

20 世紀日本における内部昇進型経営者

その概観と登用要因

(Internally Promoted Executives in the Twentieth Century Japan:
General Description and Factors for their Appointment)

May 7, 2009

川本 真哉 (早稲田大学高等研究所)
Shinya Kawamoto (Waseda University / WIAS)



1-6-1 Nishiwaseda, Shinjuku-ku, Tokyo 169-8050, Japan
Tel: +81-3-5286-2460 ; Fax: +81-3-5286-2470

20 世紀日本における内部昇進型経営者*

その概観と登用要因

要 旨

本稿では、20 世紀日本企業における内部昇進型経営者の属性に関して、基礎的情報を提供するとともに、戦前期を対象として、内部昇進の人材がトップ・マネジメントとして登用される要因についての解明を試みた。の検討からは、戦前期には、多様な経歴を有する経営者で構成されていた取締役会が、戦後改革を経て、内部昇進者を中心に同質化していった様子が明らかにされた。また、内部昇進型経営者そのものの性質に関しても、戦前から戦後にかけて、職歴、勤続年数、年齢等の点で個人間格差の縮小が見られた。

一方、の分析からは、次のような点が明らかにされた。第 1 に、企業規模が大きく事業構造が複雑な企業では、その管理的調整を動機として、企業特殊的な技能を蓄積した内部昇進者の登用に積極的であったことが判明した。第 2 に、会社年齢が長い企業ほど内部昇進者の登用が活発であり、内部労働市場の存在が、内部者の企業特殊的技能の習得、そして昇進にとって不可欠であったことが示された。第 3 に、同族企業では、所有構造の封鎖的選好に対応するように、取締役会構成についても同族家族への固執があったこと、また財閥系企業には、幹部候補生の本社一括採用等、固有の人材育成システムが備わっており、それが内部昇進者の登用を促したことが確認された。

JEL classification: G32, G34

Keywords: 内部昇進型経営者、取締役会構成、企業特殊的技能、財閥系企業、同族企業

Corresponding author Tel.: +81-3-5286-2108

E-mail address: skawamoto@aoni.waseda.jp

* 本稿は、経営史学会全国大会（立教大学）、企業研究所公開研究会（中央大学）、ホワイトカラー史研究会（中央大学）で報告の機会を得た。久保文克、鈴木良隆、関口定一、田中洋子、谷口明文、本庄裕司の諸氏から有益なコメントを頂戴した。また、齋藤隆志氏からは統計分析の面でご助言いただいた。さらに、社団法人糖業協会の天羽弘子氏、北山宏行氏には資料閲覧で格別の配慮を賜った。記して謝意を表したい。もちろん、あり得べき誤りは全て筆者に属する。

はじめに¹

これまで日本企業のトップ・マネジメントの特性に関しては、歴史的にも、現状分析的にも、精力的に研究が進められてきた。たとえば、わが国におけるトップ・マネジメントの生成と発展を論じた森川 (1981, 1996) では、企業の市場、金融、技術等の経済環境の変化を背景とし、戦前期において高等教育機関を卒業した専門経営者が取締役会に進出していった様子が描かれている²。一方、戦後に関しても、伊丹 (1995)、田中・守島 (2004) に代表されるように、主要企業の社長を対象として、在職年数、年齢、学歴といった視点から、トップ・マネジメントのプロフィールに関する検討がなされている³。

もっとも、これら一連の研究は、20 世紀日本の経済発展を担ってきた内部昇進者を正面から取り上げたものではなく、また、その性質の変容を明らかにしたものでもなかった。そもそも内部昇進者は取締役会においてどのような地位を占めてきたのであろうか。いかなるキャリアを経て、彼らはトップ・マネジメントにまでたどり着いたのであろうか。内部昇進型経営者が進出していく（あるいは進出を阻害する）要因はいったい何なのであろうか。本稿の目的は、今回独自に構築したデータベースを用いて、20 世紀という長期的視点から、わが国における内部昇進型経営者の属性を明らかにするとともに、彼らがトップ・マネジメントとして登用された要因に関して実証することにある。

上記の課題に接近するために、本稿は次のような 3 つのトピックから構成される。

第 1 に、内部昇進者の動向を念頭に、20 世紀日本企業の取締役会構成について概観する。戦後日本における企業システムの特徴の一つとして、「内部昇進者からなる取締役会構成」という点が指摘されてきたが、歴史的に見て、そのような傾向はいつ頃から現れはじめたのか。彼らがトップ層へと進出する過程で直面する、他の役員構成（所有者、派遣役員等）の状態にも注意を払いながら、内部昇進型経営者の進出に関する時期区分を試みる。

