

社長交代と外部出身取締役

—Semiparametric 推定による分析—¹⁾

阿部修人²⁾・小黒曜子³⁾

製造業の社長交代を Semiparametric の Survival Analysis を用いて分析した。社長交代確率は企業業績と負の相関があり、その Hazard は二つの山をもつ。役員持ち株比率により Hazard のピークが一つとなるように企業サンプルを分割することが可能であり、長い社長 Tenure を持つ企業でも社長交代は企業業績と負で有意な関係がある。一方、外部出身取締役および銀行出身取締役の存在やその割合が Hazard に与える影響は限定的である。これは Fama(1980) のモデルを経営者の労働市場が未発達な状況に適用したものと整合的である。

1. 導入

2003 年に施行された改正商法により、日本において委員会等設置会社制度が設けられた。これは役員指名や報酬額の決定を社外取締役が過半数を占める委員会にゆだねる制度であり、取締役会による経営の監視機能を強化させるものとなっている⁴⁾。社外取締役が過半数を占めることで「代表執行役や経営陣の暴走を未然に防ぎ、より透明性の高い経営⁵⁾」を確保されることが期待されており、取締役会における社外取締役の役割は大きくなっている。

しかしながら、2003 年 6 月時点で、委員会等設置会社への移行を表明した企業は 40 社程度であり⁶⁾、2002 年末に行われた日本経済団体連合会(経団連)によるアンケート調査によると、委員会等設置会社への移行を前向きに検討している企業は全体の約 6% にとどまっている。移行に消極的な理由として、経団連のアンケートに答えた企業の 40% 以上が社外取締役の適任者が少ないことを挙げている。

社外取締役の適任者が少ないということは、社外取締役のマーケットが存在しない、または存在したとしてもそのサイズが小さいことを意味する。この労働市場の欠如は企業経営理論に従うと、非常に重要なインプリケーションを持つ。委員会等設置会社では社外取締役は他の取

締役のモニターとしての機能を期待されているが、その社外取締役がモニターとして機能するインセンティブメカニズムとして労働市場を通じた規律付けが考えられるためである。労働市場の欠如は社外取締役がモニターとして努力するインセンティブを与えず、彼らは想定されているような機能をはたさない可能性がある。

日本企業における社外取締役の研究は歴史が長く、特に銀行からの派遣、いわゆるメインバンクシステムとの関係で議論されることが多い⁷⁾。しかしながら、メインバンク関係に限らず、より広く外部出身の取締役を研究した文献は少ない⁸⁾。本論文では、日本企業における社長交代の詳細な分析を通して外部出身の取締役がどのような機能を果たしてきたか否かを考察する。具体的には、日本における取締役市場の実態を踏まえた上で、社長交代メカニズムを Proportional Hazard 関数を用い詳細に分析し、外部出身取締役が Hazard に与える影響を考察する。また、銀行派遣に関する先行研究を踏まえ、銀行派遣を内生化した上で、非線形二段階推定を用い、新規銀行派遣取締役の機能についても考察する。主要結果は以下のとおりである。(1)社長交代は Performance に感応的である。(2)役員持ち株比率により、社長交代の Hazard は二種類に区分け可能である。(3)役員持ち株比率が高く、Tenure の長い社長であっても、

その交代確率は Performance に有意に依存する。(4)外部出身取締役が社長交代の Hazard に与える影響は限定的であり、社長交代の Performance への感応度は高めない。(5)銀行から取締役が派遣されてきた年に社長交代の確率は高まる。(6)しかしながら、銀行派遣の内生性をコントロールすると、有意ではなくなる。これらの結果が示唆する企業像として、メインバンク等の企業外部組織や外部取締役ににより経営者が規律付けられるよりもむしろ、企業存続のための内的な経営規律付けがなされている姿を思い描くことができる。

2. 企業経営インセンティブメカニズムと外部出身者

標準的な企業統治研究では、Shleifer and Vishny(1997)で定義されているように、企業の所有と経営の分離により生じる Agency Problems を現代企業の抱える重要問題として捉え、それを解決するための諸メカニズムを考察している。しかしながら、所有と経営の分離を効率的なシステムと捉える Fama(1980)のような考え方も存在する。本節では、近年あまり重視されていない Fama(1980)の理論を簡単に紹介し、日本の企業経営者の直面するインセン

ティブメカニズムを考える。

Fama は、企業を一つのチームとみなす⁹⁾。チームの構成員はそれぞれの厚生を最大化させるが各人の厚生はチーム全体の生存に依存しており、またチーム全体は他のチームとの競争下にある。他のチームとの競争が存在する場合、自分のチームは効率的でなければ生存できない。各構成員の厚生がチームの生死に依存しているときには、多くの場合、各構成員の限界便益は他の構成員の努力水準に依存することになるため、チーム内部で互いの努力水準を監視するようになるであろう。換言すれば、所有と経営の分離により発生する可能性のある Agency Problem は企業存続のための効率性追及のために発生が抑制されるのである。Fama(1980)はどのような monitor システムが発生するかは考察していないが、チーム存続のために内生的になんらかの互いの努力水準を監視する制度がチーム内に発生することを主張している。

Fama(1980)はチームの生存に厚生が依存しない外部取締役も効率的に行動するインセンティブが市場により与えられると議論している。もしも外部取締役の市場が存在し、外部取締役個人の市場における評価がその個人のモニターとしての過去の業績に依存しているならば、明

表 1. 取締役市場の流動性

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
年	企業数	役員総数	平均兼務数	外部出身者割合	新規役員総数	辞任した役員総数	辞任した役員でかつ兼務のない人数	兼務のない役員で辞任後、翌年に異なる企業の役員になった人数	9/8
1990	2037	37903	0.1373	0.2861	6633	5070	4594	115	0.0250
1991	2084	39466	0.1298	0.2466	4456	3883	3563	70	0.0196
1992	2105	40039	0.1279	0.2867	5994	6136	5599	128	0.0229
1993	2128	39897	0.1261	0.2855	6210	4470	4152	104	0.0250
1994	2168	41637	0.1382	0.3093	7020	6372	5803	127	0.0219
1995	2230	42285	0.1364	0.3138	5221	4527	4155	100	0.0241
1996	2289	42979	0.1321	0.3163	7797	6899	6324	137	0.0217
1997	2356	43877	0.1295	0.3176	6036	6900	6279	131	0.0209
1998	2395	43013	0.1343	0.3261	6486	7478	6776	157	0.0232
1999	2430	42021	0.1292	0.3359	6738	9319	8674	164	0.0189
2000	2537	39440	0.1405	0.3592	8065	8431	7606	182	0.0239
2001	2650	39074	0.1464	0.3819	5401	7137	6496	129	0.0199

