Board Composition and Firm Performance," *Business Lawyer*, Vol.54, pp.921-963.
- Bhagat, S. and B. Black (2001), "The Non-correlation between Board Independence and Long-term Firm Performance," *Journal of Corporation Law*, Vol.27, pp.231-274.
- Boone, A., L. Field, J. Karpoff, and C. Raheja (2007), "The determinants of corporate board size and composition: an empirical analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol.85, 66-101.
- Cai, J. and K. C. J. Wei (1997), "The investment and operating performance of Japanese initial offerings," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.5, pp.389-417.
- Coles, J. L., N. D. Daniel and L. Naveen (2008), "Boards: Does one size fit all?," *Journal of Financial Economics*, Vol.87, 329-356.
- Crutchley, C. E., J. L. Garner and B. B. Marshall (2002), "An examination of board stability and the long-term performance of initial public offerings," *Financial Management*, Vol.31, No.3, pp.63-90.
- Denis, D. and D. Denis (1995), "Performance changes following top management dismissals," *Journal of Finance*, Vol.50, pp.1029-1057.
- Denis, D., D. Denis and A. Sarin (1997), "Ownership structure and top executive turnover," *Journal of Financial Economics*, Vol.45, pp.193-221.
- Eisenberg, T., S. Sundgren, and M. Wells (1998), "Larger board size and decreasing firm value in small firms," *Journal of Financial Economics*, Vol.48, pp.35-54.

- Fama, E. and M. Jensen (1983), "Separation of Ownership and Control," *Journal of Law and Economics*, Vol.26, pp.301-325.
- Faleye, O. (2007), "Classified boards, firm value, and managerial entrenchment," *Journal of Financial Economics*, Vol. 83,pp.501-529.
- Guest, P. M. (2008), "The determinants of board size and composition: Evidence from the UK," *Journal of Corporate Finance*, Vol.14,pp.51-72.
- Hamao, Y., F. Packer, and J.R. Ritter (2000) Institutional affiliation and the role of venture capital: Evidence from initial public offerings in Japan. *Pacific-Basin Finance Journal*, 8, 529-558.
- Hermalin, B. and M. Weisbach (1991), "The Effects of Board Composition and Direct Incentives on Firm Performance," *Financial Management*, Vol.20, pp. 101-112.
- Hermalin, B. and M. Weisbach (2003), "Boards of directors as an endogenously determined institution: a survey of the economic literature," *Economic Policy Review*, Vol.9,pp.7-26.
- Hotchkiss, E. S. (1995), "Postbankruptcy Performance and Management Turnover," *Journal of Finance*, Vol.50,No.1, pp.3-21.
- Huson, M. R., P. H. Malatesta and R. Parrino (2004), "Managerial succession and firm performance," *Journal of Financial Economics*, Vol.74,pp. 237-275.
- Huson, M. R., R. Parrino and L. T. Starks (2001), "Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: a long-term perspective," *Journal of Finance*, Vol.56,pp.2265-2297.
- Jain, B. A. and O. Kini (1994), "The post-issue operating performance of IPO firms," *Journal of Finance*, Vol.49, pp.1699-1726.
- Jenkinson, T. and A. Ljungqvist (2001), *Going Public: The Theory and Evidence on How Companies Raise Equity Finance second edition*, Oxford University Press: Oxford.
- John, K. and L. W. Senbet (1998), "Corporate Governance and Board Effectiveness," *Journal of Banking & Finance*, Vol.22, pp.371-403.
- Kang, J-K. and A. Shivdasani (1995), "Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan," *Journal of Financial Economics*, Vol.38,pp.29-58.
- Kaplan, S. N. (1994a), "Top executive rewards and firm performance: A comparison of Japan and the U.S.," *Journal of Political Economy*, Vol.102,pp.510-546.
- Kaplan, S. N. (1994b), "Top executives, turnover, and firm performance in Germany," *Journal of Law, Economics, and Organization*, Vol.10,pp.142-159.
- Kutsuna, K., H. Okamura and M. Cowling (2002), "Ownership structure pre- and post-IPOs and the operating performance of JASDAQ companies," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 10,pp. 163-181.
- Lie, E. (2001), "Detecting abnormal operating performance: Revisited," *Financial Management*, Vol.30,pp.77-91.
- Linck, J., J. Netter, and T. Yang (2008), "The determinants of board structure," *Journal of Financial Economics*, Vol.87,pp.308-328.
- McConnell, J. and H. Servaes (1990), "Additional evidence on equity ownership and corporate value," *Journal of Financial Economics*, Vol. 27, pp.595-612.
- Mikkelsen, W., M. Partch, and K. Shah (1997), "Ownership and operating performance of companies that go public," *Journal of Financial Economics*, Vol.44,pp.281-307.
- Morck, R., A. Shleifer and R. Vishny (1988), "Management ownership and market valuation: an empirical analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol. 20,pp.293-315.
- Ritter, J. R. (1991), "The long-run performance of initial public offerings," *Journal of Finance*, Vol.46, pp.3-27.

- Uchida, K. (2011), “Does corporate board downsizing increase shareholder value? Evidence from Japan,” *International Review of Economics and Finance*, Vol.20, pp.562-573.
- Yan, D. and J. Cai (2003), “Long-Run Operating Performance of Initial Public Offerings in Japanese Over-the-Counter Market (1991-2001): Evidence and Implications,” *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol.10, pp.239-274.
- Yermack, D. (1996), “Higher valuations of companies with a small board of directors,” *Journal of Financial Economics*, Vol.40, pp.185-212.

日本語文献

- 青木英孝・新田敬祐 (2004), 「経営トップ交代の効果とガバナンスの影響 — 在任期間とエントレンチメント」, 『ニッセイ基礎研究所報』, Vol.33, pp.99-132.
- 阿部修人 (2003), 「取締役 Turnover と経営者インセンティブメカニズム」, Discussion Paper Series A No.435, 一橋大学経済研究所。
- 池田直史 (2013), 「IPO 後の長期株価パフォーマンス」, 『現代ファイナンス』, No.33, pp.23-52.
- 内田交謹 (2009), 「取締役会構成変化決定要因と企業パフォーマンスへの影響」, 『商事法務』, No.1874, pp.15-22.
- 大川昌男 (2007), 「米国資本市場の競争力に関する最近の議論について — SOX 法制定から 5 年を経て —」, 『金融研究』, 第 26 巻, pp.69-168.
- 岡村秀夫 (2015), 「IPO 市場の環境変化と新規公開株のパフォーマンス」, 『証券アナリストジャーナル』, 2015 年 5 月号, pp.25-37.
- 齋藤卓爾 (2011), 「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」, 宮島英昭編『日本の企業統治【その再設計と競争力の回復に向けて】』, 東洋経済新報社, pp.181-213.
- 深尾光洋・森田泰子 (1997), 『企業ガバナンス構造の国際比較』, 日本経済新聞社。
- 宮島英昭・小川亮 (2012), 「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか? : 取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果」, RIETI Policy Discussion Paper Series 12-P-013。
- 三輪芳朗 (1998), 「取締役会と取締役」, 三輪芳朗・神田秀樹・柳川範之編, 『会社法の経済学』, 東京大学出版会, pp.89-115.