第 2 に、内部昇進型経営者のプロフィールについての基礎的情報を提供する。分析の焦点となる項目は、取締役就任までの勤続年数、職歴（生え抜き、中途採用）、年齢（入社時、役員就任時）である。これらのプロフィールの紹介を通じ、戦前から戦後にかけての、内部昇進型経営者の属性の差異、変遷を明らかにする。

第 3 に、戦前期を対象に、内部昇進の人材がトップ・マネジメントとして登用された要因に関し、実証分析を行う。結論の一部を先取りすれば、本稿では、戦後日本の取締役会構成が内部昇進者が高い比重を占めるという点で同質化していったのに対し、戦前日本の

¹ 本節は、川本真哉「日本における内部昇進型経営者の登用要因：戦前期取締役会データベースによる実証分析」『経営史学会 第 44 回全国大会報告集』2008 年、pp.85-86、に依拠している。

² 製造業 118 社の取締役会構成を調査した Suzuki (1991) でも、戦前期における専門経営者の躍進を確認している。

³ この他、社長の出自を分析した研究として、森川 (1995)、吉村 (2007) が存在するが、本稿のように取締役会構成を問題とした研究は多くない。

場合、内部昇進型経営者の登用に対し、企業間で大きな分散があったことが示される。では、そのように企業間で対応に差が生じた要因は何だったのであろうか。近年の欧米企業を対象とした研究成果を参考に、企業の成長性、事業の複雑性、所有構造といった観点から、この問いに解答を与える。

本稿の構成は以下のとおりである。第 1 節では、データベースの構築方法について解説する。第 2 節では、そのデータベースを用いて、取締役会構成の長期推移、戦前から戦後にかけての内部昇進型経営者の属性について検討する。第 3 節では、推計モデルと仮説を提示した上で、戦前期日本における内部昇進型経営者の登用要因に関する推計結果を報告する。第 4 節は、まとめと今後の課題にあてられる。

データセットの構築

本稿のような長期的な分析を行う場合、データセットの構築方法として、次のような 2 つの方法が考えられる。第 1 は、分析対象となる期間、一貫して属性を追跡できる企業をサンプルにするという方法である。第 2 は、各時点でその都度、共通する何らかの基準（例えば、総資産額の上位企業）でサンプルを選定していくという方法である。前者の方法を採用した場合、各企業の性質の変化を時系列に観察できる反面、新興企業が脱落するなど、産業構造の変容に即したサンプル構成とはならない。一方、後者の方法の場合、各時点の主要企業を捕捉できる代わりに、サンプル企業の入れ替わりによる影響が反映されてしまうことになる。本稿では、企業規模の拡大や歴史的なイベントを受け、いかに特定企業の性質が変容したかについて関心があるため、第 1 の手法を採用することとした。より厳密な分析のためには、第 2 の手法でもデータセットを構築し、第 1 の手法による結果と比較することが望ましいが、それは今後の課題としたい。

具体的なサンプル企業としては、由井・フルーエン (1983) の「最大工業企業」リストのうち、1918 年、1930 年のいずれか 1 時点で上位 100 社に入る企業（計 136 社）で、1921 年以前に設立され、少なくとも 2000 年まで存続した企業 43 社を抽出した⁴。調査時点は、戦前は 1921 年、1928 年、1937 年の 3 時点、戦後は 1955 年、1970 年、1985 年、2000 年の 4 時点である。各時点における各社の役員構成に関しては、戦前は『株式会社年鑑』（東洋経済新報社）、『株式年鑑』（大阪屋商店）、各社営業報告書、戦後は『会社年鑑』（日本経済新聞社）、各社有価証券報告書によって把握した。一方、役員属性（出自、勤続年数、年齢、学歴、経歴等）については、『人事興信録』（人事興信所）を基礎的資料としつつ、戦前は『大衆人事録』（帝国秘密探偵社）、『日本人物情報体系（企業家編）』（皓星社）、各社社史、戦後は有価証券報告書等を網羅的に利用した。なお、取締役会全体を対象とするこ

⁴ サンプル企業の産業分布は、軽工業の企業が多く、紡績 13 社、食料品 6 社、化学 4 社、鉄鋼 4 社、電気機械 4 社、造船 4 社、鉱業 3 社、非鉄金属 3 社、製紙 1 社、窯業 1 社となっている。

とは、作業的に大きな困難が予想されるため、本稿では常務層以上（常務から会長まで）に限定して調査を行った。

以上のような手続きにより、最終的なサンプル役員数は、戦前 393 人、戦後 1,461 人の計 1,854 人となった。

内部昇進型経営者のキャリア

20 世紀の日本企業において、内部昇進者は取締役会においてどのような地位を占めていたのだろうか。また、内部昇進者の属性は、戦前から戦後にかけて、いかなる変化を遂げたのだろうか。本節では、前節の手順で構築されたデータセットを用いて、サンプル企業 43 社の取締役会構成の長期推移を概観した後、内部昇進型経営者のキャリア（勤続年数、年齢、職歴）について分析する。

1 取締役会構成の長期推移

経営者の類型化

本稿では、谷口 (2005)、末廣 (2006) を参考に、経営者の経歴を、所有者、派遣、内部昇進、外部招聘、同系企業からの異動、の 5 つに類型化した。は当該企業の創業者、その家族を含み、は株主、金融機関の関係者、あるいは個人の投資家を含む。

は本稿の中心となるカテゴリーであり、さらに「生え抜き」と「中途採用」の 2 つに下位分類される。前者は、新規学卒で入社し、そのまま取締役の地位に到達した者を指す。後者は、他の企業・官庁等での勤務を経て当該企業に中途採用され、取締役に就任した者である。ただし、「中途採用」に関しては、派遣役員、外部招聘と区別するため、入社してから取締役の地位に就くまで原則 7 年以上経過していることを条件としている。最後に、

は同業他社の取締役、政府官庁、大学、研究機関から、はグループ企業の役員から直接経営陣に加わった人物と定義される。以上の類型化に基づき、サンプル企業 43 社の取締役構成の長期推移を示したものが表 1 である。

--- 表 1 about here ---

戦前の取締役会構成

まず、取締役会における内部昇進者の勢力について、戦前期から確認してみると、彼らの躍進が著しいことが分かる。1921 年時点には、「内部昇進者」の比率は 26.1%と、「所有者」(28.8%) より低く、「外部招聘」(18.0%)、「派遣役員」(13.5%) と並び立つ程度に過ぎなかったものが、1937 年には 46.6%と大幅に上昇している。とはいえ、他のカテゴリーの勢力も依然根強く、この段階ではいまだ過半数には届いていない。ここで興味深いのは、「所有者」、「派遣役員」等の他の取締役の動向である。この時期、これらのカテゴリーは比率ではその地位を低下させているが、人数ベースではほとんど変動がない。たとえば、「所

有者」の場合、1921年から1937年にかけて、取締役人数に占める割合では28.8%から15.5%と後退しているが、人数は32人から23人と根強いものがある。逆に「派遣役員」にいたっては、15人から19人へと微増している。これらの点を総合すると、戦前期における内部昇進者の進出は、あくまで取締役会規模の拡大によって支えられてものであり⁵、同族家族、大株主の実効的支配（あるいは彼らとの協調関係）の下で実現された、過渡的な段階であったと判断することができよう。

戦後の取締役会構成

このような状況を一変させたのは、やはり戦後改革であった。公職追放令（1947年1月）、財閥同族支配力排除法（1948年1月）による「人的支配の排除と経営陣の全面的交代」⁶を経た1955年には、取締役層に占める「内部昇進者」の割合は74.8%と跳ね上がり、1970年には88.1%、1985年には89.9%とほぼ臨界に達した。その一方で、他のカテゴリーに関して言えば、「派遣役員」が4%から9%弱とかなり勢力を維持している他は、比率ベースでも人数ベースでもほとんど見る影もない。ここに内部昇進者が取締役会を支配するという状況が名実ともに確立したのである。戦後日本企業の特徴として、しばしば「内部昇進者からなる取締役会」という点が指摘されてきたが、そのような傾向は戦後改革で決定的となり、高度成長期から石油ショック後にかけて深化していったものと考えられる。

2 多様性から同質化へ

上記では、各時点の役員総数に占める各カテゴリーの割合を確認してきたが、ここでは取締役会における内部昇進者の勢力について、別の視点から観察してみたい。

--- 図1 about here ---

内部昇進者比率

図1は、企業ごとに内部昇進者の比率を計算してから、その平均値と変動係数を算出し、それらを時点ごとにプロットしたものである。変動係数は、内部昇進者比率の標準偏差をその平均値で除すことによって求められ、この指標を見ることによって、内部昇進者登用に対する企業間の対応の差を把握することができる⁷。平均値に関しては、当然のことながら、前掲表1の結果と変わりはない。ここで注目したいのは変動係数の推移である。戦前期には1.26（1921年）から0.77（1937年）と高い値を示していたのに対し、戦後は0.27

⁵ 表1から、（常務層以上の）取締役総数の増員（1921年：111人 1937年：148人）に合わせ、内部昇進者の人数も増加（同：29人 同：69人）していることが確認できる。

⁶ 宮島（1992）、210ページ。これら二つの戦後措置は、旧財閥系企業における所有型経営者を完全に退陣させ、代わって内部昇進者を経営陣に引き上げた点で決定的な意義を持った。詳細について同論文参照。

⁷ 図1に示されているように、戦前と戦後では内部昇進者比率の平均値は大きく異なり、標準偏差では両期間の分布の散らばりを比較できないため、ここでは変動係数を用いる。

(1955年)から0.14(2000年)と、低水準で推移していることが読み取れる。つまり、戦前期には、内部昇進者の登用に関し企業間で大きな対応の差があったものが、戦後には、内部昇進者が高い比重を占めるという点で、各企業の取締役会構成は同質化していったことになる。

従業員経験年数

また、内部昇進者そのものの性質に関しても、戦前から戦後にかけて収斂の経過をたどった。この点について、内部昇進者が入社してから取締役に就任するまでの勤続年数(以下、従業員経験年数)⁸を確認してみよう(図2)。同表によると、内部昇進者の従業員経験年数の平均値は、戦前には13.3年から18.1年と20年にも満たないが、戦後になると持続的に上昇を続け、1955年の時点で既に23年を超え、1985年で28.4年、2000年には遂に30年に達したことが分かる。それとは逆に、変動係数の方は戦前から戦後にかけて大きく低下し、戦前には0.4から0.5と非常に高かった値が、戦後には0.1から0.25の範囲に収まっている。戦前期には同じ内部昇進者の人材であっても取締役就任までの期間に大きな個人間格差があったのに対し、戦後になると(特に1970年代以降)、従業員経験年数は25年から30年の間で「相場化」していったものと見られる。

--- 図2 about here ---

内部昇進者の職歴

ではなぜ、戦前と戦後とで内部昇進者の取締役就任までの期間の平均値・分散に関し、このような差異が出てしまったのであろうか。その理由の一つとして、彼らの職歴が両期間で大きく異なることが指摘できる。表2は、内部昇進型経営者を「生え抜き」と「中途採用」に分けてその推移を追ったものであるが、同表から、戦前期には、経営者供給において中途採用の人材が無視できないウェイト(1937年時点でも37.7%)を占める一方で⁹、戦後に入ると、それが生え抜きの人材で一本化されていく状況が見て取れる(1970年時点で81.7%)。

--- 表2 about here ---

このような状況を踏まえ、生え抜き役員と中途採用役員の属性を比較してみたのが表3である。同表から戦前期の属性比較の結果を見てみると(パネルA)、中途採用の人材は生え抜きの人材に比べ、入社年齢は8.1歳も遅いにもかかわらず(統計的にも有意)、役員就任年齢は同程度(=従業員経験年数が短い)となっている¹⁰。すなわち、いわば超特急で

⁸ 「従業員経験年数」の名称・定義については、田中・守島(2004)に依拠した。

⁹ そもそも設立間もない企業が多いということに加え、戦間期における事業の急成長が即戦力としての中途採用者の雇用と昇進に影響していると思われる。この点については、上月(1990)が鈴木商店を題材として検討している。

¹⁰ 表3(パネルB)でも示されているように、戦後においても生え抜き役員と中途採用役員とでは、入社年齢、役員就任年齢等、その属性に大きな差異が観察されるが、表2でも

役員に就任する中途採用の人材と、相対的に役員就任までに期間を要した生え抜きの人材が取締役会において並存していたことが、前掲図 2 でも確認されたように、戦前期において内部昇進者の役員就任までの期間を相対的に押し下げ、かつ個人間格差を大きくさせた最たる要因であったと考えられるのである¹¹。

--- 表 3 about here ---

3 分析課題

以上のように、戦前期には取締役会構成は多様性に富み、かつ内部昇進者の属性に関しても個人間格差は大きかったものが、戦後になると、類似した性質を有する内部昇進者が高い比重を占めるといって、各企業の取締役会構成は同質化していった。こうした 20 世紀日本企業の取締役構成の展開から、次のような分析課題が導かれる。(1) 戦前期において、内部昇進者の登用に対し大きな企業間格差が観察されたのは、どのような要因によるものなのか。(2) 戦後、内部昇進者以外の取締役会構成は、所有構造、資本構成、パフォーマンスといかなる関係性を有していたのか。(3) 1990 年代末以降、多くの企業で取締役会構成の見直しが図られたが、従来型の内部昇進者からなる「日本型」を維持するメリット、デメリットは何か。逆に社外取締役中心の「米国型」に大きく舵を切った企業の特性はどのようなものなのか。

もっとも、上記(2)の課題は、既に宮島他 (2001) が銀行による役員派遣の観点から検討しており、(3)の一部も、内田 (2008) が取締役会における社外取締役比率の決定要因についての分析を行っている。そこで第 3 節では、残された(1)の課題に関し、独自のデータセットを用いて実証的な裏付けを与えることとする。

内部昇進型経営者の登用要因：戦前期の実証分析

1 推計式と仮説

実証分析に用いるサンプル企業は、これまでの分析に用いてきた 43 社を基本とする。分析時点は、1921 年、1928 年、1937 年の 3 時点である¹²。財務及び所有構造データは、前掲『株式会社年鑑』、『株式年鑑』、各社営業報告書から入手した。

推計式としては、取締役会構成の決定要因に関する内外の先行研究を参考に、以下のようないかなる簡単なモデルを利用する。

確認できるように、この期間の中途採用組は圧倒的に少数派であるため、この違いはほとんど無視しうる。

¹¹ この他、内部昇進者の学歴に関する分析も行った。紙幅の都合上、表掲はしないが、彼らの学歴は戦前期から高学歴であったという点と、内部昇進者に求められる能力は理工系から文科系に緩やかに移っていった点が確認された。

¹² データセットはパネル構造を有するものの、一部必要データが入手できない企業が存在するため、バランスド・パネルとはなっていない。

$$INSIDER = F(FC, GOV, CONTROL)$$

被説明変数である *INSIDER* は、取締役会における内部昇進者の割合を表している。内部昇進者比率 *INSIDER1* (内部昇進者型経営者の人数/常務以上の取締役人数) の他、中途採用と生え抜きでは企業特種的な技能の蓄積の程度に差があると想定し、生え抜き役員比率 *INSIDER2* (生え抜き役員の人数/常務以上の取締役人数) も設定した。

一方、説明変数である *FC* は、企業特性が内部昇進者の登用に与える影響を捉えようとした変数であり、企業の成長性、事業の複雑性、内部労働市場の形成度、に関する代理変数から構成される。は過去3年間の実質売上高成長率の平均値 *S* によって代理される¹³。成長性に富む企業ほど、迅速な意思決定と企業内における柔軟な資産配置が求められるが (Lehn *et al.* 2004, 内田 2008)、それだけ企業特種的な技能を蓄積した内部昇進者に依存する程度も大きくなると想定される。よって、この変数の符号条件は正となる。

の代理変数としては、総資産対数値 *SIZE* (1期ラグ) を用いる。近年の実証研究では、企業規模が拡大するにつれ事業構造が複雑化し、株主・経営者間のエージェンシー問題が深刻化するため、その緩和を目的として取締役会における社外役員の比率が上昇することが報告されている (Lehn *et al.* 2004, Boon *et al.* 2007, 内田 2008)。この場合、限られた取締役の席が社外取締役によって占められてしまうため、内部昇進者の登用が抑制される可能性がある。もっとも逆に、規模拡大によって複雑化する事業をトップから管理的調整することを動機として、現場のノウハウを有した内部昇進の人材が登用されるという経路も想定できる。この場合、企業規模と内部昇進型経営者の比率は正の相関を示すであろう。

の代理変数としては、会社年齢 *FAGE* を挿入する。労働者が企業特種的な技能を蓄積し内部昇進するためには、内部労働市場の存在が前提となるが (宮本 2004)、それらの形成にはある程度の時間的経過が不可欠である。会社年齢が長い企業ほど内部労働市場の形成が進み、それだけ企業内訓練を経た内部昇進者が経営トップとして輩出される可能性も高まると考えられる¹⁴。

また、企業特性要因と並び、所有構造 *GOV* も取締役会構成と密接な関係性を有することが知られている (Li 1994, Mak and Li 2001, Denis and Sarin 1999)。戦前大企業の統治構造は多様であり、財閥本社が封鎖的に保有する3大財閥直系企業から、すでに株式が広範

¹³ 日本銀行統計局編『明治以降 本邦主要経済統計 CD-ROM 版』所収の「生産国民所得」(大川推計)の「総合デフレーター」によって実質化した。また、内生性の問題に対処するため、*S* はラグ付き変数となっている。以下の *SIZE* も同様である。

¹⁴ 本来、これらの企業特性要因に関しては、他の代理変数も合わせてチェックすることが望ましい。その候補として、企業の成長性はトービンの *Q*、事業の複雑性はセグメント数、多角化度、内部労働市場の形成度は労働者の平均勤続年数等が考えられる。ただし、戦前日本企業の実証分析において、現状ではそれらのデータは入手困難であるため、その利用は断念せざるを得なかった。

に分散した軽工業部門の大企業まで幅広く存在した。また、戦略的意思決定にあたる経営者が同時に株主である所有型企業も、工業化を担った大企業において無視しがたい比重を占めていた（宮島 2004, 川本・宮島 2008）。このような統治構造の特性を踏まえ、株式分散度 *DIS*、経営者保有比率 *OWN*、財閥系企業ダミー *OLD*、の 3 つの変数を加えた。*DIS* は、1 から 5 大株主集中度を引くことによって求められる。広範な株式分散にともなう所有と経営の分離は、株式所有を権力基盤としない経営者を誕生させる（Berle and Means 1932）。株式分散度が高い企業では、それだけ内部昇進者が経営トップの地位を獲得する確率も高まると予想される。

OWN は、経営者個人とその財産保全会社の保有株式数を発行済株式総数で除すことによって算出される。株式所有構造に関して封鎖的所有の選好が強い同族企業では、取締役会構成でも一族への固執が見られたとの指摘があるが（森川 1981）、本稿のデータセットでも 1928 年時点において、同族色の強い古河鋳業（経営者保有比率：99%）、片倉製糸紡績（同：43%）では、常務層以上への内部昇進者の登用は観察されない。経営者保有比率が高い企業では、内部昇進者の登用は限定的であったと想定される。

OLD は、三井、三菱、住友の 3 大財閥の直系企業に 1 の値を割り当てるダミー変数である¹⁵。武田（1995）でも言及されているように、財閥組織には、幹部候補生の本社一括採用など、早い時期から独特の人材育成システムが備わっており、傘下企業における内部昇進者の登用が進んでいたことが明らかにされている¹⁶。仮に財閥固有の効果が存在したとするならば、企業規模や会社年齢を条件付けた上でも、内部昇進者比率に対し財閥ダミーは正の効果を与えるであろう。

最後に、*CONTROL* はコントロール変数であり、年次ダミー（1928 年、1937 年）、及び産業ダミー¹⁷を投入した。以上の変数の基本統計量は、表 4 にまとめられている。

--- 表 4 about here ---

2 推計結果

実証分析の結果は、表 5 の通りである。パネル A は内部昇進者比率の推計、パネル B は生え抜き役員比率に限定した推計結果となっている。なお、推計にあたっては、被説明変数の値の取りうる範囲が 0 から 1 の間に限定されていることから、トービット・モデルを用いた。

--- 表 5 about here ---

¹⁵ ただし、所有構造、設立経緯を考慮して、一部の傍系企業も含んでいる。財閥系企業に該当するのは、1921 年時点で 10 社、1928 年時点で 11 社、1937 年時点で 12 社である。

¹⁶ 実際、郷古潔（三菱重工業）に代表されるように、多くの有為な人材が本社で採用された後、短期間で傘下企業（あるいは事業所）に送り込まれ、そのまま内部昇進を果たしている。

¹⁷ 所属企業数が比較的確保できる紡績、食料品、化学、鉄鋼、電気機械、造船の 6 業種のダミー変数を加えた。

まず、企業特性要因 *FC* の結果から見ていくと、内部昇進者の登用に対して、*SIZE* 変数が正の効果を与えていることが確認される。内部昇進者比率の推計では、一貫して有意に正の効果を与えており（コラム 1-3,5,6）、生え抜き役員比率の推計でも、やや有意性は低下するが、有意に正となっている（コラム 7,8,11）。この期間、繊維、食料品部門の主要企業で事業所数の飛躍的な増加が観察されたが（武田 1995）、そのような企業規模拡大に伴う事業構造の複雑化が、現場のノウハウを習熟した内部昇進者の経営トップ就任を促したと解釈できる。

企業の成長性を表す *S* 変数に関しては、内部昇進者全体、生え抜き役員に限定したいずれの推計でも、符号は正であるものの、有意な結果は得られていない。企業成長にともなう経営環境の急激な変容が、内部昇進者チームによる迅速な意思決定を要請したことが示唆されるが、統計的には支持されない。

会社年齢 *FAGE* 変数については、内部昇進者比率の推計の一部で有意に正の効果が観察され（コラム 5）、生え抜き役員を対象とした推計では概ね有意に正となっている（コラム 7,8,11,12）。この結果は、会社年齢が長い企業ほど内部労働市場が整備され、内部昇進の人材が経営者として輩出される可能性が高まること、とりわけゼロからトレーニングを必要とする生え抜きの人材でその傾向が強いことを示している。

一方、所有構造要因 *GOV* に関しては、*OWN* 変数、*OLD* 変数において、一貫して有意な効果が得られている。前者は負の効果、後者は正の効果であり、前述の符号条件に合致している。経営者の保有比率が高い企業では、内部昇進者の登用に消極的である反面、財閥系企業では、企業規模や会社年齢をコントロールした上でも、内部昇進者の登用に積極的であったと解釈できる（コラム 5,6,11,12）。ここで興味深いのは、経営者保有率 *OWN* の効果である。その内部昇進者登用に対する影響力は大きく、*OWN* 変数の 2 標準偏差（29.6%）の上昇は、内部昇進者比率を 15.1%（ 0.511×0.296 ）低下させることになる（コラム 3）。この時期の内部昇進者比率の平均値は 31.5%であるので、その 5 割にも相当する規模である。上記で同族家族の封鎖的所有への選好と取締役の地位への固執が対応関係にあったとの見方を提示したが、それを強く裏付ける結果といえる。

最後に、株式分散度 *DIS* に関しては、いずれの推計でも有意な効果が得られていない。この変数の作成方法が適切であるかどうか疑問を残すが、本稿の結果からは、株式の分散が直ちに内部昇進者の登用に結び付くとは判断できない。

結 論

本稿では、20 世紀日本企業における内部昇進型経営者の属性に関して、基礎的情報を提供するとともに、戦前期を対象として、内部昇進の人材がトップ・マネジメントとして登用される要因についての解明を試みた。

の検討では、サンプル企業 43 社の取締役会構成の長期推移と、戦前・戦後の内部昇進

型経営者の性質についての分析を行った。前者の分析からは、多様性を有していた戦前日本企業の取締役会構成が、戦後改革を経て、同質化していく様子が明らかにされた。戦前期には、取締役会における内部昇進者の進出が観察されたとはいえ、所有者、派遣役員の影響力は根強く、いまだ過渡期であったのに対し、1955年には70%を超え、1970年、1985年には臨界に達した。戦後日本企業の「内部昇進者から成る取締役会構成」という特質は、戦後改革で方向付けられ、高度成長期から石油ショック後にかけて深化していったのである。一方、後者の分析からは、内部昇進者の入社から取締役就任までの年数は、戦前は14年から18年と短く、個人間の分散も大きかったものが、戦後になると25年から30年と著しく長期化し、かつ個人間のばらつきが急速に低下していったことが示された。いわば「従業員経験年数の相場化」とも呼べる現象が1970年代以降には生じていたと見られる。

一方、の分析からは、次のような点が明らかにされた。第1に、企業規模が大きく事業構造が複雑な企業では、その管理的調整を動機として、企業特種的な技能を蓄積した内部昇進者の登用に積極的であったことが判明した。第2に、会社年齢が長い企業ほど内部昇進者の登用が活発であり、内部労働市場の存在が、内部者の企業特種的な技能の習得、そして昇進にとって不可欠であったことが示された。第3に、同族企業では、所有構造の封鎖的選好に対応するように、取締役会構成についても同族家族への固執があったこと、また財閥系企業には、幹部候補生の本社一括採用等、固有の人材育成システムが備わっており、それが内部昇進者の登用を促したことが確認された。

最後に、本稿に残された課題について述べておきたい。まず何よりも、直近の取締役会構成に関する調査が必要である。1997年のソニーの執行役員制の導入を皮切りに、委員会等設置会社制度の導入（2003年4月）、社外取締役制度の普及等、多くの企業で取締役会のあり方に見直しが行われている現状であるが、その過程で再び取締役会構成の企業間での多様性が増している可能性がある。また、内部昇進型経営者の属性についても追加的調査が望まれる。1990年代半ば以降、社長職への「抜擢人事」¹⁸が新聞・メディアで報道されるようになったが、それは取締役層全体でも観察される現象かもしれない。年齢はもとより、勤続年数、職歴、学歴等の点で内部昇進型経営者の属性に関する再チェックが不可欠である。さらに、第節でも触れたが、内部昇進型経営者中心の取締役会構成を維持する動機、あるいはそのコスト、ベネフィットに関して、戦後（とりわけ2000年以降）を対象とした検証が求められる。その際、本稿で示された戦前期の実証分析の結果と照らし合わせることを通じ、より普遍的な内部昇進型経営者の登用に関する知見を得ることが可能となろう。

¹⁸ この点に関しては、宮島・青木（2002）が製造業330社を用いて詳細な調査を行っている。

参考文献

- 石井耕 (1996) 『現代日本企業の経営者：内部昇進の経営学』文眞堂.
- 伊丹敬之 (1995) 「戦後日本のトップ・マネジメント」森川英正・米倉誠一郎編『日本経営史 5 高度成長を超えて』岩波書店, pp.93-136.
- 岩崎一郎 (2007) 「取締役会構成とその内生性：ロシア株式会社の実証分析」*JER Discussion Paper Series* (一橋大学経済研究所), No.A490.
- 内田交謹 (2008) 「コーポレート・ガバナンス改革と郵便貯金：取締役会規模と構成を中心に」『ゆうちょ資産研究』(財団法人ゆうちょ財団) 第 16 巻, pp1-23.
- 岡崎哲二 (2004) 「戦前日本における専門経営者雇用の決定要因と効果」『一橋ビジネスレビュー』第 52 巻第 2 号, pp.50-63.
- 川本真哉・宮島英昭 (2008) 「戦前期日本における企業統治の有効性：経営者交代メカニズムからのアプローチ」宮島英昭編『企業統治分析のフロンティア』日本評論社, pp.314-339.
- 上月直人 (1990) 「鈴木商店の経営者層：専門経営者の果たした役割」『経営史学』第 25 巻第 1 号, pp.19-37.
- 末廣昭 (2006) 『ファミリービジネス論：後発工業化の担い手』名古屋大学出版会.
- 武田晴人 (1995) 『財閥の時代：日本型企業の源流をさぐる』新曜社.
- 武田晴人 (1995) 「大企業の構造と財閥」由井常彦・大東英祐編『日本経営史 3 大企業時代の到来』岩波新書, pp.79-115.
- 田中一弘・守島基博 (2004) 「戦後日本の経営者群像」『一橋ビジネスレビュー』第 52 巻第 2 号, pp.30-48.
- 谷口明文 (2005) 「アメリカ巨大企業のコーポレート・ガバナンス (1899-1999 年)」『立命館経済学』第 54 巻第 3 号, pp.52-73.
- 日本工業倶楽部編 (2003) 『日本の実業家：近代日本を創った経済人伝記目録』日外アソシエーツ.
- 宮島英昭 (1992) 「財閥解体」法政大学産業情報センター・橋本寿朗・武田晴人編『日本経済の発展と企業集団』東京大学出版会, pp.203-254.
- 宮島英昭・近藤康之・山本克也 (2001) 「企業統治・外部役員・企業パフォーマンス：日本企業システムの形成と変容」『日本経済研究』第 43 号, pp.18-45.
- 宮島英昭・青木英孝 (2002) 「日本企業における自律的ガバナンスの可能性：経営者選任の分析」伊藤秀史編『日本企業 変革期の選択』東洋経済新報社, pp.71-106.
- 宮島英昭 (2004) 『産業政策と企業統治の経済史：日本経済発展のミクロ分析』有斐閣.
- 宮本光晴 (2004) 『企業システムの経済学』新世社.
- 森川英正 (1981) 『日本経営史』日本経済新聞社.
- 森川英正 (1995) 「概説 1955-90 年代」森川英正・米倉誠一郎編『日本経営史 5 高度成長を超えて』岩波書店, pp.1-52.

- 森川英正 (1996) 『トップ・マネジメントの経営史：経営者企業と家族企業』有斐閣.
- 森川英正 (1998) 「内部昇進型経営者企業の一考察：終身雇用と中途採用」『慶應経営論集』
第 15 巻第 2 号, pp.1-21.
- 由井常彦・M. フルーエン (1983) 「日本経営史における最大工業企業 200 社」『経営史学』
第 18 巻第 1 号, pp.29-57.
- 由井常彦 (1995) 「概説 1915-37 年」由井常彦・大東英祐編『日本経営史 3 大企業時代の
到来』岩波新書, pp.1-78.
- 吉村典久 (2007) 『日本の企業統治：神話と実態』NTT 出版.
- Berle, A. A. and G. C. Means (1932), *The Modern Corporation and Private Property*,
Mcmillan (北島忠男訳『近代株式会社と私有財産』文雅堂銀行研究社, 1957 年).
- Boon, A. L., L. C. Field, J. M. Karpoff and C. G. Raheja (2007), "The Determinants of
Corporate Boards Size and Composition: An Empirical Analysis," *Journal of Financial
Economics*, 85, pp.66-101.
- Denis, D. J. and A. Sarin (1999), "Ownership and Board Structure in Publicly Traded
Corporations," *Journal of Financial Economics*, 52, pp.187-223.
- Lehn, K., S. Patro and M. Zhao (2004), Determinants of the Size and Structure of
Corporate Boards: 1935-2000, Working Paper, University of Pittsburgh.
- Li, J. (1994), "Ownership Structure and Boards Composition: A Multi-country Test of
Agency Theory Predictions," *Managerial and Decision Economics*, 15, pp.359-368.
- Mak, