

社外取締役導入促進に関するガバナンス改革と市場反応

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 大阪市立大学経営学会 公開日: 2022-03-10 キーワード (Ja): コーポレート・ガバナンス, 社外取締役, ガバナンス改革, 会社法改正, コーポレートガバナンス・コード キーワード (En): 作成者: 月岡, 靖智 メールアドレス: 所属: 関西学院大学
URL	https://doi.org/10.24544/ocu.20220310-007

Title	社外取締役導入促進に関するガバナンス改革と市場反応
Author	月岡, 靖智
Citation	経営研究. 72(4); 75-88
Issue Date	2022-02-28
ISSN	0451-5986
Textversion	Publisher
Publisher	大阪市立大学経営学会
Description	

Osaka City University

In April 2022, Osaka City University and Osaka Prefecture University merge to Osaka Metropolitan University

社外取締役導入促進に関する ガバナンス改革と市場反応

月 岡 靖 智

目次

- 1 はじめに
- 2 データ
- 3 実証方法
- 4 実証結果
- 5 おわりに

1 はじめに

2014 年以降、日本においてコーポレート・ガバナンスの強化を目的とする日本版スチュワードシップコード公表・改訂、会社法改正、日本版コーポレートガバナンスコード（以下、CGコード）公表・改訂等のガバナンス改革が継続的に行われてきている。一方で、これらのガバナンス改革に対する実証的な政策評価はそれほど多くない¹⁾。

本稿は、上述のガバナンス改革の中でも社外取締役の導入を促進したと考えられる 2014 年の会社法改正と 2015 年の CG コード公表が企業価値に与えた影響を検証する。社外取締役は、一般的に経営者に対するモニタリング機能とアドバイザー機能を有し、企業価値の向上に資すると考えられている。Fama (1980) および Fama and Jensen (1983) が主張するように、理論的には社外取締役は経営者と株主の間の利益相反を緩和し、経営者を規律付けることで、ガバナンスの改善を通して企業価値の向上をもたらすことが考えられる。いくつかの実証研究も、社外取締役がガバナンスの改善と企業価値の向上に資するとする仮説を支持している。Weisbach (1988) は、社外取締役が多い取締役会において業績に起因する CEO の交代の可能性が高まることを発見している。Rosenstein and Wyatt (1990) は新規の社外取締役選任の正のアナウンスメントリターンを発見している。Choi, Park, and Yoo (2007)、Dehya and McConnell (2007) および Liu, Miletkov, Wei, and Yang (2015) は、韓国、英国、中国において社外取締役比率が企業の収益性と企業価値と正の関係にあることを発見している。Black

and Khanna (2007) と Black and Kim (2012) は、インドと韓国における社外取締役比率を対象とした取締役会改革が企業価値の向上をもたらしていることを報告している。

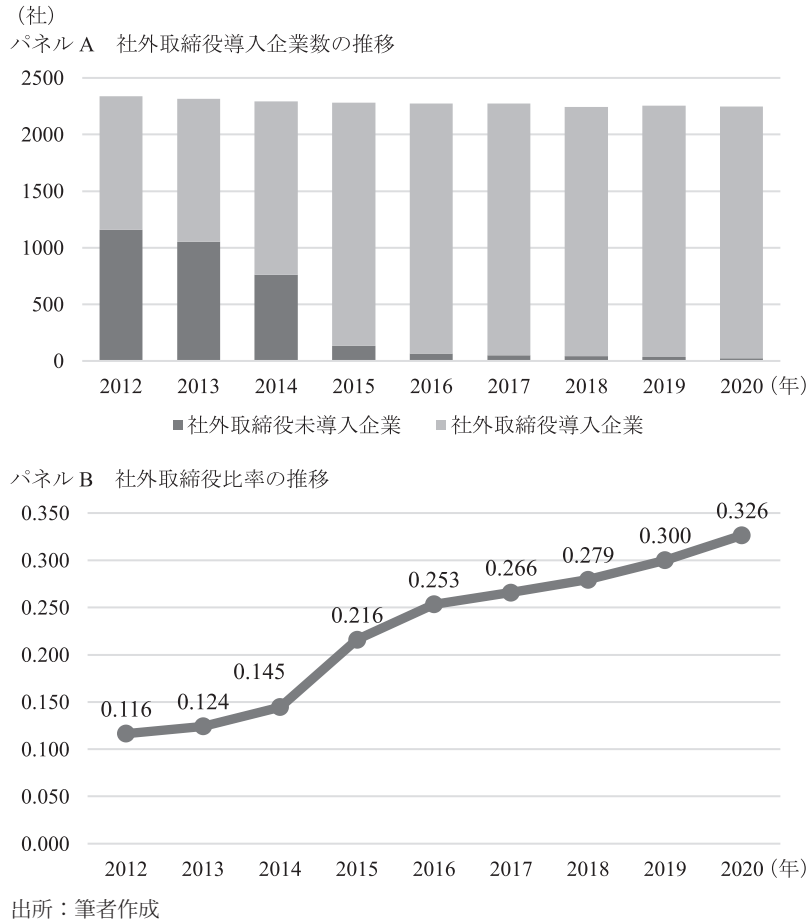
一方で、これまでの多くの実証研究の結果は必ずしも社外取締役が企業価値の向上を引き起こすとする仮説を支持していない (Hermalin and Weisbach, 2003; Denis and McConnell 2003)。Hermalin and Weisbach (1991)、Mehran (1995)、Klein (1998) は社外取締役比率が企業の収益性や企業価値の間の有意な関係を発見できていない。Agrawal and Knoeber (1996)、Mak and Li (2001)、Bhagat and Black (2002) は、内生性を考慮してもなお、社外取締役比率と企業価値の間に負の関係があることを発見している。加えて、Faleye, Hoitash, and Hoitash (2011) は、多くの独立社外取締役が2つ以上のモニタリング機能を有する委員会に属しているようなモニタリング機能重視型の取締役会はガバナンスの改善をもたらすが企業価値の棄損を引き起こすことを報告している。さらに、Hermalin and Weisbach (1988) と Bhagat and Black (2002) は、業績の低い企業が社外取締役数を増加させることを発見している。

日本における社外取締役の導入状況の推移について図1に示している。図1のパネルAは金融業（日経業種中分類における銀行、保険、証券）を除く3月決算の上場企業における社外取締役導入企業数と社外取締役未導入企業数の推移を示している。2014年度以前において、上場企業の半数が社外取締役を未導入であったが、社外取締役未導入企業数は2015年以降に大幅に減少し、2020年度においては99%の上場企業が社外取締役を導入している。また、図1のパネルBは、社外取締役比率（社外取締役数/取締役数）の推移を示している。社外取締役比率は、2014年度までは15%未満であったが、2015年以降は大幅に上昇し、2020年度においては30%を超えている。

図1からもわかるように、コーポレート・ガバナンス改革の一環として実施された2014年の会社法改正と2015年のCGコード公表は、社外取締役未導入企業に対して社外取締役の導入を促進している。ただし、2014年の改正会社法における社外取締役に関する規定は、社外取締役を設置しない場合に「社外取締役を置くことが相当でない理由を説明しなければならない（327条の2）」であり、社外取締役を導入する義務は必ずしもないが、導入しない場合にはその理由を説明する必要がある「コンプライ・オア・エクスプレイン」のアプローチに基づいている。また、CGコードにおいても、「独立社外取締役を少なくとも2名以上選任すべきである（原則4-8）」とされているが、会社法同様、必ずしも社外取締役導入を義務化し強制するものではない。

社外取締役導入の促進という観点では、会社法改正とCGコードは、すべての会社に等しく、社外取締役導入の促進という影響を与えたわけではなく、社外取締役未導入企業には影響を与えたが、すでに社外取締役を導入していた企業にはそれほど影響を与えなかった可能性がある。例えば、会社法改正直前の2014年3月決算において、半数の上場企業が社外取締役を導入し

図1 社外取締役導入状況と社外取締役比率



ておらず、会社法改正から影響を受けている。また、複数人の独立社外取締役の導入を求めている CG コードの導入時点では、2 人以上の社外取締役を導入している企業は全体の 4 割程度であった。

社外取締役未導入企業に対して、社外取締役が導入されることでガバナンスと将来収益の改善による企業価値の向上が期待されるのであれば、イベント日またはその周辺において正の市場反応が得られることが考えられる。本稿では以下の 4 つのイベント日について分析を行う。1 つ目は 2012 年 8 月 1 日である。2012 年 8 月 1 日は、法務省の法制審議会会社法制部会によって取りまとめられた「会社法制の見直しに関する要綱案」の公表日である。2 つ目は 2014 年 4 月 25 日である。2014 年 4 月 25 日は「会社法の一部を改正する法律（会社法改正法）」の衆議院の可決通過日である。3 つ目は 2014 年 6 月 20 日である。2014 年 6 月 20 日は会社法改正法が参議院で可決され成立した日である。4 つ目は 2015 年 6 月 1 日である。2015 年 6 月 1 日は CG コードが公表された日である。

本稿の分析では上述のイベント日の直前決算において社外取締役を導入していなかった未導入企業をトリートメントサンプル、すでに社外取締役を導入していた自主的導入企業をコントロールサンプルとして分析を行う。未導入企業と自主的導入企業のイベント日での市場反応を比較することで、社外取締役を導入する企業が有する企業属性に起因する内生性の問題を緩和した分析となっている。上述の法改正やCGコードの公表は外生的ショックであるため、外生的ショックによる社外取締役の導入は、社外取締役を自主的に導入する場合に問題となる内生性を緩和している²⁾。

検証の結果、会社法改正法の衆議院通過、成立というイベントにおいて統計的に有意な結果を発見できていない。一方で、会社法要綱案の公表日周辺において、未導入企業が、導入企業に比べて、有意に低い市場反応を示している。この結果は、未導入企業が今後の会社法改正に向けて社外取締役を新たに導入することによる負の影響が考えられた可能性と、社外取締役の強制的導入が期待されていた会社法の改正において、強制化が見送られたことに対する負の反応の両方が考えられる。また、社外取締役を1人導入している企業に比べて、未導入企業はCGコード公表に対して正の市場反応を示していることを発見している。ただし、未導入企業と社外取締役を1人導入している企業が、CGコード公表に対して有意な正の市場反応を示していることを発見できていない。

本稿の構成は以下の通りである。第2節が本研究で用いるデータの説明、第3節が本研究の実証方法、第4節が実証結果、第5節がおわりに、である。

2 データ

本研究は以下のデータソースから使用データを取得している。取締役数および社外取締役数については、日経 NEEDS 役員データから取得している。企業の財務データおよび株価データは、日経 NEEDS Financial Quest から取得している。マーケットリターンおよび Fama French three factor モデルのベンチマークデータは日経 NEEDS Fama-French ベンチマーク関連データから取得している。

以下の4つの基準のすべてに該当する企業のみを分析対象としている。1) 3月決算である企業。2) 直前決算期とその1期前の財務データと株価データが取得でき、正の自己資本を有している企業。3) 日経業種中分類において金融業（銀行、保険、証券）に属さない企業。4) イベント日前後5日間において本決算の発表を行っていない企業である³⁾。

3 実証方法

本稿では、イベント日直前の決算において、社外取締役を既に導入していた企業を自主的導入企業、導入していなかった企業を未導入企業と定義する⁴⁾。分析において、未導入企業をトリートメントサンプル、自主的導入企業をコントロールサンプルとして、イベント日周辺の市

場反応を比較する。市場反応の代理変数として、異常リターンと累積異常リターンを用いる。異常リターンはマーケットモデルと Fama-French three factor モデルを用いてそれぞれ計測する。マーケットモデルによる異常リターンの計測は以下の（1）式を用いる。

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{Mt} \quad (1)$$

Fama French three factor モデルによる異常リターンの計測は以下の（2）式を用いる。

$$FF3AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{Mt} - \hat{\delta}_i SMB_t - \hat{h}_i HML_t \quad (2)$$

AR_{it} は企業 i の t 日におけるマーケットモデルに基づく異常リターン、 $FF3AR_{it}$ は企業 i の t 日における Fama-French three factor モデルに基づく異常リターン、 R_{it} は企業 i の t 日における株式リターン、 R_{Mt} は市場ポートフォリオの t 日における加重平均リターン、 SMB_t (Small Minus Big) は規模に関する t 日におけるリスクプレミアム、 HML_t (High Minus Low) は簿価時価比率に関する t 日におけるリスクプレミアムを示している。それぞれの独立変数の係数は、各推定期間における回帰係数である。詳しくは Fama and French (1993) を参照。イベント日を t として、推定期間を $-244 \leq t \leq -6$ として推定している。推定期間において、40 日以上取引があることを推定の条件としている。

また、イベント日周辺における累積異常リターンを以下の（3）式で求める。

$$(FF3)CAR_{i1,t2} = \sum_{T=t1}^{t2} (FF3)AR_{iT} \quad (3)$$

イベント日としては以下の 4 つの日を用いている。1 つ目は「会社法制の見直しに関する要綱案」が公表された 2012 年 8 月 1 日である。2 つ目は会社法改正法が衆議院で可決された 2014 年 4 月 25 日である。3 つ目は会社法改正法が成立した 2014 年 6 月 20 日である。4 つ目は CG コードが公表された 2015 年 6 月 1 日である。

本稿では、イベントに対する未導入企業の市場反応が自主的導入企業の市場反応に比べて高いことを想定している。上述のように、会社法改正により未導入企業への社外取締役の導入が促進されることで、未導入企業の取締役関連のガバナンスの改善を通じた企業価値の向上が予想される。会社法改正に関連するイベント日における市場反応の検証においては以下の（4）式を推定する。

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 \text{未導入ダミー}_i + \text{Controls}_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

被説明変数 Y_i は、イベント日における異常リターンまたはイベント日周辺における累積異常リターンを用いる。説明変数の未導入ダミーは、イベント日直前決算において社外取締役を導入していない企業は 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数である。コントロール変数には、純利益を前期自己資本で除した ROE 、時価総額の自然対数 MV 、負債を総資産で除した LEV 、取締役人数の自然対数を取った $Boardsize$ を用いる。（4）式の推定には、日経業種中分類に基づく産業ダミーを含んでいる。

加えて、CG コードは 2 人以上の独立社外取締役の導入を要請しているため、CG コード公

表に対する市場反応の検証においては以下の(5)式を推定している。

$$Y_i = \gamma_1 + \gamma_2 \text{ 未導入ダミー}_i + \gamma_3 \text{ 導入1人ダミー}_i + \text{Controls}_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

未導入ダミーは(4)式に用いたものと同様である。導入1人ダミーは、イベント直前の決算において社外取締役を1人導入している企業は1、そうでなければ0をとるダミー変数である。

4 実証結果

4.1 1 変量分析

表1は、未導入企業と自主的導入企業の各イベント日における異常リターンと周辺の累積異常リターンを示している。加えて、未導入企業と自主的導入企業の異常リターンと累積異常リターンの差についても示している。

パネルAは、会社法改正法要綱案公表に対する未導入企業と自主的導入企業の市場反応をそれぞれ示している。未導入企業は、要綱案公表に対して有意に低い市場反応を示している。加えて、未導入企業のイベント日からイベント+1日までの累積異常リターンは、自主的導入企業のそれらに比べて、有意に低い。この結果の解釈には2つの可能性がある。1つ目は、市場が未導入企業に対して社外取締役導入が進むことがコストとなると認識した可能性が考えられる。2つ目は、市場が数年後に改正される会社法で期待されていた社外取締役導入の義務化が見送られたことに対する失望から未導入企業に対して負の市場反応が示された可能性が考えられる。

パネルBは、会社法改正法の衆議院通過に対する未導入企業と自主的導入企業の市場反応をそれぞれ示している。未導入企業と自主的導入企業の市場反応は概ね有意な負の値をとっているが、未導入企業と自主的導入企業の異常リターンおよび累積異常リターンの間に有意な差はない。

パネルCは、会社法改正法成立に対する未導入企業と自主的導入企業の市場反応をそれぞれ示している。未導入企業と自主的導入企業の市場反応は一貫していない。また、未導入企業と自主的導入企業の異常リターンおよび累積異常リターンの差についても一貫した結果は得られていない。

パネルDは、CGコードの公表日に対する未導入企業と自主的導入企業の市場反応をそれぞれ示している。未導入企業と自主的導入企業は、マーケットモデルで推定した異常リターンの計測では、有意に正の市場反応を示している。一方で、Fama-French three factor モデルで推定した異常リターンの計測では一貫した結果は得られていない。加えて未導入企業と自主的導入企業の異常リターンと累積異常リターンの差は、正の値をとっているが有意ではない。

表2は、CGコード公表時における自主的導入企業を、社外取締役を1人導入している企業

表 1 1 変量分析

	未導入企業 (a)	導入企業 (b)	(a) - (b)
パネル A 要綱案公表日 (t=2012/08/01) 未導入企業数: 導入企業数=1125: 1121			
AR_t	-0.145* [0.02]**	0.013 [0.017]	-0.158 [0.004]
$CAR_{t,t+1}$	-0.411*** [-0.180***]	-0.045 [-0.101***]	-0.366** [-0.078**]
$CAR_{t,t+2}$	-0.710*** [-0.507***]	-0.376** [-0.393***]	-0.334 [-0.114]
$FF3AR_t$	-0.159** [0.001***]	0.018 [0.035]	-0.177 [-0.035*]
$FF3CAR_{t,t+1}$	-0.212** [-0.051***]	0.140 [0.001]	-0.352** [-0.052**]
$FF3CAR_{t,t+2}$	-0.218* [-0.066**]	0.115 [-0.019]	-0.332 [-0.047]
パネル B 会社法改正法衆議院通過 (t=2014/04/25) 未導入企業数: 導入企業数=647: 1171			
AR_t	-0.235* [-0.163***]	-0.111 [-0.093**]	-0.123 [-0.070]
$CAR_{t,t+1}$	-0.367** [-0.090**]	-0.356*** [-0.084***]	-0.011 [-0.006]
$CAR_{t,t+2}$	-1.044*** [-0.333***]	-0.833*** [-0.384***]	-0.211 [0.051]
$FF3AR_t$	-0.318** [-0.211***]	-0.135* [-0.143**]	-0.183 [-0.068]
$FF3CAR_{t,t+1}$	-0.395* [-0.141**]	-0.294*** [-0.134***]	-0.101 [-0.007]
$FF3CAR_{t,t+2}$	-0.606** [-0.049]	-0.374*** [-0.133***]	-0.231 [0.084]
パネル C 会社法改正法が成立 (t=2014/06/20) 未導入企業数: 導入企業数=752: 1502			
AR_t	-0.204* [-0.060***]	-0.213*** [-0.146***]	0.009 [0.086]
$CAR_{t,t+1}$	0.122 [0.029*]	0.197* [0.056**]	-0.075 [-0.028]
$CAR_{t,t+2}$	0.193 [0.076**]	0.498*** [0.237***]	-0.306 [-0.160]
$FF3AR_t$	0.078 [0.062*]	0.039 [-0.027]	0.039 [0.089**]
$FF3CAR_{t,t+1}$	-0.066 [-0.037]	0.082 [-0.041]	-0.149 [0.005]
$FF3CAR_{t,t+2}$	-0.229 [-0.159**]	0.176 [-0.007]	-0.405 [-0.152**]
パネル D コーポレートガバナンス・コード (t=2015/06/01) 未導入企業数: 導入企業数=131: 2094			
AR_t	0.636** [0.222***]	0.377*** [0.049***]	0.259 [0.174]
$CAR_{t,t+1}$	1.067* [0.186*]	0.430*** [0.009***]	0.637 [0.177]
$CAR_{t,t+2}$	1.628* [0.287**]	0.659*** [0.223***]	0.968 [0.064]
$FF3AR_t$	0.331 [-0.033]	0.024 [-0.175***]	0.307 [0.142]
$FF3CAR_{t,t+1}$	0.736 [-0.136]	0.085 [-0.231***]	0.651 [0.094]
$FF3CAR_{t,t+2}$	1.138 [0.015]	0.056 [-0.299***]	1.082 [0.314]

注：表 1 はイベント日周辺における未導入企業と導入企業の異常リターンと累積異常リターンの平均値をそれぞれ示している。鍵括弧内は中央値をそれぞれ示している。平均値については t 検定および中央値については Wilcoxon 検定を用いて 0 との差を検定しており、***、**、* はそれぞれ有意水準 1%、5%、10% で有意であることを示している。

出所：筆者作成

表2 コーポレートガバナンス・コード公表に対する市場反応 (t=2015/06/01)

	未導入企業 131 社 (a)	導入企業=1 945 社 (b)	導入企業>=2 783 社 (c)	(a)-(b)	(a)-(c)	(b)-(c)
AR_t	0.636* [0.222***]	0.421*** [0.015***]	0.335*** [0.097***]	0.216 [0.208]	0.302 [0.126]	0.086 [-0.082]
$CAR_{t,t+1}$	1.067* [0.186*]	0.572*** [0.037***]	0.298*** [-0.034**]	0.495 [0.149]	0.769 [0.220]	0.274** [0.071]
$CAR_{t,t+2}$	1.628* [0.287**]	0.719*** [0.243***]	0.560*** [0.212***]	0.909 [0.044]	1.067 [0.076]	0.158 [0.032]
$FF3AR_t$	0.331 [-0.033]	0.029 [-0.176***]	-0.023 [-0.194***]	0.302 [0.143]	0.354 [0.161*]	0.052 [0.018*]
$FF3CAR_{t,t+1}$	0.736 [-0.136]	0.183* [-0.222**]	-0.044 [-0.286***]	0.553 [0.085]	0.780 [0.150]	0.227* [0.065]
$FF3CAR_{t,t+2}$	1.138 [0.015]	0.056 [-0.309***]	-0.058 [-0.375***]	1.082 [0.324]	1.196 [0.391]	0.114 [0.067]

注：表2はCGコード公表日周辺における未導入企業と社外取締役1人導入企業、社外取締役2人以上導入企業の異常リターンと累積異常リターンの平均値をそれぞれ示している。鍵括弧内は中央値をそれぞれ示している。平均値についてはt検定、中央値についてはWilcoxon検定を用いて0との差を検定しており、***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示している。

出所：筆者作成

と2人以上導入している企業に分類し、それら企業と未導入企業のCGコード公表に対する市場反応を示している。未導入企業と社外取締役1人導入企業の市場反応が、社外取締役2人以上導入企業と比較して、正の値をとっているが、一部を除いて有意ではない。

4.2 回帰分析

表3は、未導入企業の会社法改正に関連するイベントに対する市場反応を検証するために(4)式をOLS推定した結果を示している。パネルAは、要綱案公表日をイベント日とした場合における、(4)式の推定結果を示している。列(3)と(4)の未導入ダミーの係数が有意に負に推定されており、未導入企業が自主的導入企業に比べて、負の市場反応を経験していることを示している。

パネルBは、会社法改正法の衆議院通過日をイベント日とした場合における、(4)式の推定結果を示している。パネルBのすべての列において、未導入ダミーの係数は正に推定されているが、有意ではない。パネルCは、会社法改正法の成立日をイベント日とした場合における、(4)式の推定結果を示している。パネルCにおいて、未導入ダミーの係数の符号はまちまちであり、どれも有意に推定されていない。

パネルBとCの結果は2つの可能性を示している。1つは、株式市場が会社法改正法の衆議院通過と成立時において、すでに未導入企業の株価に社外取締役の導入の効果を織り込んでいた可能性である。もう1つは、株式市場が社外取締役の導入促進は未導入企業の企業価値に

表 3 回帰分析結果

パネル A 会社法改正要綱（案）公表日における市場反応（t=2012/08/01）

被説明変数	AR_t	$FF3AR_t$	$CAR_{t,t+1}$	$FF3CAR_{t,t+1}$	$CAR_{t,t+2}$	$FF3CAR_{t,t+2}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
未導入ダミー	-0.195 [-1.478]	-0.196 [-1.487]	-0.392* [-1.945]	-0.409** [-2.016]	-0.388 [-1.486]	-0.433 [-1.639]
ROE	-0.002 [-0.868]	-0.002 [-0.993]	-0.002 [-0.475]	-0.001 [-0.432]	0.003 [0.852]	0.003 [0.845]
MV	-0.095** [-2.379]	-0.095** [-2.37]	-0.097* [-1.704]	-0.117** [-2.077]	-0.122* [-1.748]	-0.177** [-2.559]
LEV	0.000** [1.966]	0.000** [2.068]	0.000** [2.126]	0.000* [1.953]	0.000 [-0.543]	0.000 [-0.756]
Boardsize	-0.019 [-0.086]	0.038 [0.170]	-0.474 [-1.429]	-0.528 [-1.580]	-0.756* [-1.767]	-0.792* [-1.823]
(Intercept)	1.288** [2.175]	1.230** [2.077]	1.892** [2.113]	2.303** [2.558]	2.260** [2.080]	3.220*** [2.929]
Adj. R^2	0.011	0.011	0.011	0.013	0.012	0.022
N	2246	2246	2246	2246	2246	2246

パネル B 会社法改正法衆議院通過日における市場反応（t=2014/04/25）

被説明変数	AR_t	$FF3AR_t$	$CAR_{t,t+1}$	$FF3CAR_{t,t+1}$	$CAR_{t,t+2}$	$FF3CAR_{t,t+2}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
未導入ダミー	0.086 [0.577]	0.053 [0.314]	0.216 [1.033]	0.144 [0.599]	0.118 [0.389]	0.001 [0.004]
ROE	0.001 [0.728]	0.000 [0.505]	0.002** [2.092]	0.002* [1.694]	0.003 [1.601]	0.002 [1.426]
MV	0.084 [1.592]	0.101* [1.682]	0.043 [0.617]	0.053 [0.653]	0.051 [0.467]	-0.017 [-0.146]
LEV	0.000* [1.662]	0.000 [1.504]	0.000 [1.351]	0.000 [1.15]	0.000 [0.274]	0.000 [0.214]
Boardsize	0.571** [2.148]	0.468 [1.533]	0.869** [2.409]	0.623 [1.481]	1.503*** [2.768]	1.045* [1.820]
(Intercept)	-1.913*** [-2.925]	-1.898** [-2.530]	-1.815** [-2.046]	-1.418 [-1.364]	-3.176** [-2.393]	-1.391 [-0.987]
Adj. R^2	0.012	0.005	0.012	0.002	0.012	-0.002
N	1818	1818	1818	1818	1818	1818

パネルC 会社法改正法成立日における市場反応 (t=2014/06/20)

被説明変数	AR_t	$FF3AR_t$	$CAR_{t,t+1}$	$FF3CAR_{t,t+1}$	$CAR_{t,t+2}$	$FF3CAR_{t,t+2}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
未導入ダミー	0.130 [1.011]	0.080 [0.622]	-0.009 [-0.042]	-0.032 [-0.135]	-0.206 [-0.677]	-0.188 [-0.578]
ROE	0.001 [0.962]	0.001 [1.000]	0.002 [1.224]	0.002 [1.139]	0.003* [1.849]	0.003* [1.664]
MV	0.067* [1.696]	0.017 [0.426]	0.013 [0.208]	0.049 [0.675]	-0.039 [-0.384]	0.038 [0.352]
LEV	0.000 [1.255]	0.000 [1.265]	0.000 [0.592]	0.000 [0.584]	0.000 [0.187]	0.000 [0.200]
Boardsize	0.304 [1.548]	0.100 [0.509]	0.289 [0.884]	0.270 [0.735]	0.573 [1.154]	0.722 [1.336]
(Intercept)	-1.417*** [-2.909]	-0.388 [-0.792]	-0.537 [-0.655]	-0.918 [-0.993]	-0.348 [-0.282]	-1.576 [-1.173]
Adj. R^2	0.022	0.015	0.000	-0.001	-0.007	-0.005
N	2254	2254	2254	2254	2254	2254

注：表3は、会社法改正法要綱案公表日、会社法改正法衆議院通過日、会社法改正法成立日をそれぞれイベント日とした(4)式の推定結果を示している。括弧内のt値はWhiteの不均一分散修正を用いて補正した標準誤差をもとに算出している。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示している。

出所：筆者作成

影響を与えないと認識している可能性である。

表4は、CGコード公表日をイベント日とした場合における、(5)式の推定結果を示している。未導入ダミーの係数は正に推定されているが、有意ではなく、未導入企業が、社外取締役を複数人導入している企業に比べて、正の市場反応を示していない。一方で、列(5)と(6)における、未導入ダミーと導入1人ダミーの係数に差があるかどうかを検証しているF検定の結果は未導入ダミーと導入1人ダミーの係数の間に有意な差があることを示している。未導入企業に対して、社外取締役の導入圧力が高まることで、将来的な社外取締役の導入を通じたガバナンスおよび収益の改善が期待され、社外取締役を1人導入している企業に比べて、正の市場反応が検出されていることが示されている。

5 おわりに

本稿は、2014年以降のガバナンス改革の内、社外取締役の導入を促進したと考えられる会社法改正とCGコードの導入が企業価値に与えた影響を検証している。検証方法としては、会社法改正に関連するイベント日およびCGコードの公表日をイベント日とし、これらガバナンス改革に対する市場反応を検証している。会社法改正に関連するイベント日として、要綱案公表日、会社法改正法衆議院通過日、会社法改正法成立日を用いている。

表4 コーポレートガバナンス・コード公表日における市場反応（t=2015/06/01）

被説明変数		AR_t	$FF3AR_t$	$CAR_{t,t+1}$	$FF3CAR_{t,t+1}$	$CAR_{t,t+2}$	$FF3CAR_{t,t+2}$
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
未導入ダミー	γ_2	0.056 [0.176]	0.226 [0.705]	0.272 [0.497]	0.449 [0.816]	0.444 [0.537]	0.724 [0.873]
導入1人ダミー	γ_3	-0.057 [-0.628]	-0.027 [-0.297]	0.002 [0.020]	0.035 [0.287]	-0.249 [-1.598]	-0.203 [-1.288]
ROE		-0.003 [-0.934]	-0.003 [-0.768]	-0.009 [-1.541]	-0.009 [-1.464]	-0.017* [-1.696]	-0.016 [-1.606]
MV		-0.021 [-0.854]	0.027 [1.056]	-0.058 [-1.530]	-0.002 [-0.055]	-0.122** [-2.401]	-0.048 [-0.942]
LEV		0.000 [0.001]	0.000 [0.480]	0.000 [0.652]	0.000 [1.023]	0.000 [1.102]	0.000 [1.389]
Board size		-0.406** [-2.425]	-0.281* [-1.655]	-0.730** [-2.559]	-0.539* [-1.883]	-0.716** [-2.079]	-0.572* [-1.665]
(Intercept)		1.274*** [3.094]	0.377 [0.901]	2.447*** [3.654]	1.328** [1.973]	3.058*** [3.848]	1.766** [2.215]
F 値 (γ_2 vs γ_3)		0.331	1.651	0.831	1.943	3.406*	6.085**
Adj. R ²		0.013	0.007	0.02	0.015	0.034	0.026
N		2225	2225	2225	2225	2225	2225

注：表4は、CGコード公表日をイベント日とした（5）式の推定結果を示している。括弧内のt値はWhiteの不均一分散修正を用いて補正した標準誤差をもとに算出している。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示している。

出所：筆者作成

検証の結果、2014年の会社法改正法の衆議院通過、成立というイベント日周辺において、社外取締役未導入企業が、自主的導入企業に比べて、有意な市場反応を示していることを発見できていない。一方で、自主的導入企業に比べて、未導入企業は会社法改正法要綱案公表に対して有意に低い市場反応を示していることを発見している。加えて、未導入企業は社外取締役を1人のみ導入している企業と比較して、CGコード公表に対して正の市場反応を示しているが、未導入企業が社外取締役を複数人導入している企業に比べても、CGコード公表に対して有意に正の市場反応を示していることを発見できていない。

本稿の検証結果は、社外取締役導入を促進したと考えられる会社法改正とCGコード公表というガバナンス改革が、未導入企業の企業価値を高めたとする明確な結果を発見できていない。期待した結果が得られていない理由は2つ考えられる。1つ目はイベント日において、社外取締役導入による企業価値への影響がすでに株価に織り込まれていた可能性が考えられる。2つ目は社外取締役の導入は企業価値に影響を与えないと市場が認識している可能性が考えられる。Tsukioka（2018）は、本稿と同様に会社法改正を外生的ショックとし、会社法改正以前に社

外取締役を導入していなかった未導入企業と自主的導入企業の会社法改正前後の企業パフォーマンスとガバナンス変数の変化を差の差の分析を用いて検証し、自主的導入企業に比べて、未導入企業の収益性の改善がみられる一方で、企業価値の改善が見られないことを報告している。

(謝辞) 本研究は JSPS 科研費 21K13378 の助成を受けたものです。

注

- 1) Tsukioka (2020)、岩田 (2021)、芹田・月岡・花枝 (forthcoming) は、日本版スチュワードシップコードの導入または改訂が、機関投資家の議決権行使行動を経営者を規律付ける方向に積極化させたことを発見している。
- 2) 例えば、Greene, Intintoli and Kahle (2020) は米国のカリフォルニア州における女性取締役の導入義務化を外生ショックとして、内生性を考慮した女性取締役義務化に対する市場反応の分析を行っている。
- 3) 決算発表がある場合、決算発表に対する市場反応とイベントに対する市場反応が識別困難であるためこのような条件を定めている。条件を加えない場合または条件を 10 日前後まで伸ばした場合においても同様の結果が得られている。
- 4) データは有価証券報告書の記載に基づいており、株主総会における取締役選任とは実際はタイムラグがある。

参考文献

- Agrawal, A., & Knoeber, C. R. (1996) "Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31(3), 377-397.
- Bhagat, S., & Black, B. (2002) "The non-correlation between board independence and long-term firm performance," *Journal of Corporation Law*, 27, 231-274.
- Black, B. S., & Khanna, V. S. (2007) "Can corporate governance reforms increase firm market values? Event study evidence from India," *Journal of Empirical Legal Studies*, 4(4), 749-796.
- Black, B. S., & Kim, W. (2012) "The effect of board structure on firm value: A multiple identification strategies approach using Korean data," *Journal of Financial Economics*, 104(1), 203-226.
- Choi, J. J., Park, S. W., & Yoo, S. S. (2007) "The value of outside directors: Evidence from corporate governance reform in Korea," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(4), 941-962.
- Dahya, J., & McConnell, J. J. (2007) "Board composition, corporate performance, and the cadbury committee recommendation," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(3), 535-564.
- Denis, D. K., & McConnell, J. J. (2003) "International corporate governance," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(1), 1-36.
- Faleye, O., Hoitash, R., & Hoitash, U. (2011) "The costs of intense board monitoring," *Journal of Financial Economics*, 101(1), 160-181.
- Fama, E. F. (1980) "Agency problems and the theory of the firm," *Journal of Political Economy*, 88(2), 288-307.

- Fama, E. F., & French, K. R. (1993) "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983) "Separation of ownership and control," *Journal of Law and Economics*, 26(2), 301-325.
- Greene, D., Intintoli, V. J., & Kahle, K. M. (2020) "Do board gender quotas affect firm value? Evidence from California Senate Bill No. 826," *Journal of Corporate Finance*, 60, 101526.
- Hermalin, B. E., & Weisbach, M. S. (1988) "The determinants of board composition," *RAND Journal of Economics*, 19(4), 589-606.
- Hermalin, B. E., & Weisbach, M. S. (1991) "The effects of board composition and direct incentives on firm performance," *Financial Management*, 20(4), 101-112.
- Hermalin, B. E., & Weisbach, M. S. (2003) "Boards of directors as an endogenously determined institution: A survey of the economic literature," *Economic Policy Review-Federal Reserve Bank of New York*, 9, 7-26.
- Klein, A. (1998) "Firm performance and board committee structure," *Journal of Law and Economics*, 41(1), 275-304.
- Liu, Y., Miletkov, M. K., Wei, Z., & Yang, T. (2015) "Board independence and firm performance in China," *Journal of Corporate Finance*, 30, 223-244.
- Mak, Y. T., & Li, Y. (2001) "Determinants of corporate ownership and board structure: Evidence from Singapore," *Journal of Corporate Finance*, 7(3), 235-256.
- Mehran, H. (1995) "Executive compensation structure, ownership, and firm performance," *Journal of Financial Economics*, 38(2), 163-184.
- Rosenstein, S., & Wyatt, J. G. (1990) "Outside directors, board independence, and shareholder wealth," *Journal of Financial Economics*, 26(2), 175-191.
- Tsukioka, Y. (2018) "Does the mandatory adoption of outside directors improve firm performance?," Working paper (SSRN: 3220311).
- Tsukioka, Y. (2020) "The impact of Japan's stewardship code on shareholder voting," *International Review of Economics & Finance*, 67, 148-162.
- Weisbach, M. S. (1988) "Outside directors and CEO turnover," *Journal of Financial Economics*, 20, 431-460.
- 岩田聖徳 (2021) 「機関投資家による議決権行使結果の個別開示と社外取締役の選任」『経営財務研究』, 41(1・2), 2-20。
- 芹田敏夫、月岡靖智、花枝英樹 (Forthcoming) 「バッシブ運用がコーポレート・ガバナンスに及ぼす影響」『現代ファイナンス』。

The value of outside directors: Evidence from corporate governance reforms in Japan

Yasutomo Tsukioka

Summary

This paper examines stock market reactions to the revision of the Japanese Companies Act in 2014 and the implementation of Japan's corporate governance code in 2015. Article 327 (2) in the revised Companies Act mandates that listed firms either appoint at least one outside director or disclose the reason for non-adoption at the annual shareholders meeting. Japan's corporate governance code encourages listed firms to appoint at least two independent outside directors. These corporate governance reforms lead listed firms to appoint at least one outside director. This study investigates the announcement returns on the event day related to these corporate governance reforms in Japan. I do not find that non-adopters that did not appoint outside directors before these reforms experience significant positive announcement returns compared with voluntary adopters.