注) 東洋経済新報社の役員四季報より筆者作成。ただし、サンプルは上場企業に限定してある。

役員総数、新規役員総数、辞任した役員総数は延べ人数であり、複数の企業の役員を兼務している者は複数回数えられている。

外部出身者とは、取締役になる直前に、当該企業に所属していなかった者のことである。

新規役員総数は翌年の役員総数に含まれる。

らかに外部取締役は自分の努力の限界負効用と将来得られる限界便益が等しくなる水準まで努力するであろうし、この場合の努力水準は効率的である可能性が高い。以上のように、Fama (1980)はチーム間での競争と経営者の市場の二つによりチーム内部で効率的な努力水準が達成されるようになると議論している。

以上のような議論は日本企業にとりどのようなインプリケーションがあるであろうか？ まずチーム構成員の厚生がチームの存続に依存する度合いは日本において高いと思われる。なぜなら、中途採用の市場が日本では発達しておらず、労働者の Tenure も長い。したがって、企業の倒産によりその企業の労働者や経営者が負担するコストは非常に大きいものと考えるのが自然であろう。これは、チーム構成員による相互監視システムが日本において機能している可能性を示唆するものである。一方、外部取締役が機能するための条件は、労働市場の動向を考慮すると日本において発達しているようには思えない。

表1は1990年以降の日本の上場企業の実業員の動態を示している¹⁰⁾。役員員の総数はほぼ4万人前後であり、各取締役は平均して1.12社の取締役を兼務している。これはほとんどの取締役が一社のみの取締役であることを示している。取締役に占める外部出身者、ここでは取締役になる前に、その企業で働いていなかった者の割合はほぼ3割で増加傾向にある¹¹⁾。ここで重視すべきは辞任した役員の中で、来期に他の企業の取締役に就いた人数であり各年に100人前後しか存在しない。これは辞任した役員のうちわずか2%程度にすぎず、日本において取締役の市場は事実上存在しないと言うことができる。

日本の労働市場の特徴を考慮すると、企業というチーム存続のためチーム構成員による相互監視システムが内生的に発生する環境は存在するが、経営者市場を通じる外部取締役を規律づける環境は存在しない。したがって、日本企業では外部取締役が、商法改正において期待されるような役割を果たすインセンティブを持たない可能性がある。次節以降では、この仮説を検証する。

3. 社長交代

社長交代と企業パフォーマンスの関係は、企業統治の実証研究において中心的なテーマの一つであり、多くの研究が存在する。日本においては、Kaplan(1994)が日米の社長交代と企業パフォーマンスの関係を比較し、両国ではほぼ同じであることを指摘した。社長交代が企業パフォーマンスと強い相関があることは、その後より多くの企業およびサンプル期間を用いた Kang and Shivdasani(1995)および Abe(1997)でも確認されている¹²⁾。これらの研究に共通しているのは、推定に LOGIT を用いていることである¹³⁾。一方、近年の CEO 交代の研究では LOGIT ではなく Survival Analysis が用いられることが多い¹⁴⁾。二つのモデル間には多くの違いがあるが、そのうちの一つに関数に課す制約の強度がある。LOGIT においては社長の交代確率と Tenure の関係を単純な線形、または二次関数等のような関係を仮定することが多いが、Survival ではより自由な関係を許すことができるのである¹⁵⁾。例えば、就任して間もなくの辞任確率は低く、就任期間と共に辞任確率は増加するが、その一方でかなり長く社長職にある人の辞任確率は就任直後と同じように低くなるというパターンが現れるかもしれない。しかしながら先見的には辞任確率と Tenure の間にはどのような関係があるかは自明ではない。したがって、極力両者の関係に関して制約を与えずに推定することが望ましい。次節以降の結果からわかるように、Survival Analysis の結果得られる交代確率と Tenure の関係はかなり複雑な形状をなしており、Survival Analysis を用いるメリットは大きいと思われる。ここでは、以下のような単純なモデルを考える。

社長が交代するときの Tenure を確率変数と考え、 $T(>0)$ と記す。この分布関数を F とする。

$$F(t) = \Pr(T < t), F(\infty) = 1, F(0) = 0 \quad (1)$$

これに密度関数が存在すると仮定すると

$$f(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + dt)}{dt} = \frac{\partial F}{\partial t} \quad (2)$$

ここで、 $1-F(t)$ が t 期間以上社長であり続ける確率であることに注意すると、 t 期間社長であり続け、次の期で辞任する確率、すなわち Hazard Rate は以下のように定義することができる。

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1-F(t)} \quad (3)$$

ここでは、この Hazard Rate が企業パフォーマンスや社長年齢等、様々な属性により影響を受けると仮定し、以下の様な関数形で描写されると仮定する。

$$\lambda(t|X) = \lambda_0(t) \exp(X\beta) \quad (4)$$

ここで、 $\lambda_0(t)$ は Baseline Hazard と呼ばれるものであり、特に関数形を仮定せず、Nonparametric に推定する。一方、 X は様々な変数を含む行列であり、時間と共に変化することを許容する。例えば企業 i (または社長 i) の τ 期における Hazard Rate は

$$\lambda(t|X_{it}) = \lambda_0(t) \exp(X_{it}\beta) \quad (5)$$

と表すことができる。このようなモデルは Time-Varying Covariates を含む Proportional Hazard モデルと呼ばれる¹⁶⁾。指数関数部分は Parametric であり、Baseline が Nonparametric であることから、Semiparametric 推定でもある。一般にこのような、各ユニットのサンプルからの脱落までの期間を分析する手法は Survival Analysis と呼ばれる。

4. データ

本論文で使用するデータは、役員関係は東洋経済新報社の役員四季報、企業データは開銀データから得られたものである。[2]節での議論は企業が市場競争下にあることが前提であった。したがって、サンプル企業は生産物市場において競争的であり、かつ様々な規制の影響を受ける程度が低いと思われるものが望ましい。したがって、本論文では製造業に属する上場企業にサンプルを限定した。また、社長の年齢や就任期間などのデータが揃い、かつ会計年度を変更しなかった企業に限定し、かつ資産収益率(ROA)が1を超える企業を除外した結果、1112社となった。サンプル期間は1990年から

2001年までである。

社長交代： Kaplan(1994)や Kang and Shivdasani(1995)等の一連の研究では社長交代を Routine と Nonstandard に分けて分析している。Routine Turnover とは社長が交代したときに、前社長が会長に就任する場合を指し、Nonstandard Turnover とは社長交代時に前社長が会長にならずに社長職から退くときのことを指す。本論文ではこのような区別をしなかった。その理由は2つである。まず、サンプル企業の中で会長職をおかないものの割合が全体の7割近くを占めることが挙げられる。もともと会長職をおいていない企業において、社長が会長にならずに退くことが果たして Nonstandard Turnover とみなすべき否かは自明でないためである。会長職を持つ企業に限定した場合、どのようなセレクトションバイアスが発生するかわからず、またサンプル数がかなり小さくなってしまう。第二の理由は技術上の問題であり、Survival Analysis を用いた分析で、二種類の質的に異なる Failure を扱うことは非常に困難であるためである。したがって、本論文では社長が交代したときを唯一の Failure と解釈して分析した。

Performance： 企業パフォーマンスの指標としては、株式投資収益率、TFP、労働生産性、Stochastic Frontier 等、様々なもの考えることができるが、ここでは会計利益、具体的には資産収益率(ROA)を用いた。ただし、推定では産業効果をコントロールするため、開銀による産業コードを利用して産業中央値からの年毎の乖離値を用いた¹⁷⁾。会計利益を用いたのは以下の理由による。株式投資収益率は企業収益の将来予想に関する市場の評価を反映していると解釈することができる。この場合、社長交代が将来収益にとり良いシグナルと市場が評価する場合、株価は上昇し、逆の場合は下落する。したがって、株式投資収益率は社長交代がもたらす不確定な将来収益に関する市場の期待と解釈することができる。たとえ社長交代が行われた一

期前の株式投資収益率を用いたとしても、市場が企業行動を予測する可能性があるため、株式投資収益率が社長交代を引き起こしたと解釈することはできない。一方会計利益を用いる場合は、企業の過去の Performance を計ることになる。このため将来の企業業績予測が会計利益に反映される度合いは低いと予測されるため、社長交代と会計利益の因果性は株式投資収益率よりも明確であると考えられる。以上の理由により本論文では会計利益を Performance の指標として使用した。

外部取締役： 改正商法における社外取締役は過去および現在に当該会社および子会社で働いたことのない者と定義されているが、本論文では、Kaplan and Minton(1994)に従い、取締役に着任する前に会社外にいた者と定義する。Aoki, Patrick, and Sheard(1994)によると、日本企業の取締役は終身雇用下の労働者が昇進してきた内部取締役(Insiders)と、そのような企業内部の昇進過程を経ずに企業外から着任した外部取締役(Outsiders)の2つに主に分けられると議論している。また、Fama(1994)の議論に従うと、内部者と外部者を決定的に区分けするものはチームの生死が個人の厚生に与える影響の度合いであり、本論文における外部取締役の定義はこの区分けとも整合的であるように思われる。日本における外部取締役の先行研究

はいくつか存在する。Kang and Shivdasani(1995)は外部取締役の存在が社長交代に与える影響を分析し、有意な関係は見られないとしている。これはアメリカ合衆国のデータを用い、有意な結果を得た Weisbach(1988)と対照的な結果である¹⁸⁾。一方、Kaplan and Minton(1994)は外部取締役の着任に着目し、外部取締役が着任した年では、社長交代確率が高いことを示した。Kaplan and Minton(1994)の結果は日本において外部取締役が社長交代において積極的な役割を果たしていることを示唆するものであり、Kang and Shivdasani(1995)の結果と一致しない。もっとも外部取締役の着任は外生ではなく、企業パフォーマンス等に依存する内生変数であり¹⁹⁾、実際に回帰するにはその同時決定に注意せねばならない。Kaplan and Minton(1994)は操作変数法を用いず、同時決定に配慮した推定を行っていない。本論文では、外部取締役、特に銀行派遣に関しては操作変数を用いた二段階推定を行うことで、同時決定を考慮した推定を行う。

表2は推定で用いた主な変数の標本統計である。生存分析を行うためのデータセットであり、サンプル期間に社長が交代した企業は、新社長就任後はデータセットから除外してある。また、サンプル期間中に社長交代を経験しなかった企業も含まれており、推定の際にはこのような

表2. 標本統計

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
社長交代ダミー	0.1590164	0	0.3657247	0	1
社長就任期間	11.05774	8	9.661729	1	53
社長年齢	61.8816	63	7.535318	34	90
ROA	0.0396206	0.0357705	0.0470585	-0.4192392	0.3717088
外部出身社長ダミー	0.2777778	0	0.447944	0	1
銀行出身社長ダミー	0.0355191	0	0.1851047	0	1
外部出身取締役割合	0.2218364	0.1666667	0.2131004	0	1
銀行出身取締役ダミー	0.3766849	0	0.484599	0	1
新規取締役銀行出身者ダミー	0.0843352	0	0.2779151	0	1
辞任取締役銀行出身者ダミー	0.0453552	0	0.2081009	0	1
役員持ち株比率	5.579035	1.9	8.323853	0	60.9

注) ROA: Return on Assets

観測数 5490

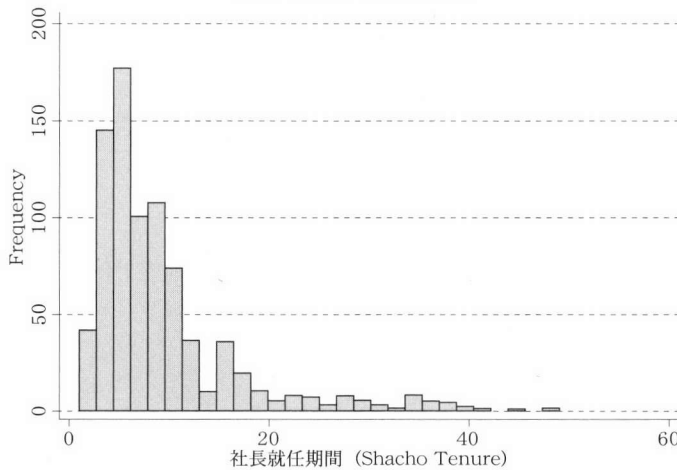
製造業における上場企業 1112 社

期間: 1990-2001

各企業のサンプルは、社長交代が生じた後はサンプルから外れている。

Censored Data も考慮している。社長就任期間の平均値は11年であり、標準偏差9.7年、最大値は53年と非常に分散が大きくなっている。社長交代が生じた時点での社長就任期間のヒストグラム(図1)から、この分布が右に長い Tail を持つことがわかる²⁰⁾。50年前後の社長就任期間を持つ企業には任天堂

図1. 社長交代時の Tenure



や愛知電機があり、30年以上同一社長が続いた企業も約50社存在する²¹⁾。銀行出身取締役ダミーや外部取締役割合を計算する際には、監査役をサンプルから除外した。これは監査役が他の取締役とは異なる機能を有していることを考慮したためである。商法第274条は監査役の職務を取締役の監査として定義しており、276条では「監査役は会社若しくは子会社の取締役若しくは支配人その他の使用人又は子会社の執行役を兼ねることを得ず」と定めている。したがって、監査役は会社の業務運営には原則関与しない存在と考えることが適切であると思われる²²⁾。

表2によると、社長が取締役会に入る前に企業外部にいたケースは全体の3割弱であり、取締役全体における外部比率の2割強とそれほど大きな違いはない。また、少なくとも一人の銀行出身者が取締役に監査以外で存在する企業は全体の4割弱となっており、かなり多くの企業が銀行出身者を受け入れている様子を窺うことができる。役員持ち株比率の平均値は5.6%であるが、中央値は1.9%であり、非常に歪んだ分布になっている。平均的に日本企業の役員持ち株比率は非常に少ないが、株式持合いや金融機関により長期的に保有されている株式も多いと思われるため、1.9%という小さな値であっても、実質的には大きな影響力を有する可能性がある点には留意する必要がある。

5. 推定結果

推定に用いた式は以下のとおりである。

$$\lambda(t|X_{it}) = \lambda_0(t) \exp(X_{it}\beta) \quad (6)$$

$\lambda(t|X_{it})$: i 企業の社長が t 年間に在職していたときの τ 年におけるHazard Rate

X_{it} : ROA(年毎の産業中央値からの乖離)、総資産(消費者物価指数を用いて実質化したものの自然対数値)、外部出身社長ダミー、銀行出身社長ダミー、外部出身取締役割合、

銀行出身取締役ダミー、役員持ち株比率、社長年齢、社長年齢の二乗、外部出身取締役割合×ROA、銀行出身取締役×ROA、年ダミー、産業ダミー。

Hazard RateがROAと負の相関を持っていれば、ROAの高い企業は社長が辞任する確率が低いことになる。社長の年齢およびその二乗を含めた理由は、社長が高齢になるに従い社長交代確率は高まるが、その関係は比例ではなく、上に凸の凹関数になっていると思われるためである。交差項は、外部出身取締役と銀行出身取締役の存在、または割合が社長交代確率のPerformance感応度を高めるか否かを示す。総資産を含める理論的な根拠は存在しないが、企業研究の多くにおいて、規模は有意な効果を持つことが多いため、ここでの分析にも加えた。なお、ROAと総資産に関しては社長交代が生じるか否かを示すダミー変数の一期前のデータを用いており、先決変数となっている。したがって、直接的な同時決定バイアスは発生していない。

表3は上記のSurvival Analysis推定の結果を示している。左端のALLは全サンプルを用いた推定結果であり、社長が外部出身であるサンプルに限定したもの、銀行出身、内部出身者に分けて推定した結果もそれぞれ報告されている。年ダミーと産業ダミー項は表では報告して

表 3. Survival Analysis 結果(Coefficients)

Variable	ALL	社長外部出身	社長銀行出身	社長内部出身
ROA	-4.59916*** (-4.42)	-6.32888*** (-3.11)	-2.41291 (-0.16)	-4.3407*** (-3.52)
総資産(対数値)	0.10034*** (3.83)	0.01805 (0.41)	0.32652** (2.26)	0.14308*** (4.18)
外部出身社長ダミー	0.25049*** (2.65)	.	.	.
銀行出身社長ダミー	0.00317 (0.02)	-0.02947 (-0.21)	.	.
外部出身取締役割合	0.38436* (1.88)	0.38495 (1.53)	0.25562 (0.21)	0.21235 (0.63)
外部出身取締役割合×ROA	-4.14849 (-1.37)	-1.06166 (-0.21)	21.50379 (0.60)	-5.17258 (-0.98)
銀行出身取締役ダミー	-0.09373 (-1.31)	-0.15168 (-1.28)	0.92888 (0.97)	0.00048 (0.01)
銀行出身取締役×ROA	-0.64677 (-0.47)	1.60348 (0.66)	-5.75872 (-0.30)	-2.03284 (-0.99)
役員持ち株比率	-0.08709*** (-10.54)	-0.11944*** (-4.24)	-0.13677*** (-2.75)	-0.08124*** (-9.19)
社長年齢	0.63993*** (5.86)	0.86982*** (3.64)	0.30088 (0.49)	0.58513*** (4.8)
社長年齢二乗	-0.00426*** (-5.22)	-0.00596*** (-3.4)	-0.00168 (-0.35)	-0.00383*** (-4.19)
観測数	5490	1525	195	3965
企業数	1112	385	52	758
fail 数	873	332	47	541
擬似 R^2	0.10438	0.07508	0.16321	0.12451
対数尤度	-4864.2044	-1584.0624	-124.48704	-2739.3109
χ^2	892.78658	225.26006	10630.74	678.84561

注) ()内の値は t 値。

ROA: 年別産業中央値からの乖離。

Cox の Proportional Hazard Model(Time Covariate)。

各推定式には年ダミーと産業ダミーが含まれている。

*: $P < 0.10$, **: $P < 0.05$, ***: $P < 0.01$

いないが、推定には含まれている。なお、報告されている数値は Hazard の値ではなく、係数、 β に対応する値である。標準偏差は Lin and Wei(1989)によるロバスト推定により計算した。全サンプルでは、1112 社のうち 873 社がサンプル期間中に社長交代を経験しており(fail 数)、擬似決定係数の値もマイクロデータを使用したことを考えれば低くはない値となっている。ROA は負で強く有意な効果をもっており、他に有意な効果をもつのは総資産、外部社長出身ダミー、役員持ち株比率、社長年齢、社長年齢二乗である。外部出身取締役割合も 10% 水準では有意であるが、5% 水準では棄却できない。ROA が負で有意であるのは、社長が Performance の悪化に伴い交代する確率が高いこと

を示しており、従来 LOGIT 等で行われてきた結果と整合的である。また、社長が外部出身であるか否かが強く正の効果を与えており、外部出身社長の辞任確率が内部出身社長よりも高いことを示している。社長を外部出身と内部出身に分けても ROA は社長交代確率に有意な効果を与えており、一方銀行出身者の存在は 4 つの推定結果のいずれにおいても有意な効果を確認できなかった。また、外部出身取締役割合の効果も弱く、交差項も全く有意な影響をもっていない。社長の年齢とその二乗も強い効果を与えており、予測どおり上に凸の凹関数となっている²³⁾。役員持ち株比率は非常に強い負の効果をもっており、役員持ち株比率が高い企業の社長は交代確率が低いこと、すなわち Tenure が長

図2. ハザード・レート：全サンプル
(Hazard Rate: All Sample)

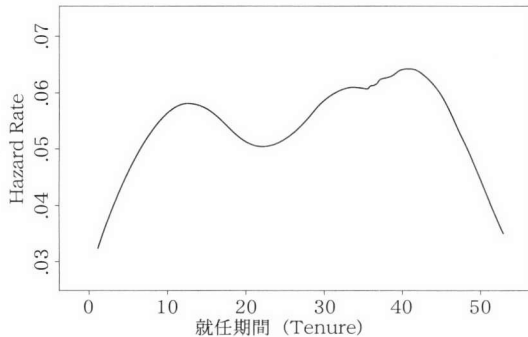
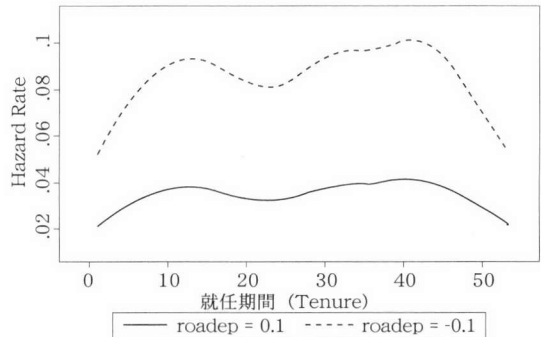


図3. ハザード・レート：全サンプル(パフォーマンスによる違い)
(Hazard Rate: All Sample with Different Performances)



くなることを示している。

外部出身者割合は弱いながら、社長交代確率に正の効果を与えているが、Performanceと

の交差項は有意な影響を確認できていない。この結果をそのまま解釈すると、外部出身者は社長交代を促進させるが、それはPerformanceとは関係なく生じるというものである。したがって、外部出身者が社長交代を通じた経営者の規律付けに貢献しているわけではないことが窺える。

図2は全サンプルを用いた場合の社長交代のHazard Rateを図示したものであり、図3はこのHazard Rateに、Performanceの違いが与える影響を示している。図3では点線はROAが産業平均よりも低いときのHazardであり、実線は産業平均よりも高いときのHazardを示している²⁴⁾。両曲線間の距離は非常に大きく、Performanceが社長交代確率に大きな影響を与えることを示している。

図2および図3の横軸は社長就任期間であり、10年と40年で二つのピークが存在する。これは、社長が就任してから10年間は年が経つと交代確率が高まるが、10年を過ぎるころから逆に交代確率が低下し、20年を超えると再び上昇することを示している。この図が一企業の社長交代確率の推移を示していると考えると、その解釈は非常に困難である。むしろ、サンプル全体が質的に異なる二種類の企業に分割されると解釈するほうが自然であろう。表3では、役員持ち株比率が、4つ全ての推定で有意になっており、特に全サンプルを用いた推定では極めて強く負で有意になっている。役員持ち株比率が高い企業では社

表4. Survival Analysis 結果(Coefficients)

Variable	役員持株(低)	役員持株(高)
ROA	-5.05915*** (-3.26)	-3.71376** (-2.46)
総資産(対数値)	0.02911 (0.83)	0.04768 (0.73)
外部出身社長ダミー	0.05662 (0.53)	0.2638 (1.30)
銀行出身社長ダミー	-0.03187 (-0.21)	0.43449 (1.48)
外部出身取締役割合	0.47187** (2.07)	0.31875 (0.74)
外部出身取締役割合×ROA	-3.73575 (-0.92)	-5.49391 (-1.12)
銀行出身取締役ダミー	-0.02323 (-0.29)	-0.15277 (-1.08)
銀行出身取締役×ROA	-0.93296 (-0.44)	-1.00071 (-0.46)
役員持ち株比率	-0.49422*** (-4.47)	-0.0759*** (-7.64)
社長年齢	0.55214** (2.55)	0.55515*** (4.72)
社長年齢二乗	-0.00346** (-2.12)	-0.00372*** (-4.23)
観測数	2737	2753
企業数	634	478
fail 数	590	283
擬似 R ²	0.06901	0.12601
対数尤度	-3094.7782	-1298.9954
χ ²	447.90927	427.49049

注) ()内の値は t 値。

ROA：年別産業中央値からの乖離。

Cox の Proportional Hazard Model(Time Covariate)。

各推定式には年ダミーと産業ダミーが含まれている。

*: $P < 0.10$, **: $P < 0.05$, ***: $P < 0.01$

図4. ハザード・レート：役員維持比率(小)
(Hazard Rate: Small Sharehoding by Board)

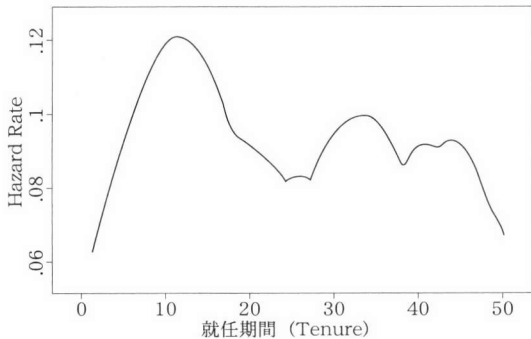
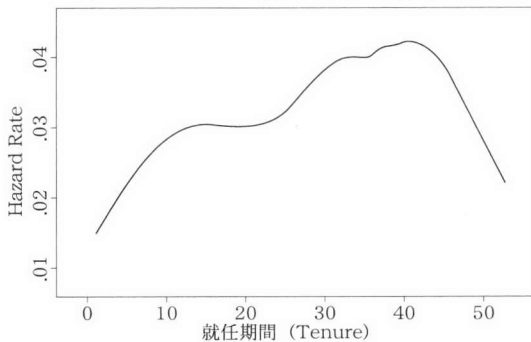


図5. ハザード・レート：役員維持比率(大)
(Hazard Rate: Large Sharehoding by Board)



長、あるいは役員の Autonomy が高いと考えることができる為、役員持ち株比率が社長交代に関して線形関係以上の重要な情報を有している可能性が高い。そのため、各企業のサンプル期間における役員持ち株比率の平均を計算し、その中央値を用いてサンプル企業を役員持ち株比率の高い企業と低い企業の二つに分割し、Survival Analysisを行った。この結果は表4にまとめられている。

表4では、表3と同様に ROA は負で有意に効いており、社長の年齢やその二乗も強い効果を持つ。役員持ち株比率が低い企業では外部出身取締役割合が正で有意な効果をもっており、外部出身取締役が多いほど社長交代の確率は高まるが、表3と同様に交差項が有意ではないため、Performance への感応度は変化させていない。一方、役員持ち株比率の高い企業では外部取締役の効果は消滅しており、外部取締役が社長交代に影響を与えるのは役員持ち株比率の低い企業に限定されていることになる。表4で

注目すべき点は、役員持ち株比率の高い企業であっても、ROA は有意な効果を持つことである。たとえ役員持ち株比率の高い企業であっても、業績が悪化したときには社長交代の確率は高まるのである。

図4と図5はそれぞれ、役員持ち株比率の低い企業と高い企業の社長交代の Hazard を描いたものである。役員持ち株比率の低い企業では、Hazard の大きな山は就任期間が10年前後にあり、その後の山は図1に比べてかなり低くなっている。一方役員持ち株比率の高い企業では、もはや山は一つとなり、そのピークは40年弱のところにある。図4と図5は、図2で見られた Hazard の2つの山は役員持ち株比率によりサンプルを分割することにより一つにすることができていることを示している。役員持ち株比率は企業の役員、または社長の Autonomy の強さの指標と考えることが可能であり、持ち株比率の高い企業の社長は、就任後かなり長期にわたり低い Hazard を維持している。しかしながら、表4の結果に従うと、そのような就任期間の長い企業であっても、ROA の悪化にともない Hazard は有意に増加しており、社長交代と企業業績のあいだには負の関係が存在しているのである。

表5は2つに分けたサンプルのそれぞれの主要変数の平均値と標準偏差を示している。二つのサンプル間に大きな相違があることが容易に見て取れるが、特に役員持株比率の低い企業では社長就任期間が、高い企業の半分以下であり、社長交代確率が倍以上あることがわかる。このことは、図4と図5の縦軸の Hazard Rate の水準が大きく異なることと整合的である。表4および表5は Survival Analysis の結果を解釈するためには、さらに詳細な分析が必要であることを強く示している。役員持株比率の高低は役員、あるいは社長の Autonomy の増大とリンクしていると考えられるが、社長交代時の後継者の属性やその選出プロセス、企業間株式持合い、経営者一族による株式保有の実態など、本論文では考察していないが、Hazard に影響を与える可能性のある変数は多い。外部出身取

表5. 役員持株比率の大小による標本統計の相違

変数名	役員持株(低)	役員持株(高)	t
ROA(産業中央値からの乖離)	0.0032042 (0.039)	0.0136646 (0.05)	-8.66***
社長交代	0.2155645 (0.411)	0.1027969 (0.304)	11.55***
外部出身社長ダミー	0.4168798 (0.493)	0.1394842 (0.347)	24.10***
銀行出身社長ダミー	0.0471319 (0.212)	0.0239738 (0.153)	4.64***
社長就任期間	6.800146 (5.297)	15.29059 (11.061)	-36.31***
銀行出身取締役	0.3237121 (0.468)	0.4293498 (0.495)	-8.12***
外部出身取締役割合	0.2427393 (0.227)	0.2010549 (0.196)	7.23***
総資産(実質値の対数)	18.1759 (1.357)	17.40013 (1.058)	23.61***
役員持株比率	0.5318232 (0.583)	10.59691 (9.345)	-56.40***
社長年齢	63.17939 (6.141)	60.59135 (8.51)	12.93***
観測数	2737	2753	

注) t検定は2サンプルの分散が異なることも加味している。

括弧内は標準偏差。

***: $p < 0.01$

表6. 新規銀行出身取締役 Logit 推定

Variable	Pooled Logit
ROA	-1.81557 (-0.89)
総資産(対数値)	0.02756 (0.59)
銀行出身取締役辞任ダミー	1.86317*** (11.99)
銀行出身社長ダミー	1.01974*** (4.48)
外部出身社長ダミー	-0.04663 (-0.32)
外部出身取締役割合	-0.61316* (-1.89)
役員持ち株比率	0.01161* (1.68)
観測数	5490
擬似 R^2	0.1117
対数尤度	-1410.5124
χ^2	354.73922

注) () 内の値はt値。

ROA: 年別産業中央値からの乖離。

各推定式の説明変数は、銀行出身取締役辞任ダミー以外は生存分析と同様である。

年ダミーや産業ダミーおよび多くの交差項などの説明変数の結果は省略している。

*: $P < 0.10$, **: $P < 0.05$, ***: $P < 0.01$

データはパネルであるが、企業間固有効果による分散が小さく、Random Effectsの推定が困難であったため、Pooled Logitを用いた。

締役の詳細な属性と共に、さらに詳細な企業属性を考慮することが今後の課題である。

6. 銀行派遣の内生性

Kaplan and Minton(1994)は、新規に着任した取締役の中に銀行出身者がいる場合、社長交代確率が高まることを指摘した。さらに、企業業績の悪化に伴い、新規着任した取締役の中に銀行派遣者がいる確率が高まることも指摘し、この二つの結果から、企業業績の悪化により銀行が取締役を派遣し、彼らが社長交代を加速させると解釈し、さらにこれをメインバンクによる企業統治関与の証拠と考えた。しかしながら、銀行が企業に取締役を派遣する行動が内生変数であり、さらにその意思決定に当該企業の観察不能な属性等が影

響している場合、社長交代と新規銀行派遣者の存在の間の正の相関はみせかけの可能性がある。本節では、新規銀行派遣の内生性を考慮した分析を試みる。

表6は新規に着任した取締役の中に銀行派遣者が存在する場合を1、存在しない場合を0の値をとるダミー変数を被説明変数としたLOGIT推定の結果である²⁵⁾。ただし、説明変数は前節での生存分析とほぼ同様であり、唯一の違いは一期前に辞任した取締役の中に銀行派遣者がいた場合に1、いなかった場合に0の値をとるダミー変数を説明変数に加えた点である。表にのせていないROAと外部取締役等の交差項が含まれているためROAは有意な効果が出ていないが、説明変数から交差項を除外するとROAは負で有意な効果を持つ。したがって、この結果は新規銀行派遣者が企業業績と連動するというKaplan(1994)の結果と整合的である。Kaplan and Minton(1994)等と大きく異なる点は、説明変数に加えられた銀行出身者辞任ダミーである。この辞任ダミーは、社長交代ダミーとの相関が極めて低く、相関係数は0.03であ

表 7. Survival Analysis 二段階推定

Variable	新規銀行派遣	二段階推定
ROA	-4.85123*** (-4.30)	-4.98374*** (-3.85)
総資産(対数値)	0.10221*** (3.89)	0.10067*** (3.49)
外部出身社長ダミー	0.25145*** (2.65)	0.2511*** (2.57)
銀行出身社長ダミー	-0.02023 (-0.15)	-0.04011 (-0.23)
外部出身取締役割合	0.41241** (2.03)	0.38804* (1.83)
外部出身取締役割合×ROA	-3.87069 (-1.27)	-3.71453 (-1.08)
銀行出身取締役ダミー	-0.1288* (-1.78)	-0.13163 (-1.41)
銀行出身取締役×ROA	-0.64218 (-0.46)	-1.74963 (-0.87)
役員持ち株比率	-0.08681*** (-10.53)	-0.08732*** (-9.49)
社長年齢	0.64219*** (5.93)	0.64291*** (5.26)
社長年齢二乗	-0.00428*** (-5.28)	-0.00429*** (-4.67)
新規銀行出身取締役	0.3134*** (2.97)	.
新規銀行出身取締役×ROA	1.72599 (1.00)	.
新規銀行出身取締役(予測値)	.	0.35961 (0.79)
新規銀行出身取締役(予測値)×ROA	.	6.51143 (0.66)
観測数	5490	5490
企業数	1112	1112
fail 数	873	873
擬似 R ²	0.10507	0.10452
対数尤度	-4860.814	-4863.4091
χ^2	931.93559	896.29246

注) ()内の値は t 値。

ROA: 年別産業中央値からの乖離。

Cox の Proportional Hazard Model(Time Covariate)。

各推定式には年ダミーと産業ダミーが含まれている。

*: $P < 0.10$, **: $P < 0.05$, ***: $P < 0.01$

二段階推定の標準偏差は 1000 回の Bootstrap で求めた。

る。しかしこのダミーは表 6 では新規銀行派遣ダミーと強く相関している。したがって、この変数を操作変数とし、二段階推定で社長交代の Survival Analysis を試みた。

表 7 の左の列は、全サンプルを用いた社長交代モデルに、新規銀行派遣取締役ダミーを加えたものであり、正で有意な効果を持つ。これは Kaplan and Minton(1994) と整合的であり、新

規に銀行派遣取締役が来る場合、社長が交代する確率が高まる。もっとも、Performance への感応度に対しては有意な効果を与えていない²⁶⁾。表 7 の右の列は銀行出身者辞任ダミーを用いた二段階推定の結果であり、新規銀行派遣取締役の存在は有意ではなくなっている。なお、二段階推定の標準偏差は、通常の情報行列を用いた推定では過小評価になることが知られている²⁷⁾。ここでは、標準偏差は 1000 回の Bootstrap にて計算した。二段階推定では新規銀行派遣取締役は有意ではなく、内生性を考慮した場合、銀行派遣者が社長交代を促進させるという Kaplan and Minton(1994) の結果は、企業属性等のコントロールを十分にしないために生じたみせかけの相関である可能性がある。

7. 結論

本論文では、日本の製造業における社長交代を Survival Analysis を用いて詳細に分析し、社長交代における外部出身取締役および銀行出身取締役の影響を考察した。社長交代の Hazard はパフォーマンスに強く依存しており、業績が悪化したときに社長交代確率は高まる。しかしながら、社長交代の Performance への感応度に対して銀行派遣者や外部出身取締役割合が影響を与えているという結果は得られなかった。本論

文の結果は、日本企業は財市場の競争によるチーム内部による規律付けはされていても、取締役市場による外部出身者の規律付けはされていないとする仮説と整合的である。この結果は、近年の改正商法において重視されている社外取締役の機能の実効性に疑問を投げかけるものとなっている。しかしながら、表 1 で示されているように、取締役に占める外部出身者の割合は

近年増加傾向にある。外部取締役に監視者としての機能が期待できないならば、近年外部出身者が増加している理由は他に求めねばならない。外部出身者割合が社長交代確率の水準に与える影響は、役員持ち株比率の低い企業に限定すれば、正で有意であり、外部出身取締役の存在が、なんらかの意味をもっていることが考えられる。この意味を分析するには、外部出身者が取締役に着任するプロセスを内生と考へ、企業が外部出身者を取締役に迎える動機を明らかにする必要があるであろう。そのためには、外部出身者を銀行のような大雑把な区分けではなく、より詳細に出身母体を考察し、個々の取締役の行動と企業属性、業績との関連を調べる必要がある。これは将来の課題である。

(一橋大学経済研究所・ボストン大学大学院生)

注

1) 本論文の作成においては、松原聖氏、岩崎一郎氏、および一橋大学経済研究所定例研究会の出席者から貴重なコメントを頂いた。また、RAとしてデータおよび文献整理に多大な貢献をしてくれた相良友子氏に感謝したい。なお、この論文を書くにあたって、文部科学省の科学研究費若手(B)の資金援助を受けている。

2) 一橋大学経済研究所。

3) Department of Economics, Graduate School, Boston University.

4) ここでいう社外取締役は商法 188 条第二項七の二で定義されており、「取締役がその会社の業務を執行せざる取締役にして過去にその会社または子会社の業務を執行する取締役、執行役又は支配人その他の使用人となりたることなく且現に子会社の業務を執行する取締役若しくは執行役又はその会社若しくは子会社の支配人その他の使用人にあらざる者」である。

5) 『通商白書 2003』より。

6) 2003 年 6 月 28 日付けの日本経済新聞記事より。移行を表明した企業は東芝、ソニー、日立製作所グループ、オリックス、野村ホールディング、りそなホールディング等である。

7) 例えば、Morck and Nakamura(1999)等。

8) 例外として Kaplan and Minton(1994)と Kang and Sivadasani(1998)を挙げることができる。

9) 企業をチームとして捉えるのは Alchian and Demsetz(1972)が開始し、Fama(1980)は彼らのフレームワークを利用し、さらに市場競争と結びつけることで所有と経営の分離が効率的になりうることを示した。

10) この表は東洋経済新報社の役員四季報のデー

タを用いて作成されている。データの説明は次節以降で詳しく行う。

11) 外部出身者は監査役が多く、監査以外の外部出身者の割合は 2001 年においても 2 割強にとどまる。また、割合は増加傾向であるが、取締役総数が減少サンプル期間中はほぼ一定である。

12) 社長交代とならぶもう一つのインセンティブメカニズムは報酬であり、日本においても多くの研究が存在する。代表的な文献は Xu(1997)、Murase(1998)であり、近年では Abe, *et al.*(2001)がある。しかしながら、日本企業は近年まで役員報酬の開示義務がなく、既存データには多くの測定誤差が含まれている可能性がある。利用可能なデータに関しては Kato(1997)が詳細な議論を行っている。報酬と比較すると、社長交代は測定誤差の少ない変数であるし、Kaplan(1994)が指摘しているように日本の役員報酬はアメリカ合衆国と比較して非常に低い水準にあり、たとえ報酬と企業業績間に正の相関があったとしても、報酬が取締役の主なインセンティブメカニズムを形成しているか否かは必ずしも明らかではないと思われる。

13) Kaplan(1994)および Kang and Shivdasani(1995)は Pooled LOGIT, Abe(1997)は Random Effect LOGIT を用いている。

14) 例えば Hartzell(2001)や Renneboog, *et al.*(2002)等を参照せよ。Survival Analysis に関しては本節の後半で解説する。

15) 無論、他にも Survival Analysis では t 期間存続した条件の下での $t+1$ 期目の辞任する確率、すなわち条件付確率を求めるのに対し、LOGIT ではそのような Tenure に対し特別な配慮はせず、単に説明変数に含めるにとどまる等、多くの違いが存在する。詳しくは Wooldridge(2002)を参照せよ。

16) 説明変数が時間に依存しない変数であるならば、(5)式の右辺の時間項は Baseline のみになり、その他の効果は Baseline と乗じる形でのみ Hazard に影響を与える。すなわち、 X の効果は Baseline を上下にパラレルシフトさせるだけであり、それゆえ Proportional Hazard と呼ばれる。説明変数が時間に依存する場合には比例関係はないが、便宜上 Proportional Hazard と呼ばれている。詳しくは Wooldridge(2002)を参照せよ。

17) したがって、推定に使われる Performance の中間値にトレンドは存在しない。

18) Hermalin, B. E. and M. S. Weisbach.(1988)や Gilson(1989)はアメリカ合衆国のデータを用いて Board の研究を行っている。Murphy(1999)はこの分野に関する素晴らしいサーベイを行っている。

19) 外部取締役、特に銀行からの派遣の内生性に関しては Morck and Nakamura(1999)も指摘している。

20) 図 1 は、社長交代時の就任期間のヒストグラムであり、したがって社長交代が生じていない企業はこの図には含まれていない。

21) 長期の社長 Tenure を持つ企業の中には、村田製作所、松下寿やリンナイ等の有名企業が多く含まれている。

22) しかし、第 260 条ノ 3 において、監査役は取締

役会において意見を述べる事が認められており、監査役が他の取締役の意思決定に何ら影響を与えていないと想定することにも無理があるかもしれない。

23) 年齢とその二乗の係数から予測される, Hazard を最も高める年齢は 75 歳である。

24) ROA が産業平均よりも 0.1 低い(高い)という、業績が極端に低下(上昇)した状況を想定している。

25) 新規に着任した取締役がいない場合は 0 とした。

26) Kaplan and Minton(1994)は交差項を説明変数に加えていない。

27) この過小評価に関しては, Murphy and Topel (1985)に詳細な解説がある。

参 考 文 献

- 青木昌彦(2001)『現代の企業—ゲームの理論からみた法と経済』岩波書店。
- 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。
- 日本経済団体連合会(2003)『会社機関のあり方に関するアンケート』結果概要。
- 経済産業省(2003)『通商白書 2003』。
- Abe, N., N. Gaston, and K. Kubo. (2001) "Executive Pay in Japan: The Role of Bank-Appointed Monitors and the Main Bank Relationship," *CEI Working Paper* 2001-10.
- Abe, Y. (1997) "Chief Executive Turnover and Firm Performance in Japan," *Journal of Japanese and International Economics*, Vol. 11, No. 1, pp. 2-26.
- Alchian, A. A. and Demsetz, H. (1972) "Production, Information Costs, and Economic Organization," *The American Economic Review*, Vol. 62, Issue 5, pp. 777-795.
- Aoki, M. and Patrick, H. (1994) *The Japanese Main Bank System, Its Relevance for Developing and Transforming Economics*, Oxford University Press.
- Fama, E. (1980) "Agency Problems and the Theory of the Firm," *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 2, pp. 288-307.
- Gilson, S. (1989) "Management Turnover and Financial Distress," *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, No. 2, pp. 241-262.
- Hartzell, J. C. (2001) "The Impact of the Likelihood of Turnover on Executive Compensation," New York University, Leonard N. Stern School Finance Department Working Paper 98-090.
- Hermalin, B. E. and M. S. Weisbach (1988) "The Determinants of Board Composition," *The RAND Journal of Economics*, Vol. 19, No. 4, pp. 589-606.
- Kang, J. K. and A. Shivdasani (1995) "Firm Performance, Corporate Governance, and Top Executive Turnover in Japan," *Journal of Financial Economics*, Vol. 38, No. 1 May, pp. 29-58.
- Kaplan, S. N. (1994) "Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 3, pp. 510-546.
- Kaplan, S. N., and B. Minton (1994) "Appointments of Outsiders to Japanese Boards: Determinants and Implications for Managers," *Journal of Financial Economics*, Vol. 36, No. 2, pp. 225-58.
- Kato, T. (1997) "Chief Executive Compensation and Corporate Groups in Japan: New Evidence from Micro Data," *International Journal of Industrial Organization* Vol. 15, No. 4, pp. 455-67.
- Lin, D. Y. and L. J. Wei (1989) "The Robust Inference for the Cox Proportional Hazard Model," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, No. 408, pp. 1074-1078.
- Morck, R. and M. Nakamura (1999) "Banks and Corporate Control in Japan," Vol. LIV, No. 1, *Journal of Finance*, pp. 319-340.
- Murphy, K. J. (1999) "Executive Compensation," in *Handbook of Labor Economics*, vol. 3b, edited by O. Ashenfelter and D. Card. Amsterdam: Elsevier North-Holland, 2485-561.
- Murphy, K. J. and R. Topel (1985) "Estimation and Inference in Two Step Econometric Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 3, No. 4, pp. 370-379.
- Murase, H. (1998) "Equity Ownership and the Determination of Managers' Bonuses in Japanese Firms," *Japan and the World Economy*, Vol. 10, pp. 321-331.
- Renneboog, L. and Trojanowski, G. (2002) "CEO compensation, turnover, and the governance role of shareholder control structures in the UK," mimeo.
- Shleifer, A., and R. Vishny (1997) "A Survey of Corporate Governance," *Journal of Finance*, Vol. 52, pp. 737-783.
- Weisbach, M. S. (1988) "Outside Directors and CEO Turnover," *Journal of Financial Economics*, Vol. 26, pp. 175-191.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Massachusetts.
- Xu, P. (1997) "Executive Salaries as Tournament Prizes and Executive Bonuses as Managerial Incentives in Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 11, No. 3, pp. 319-46.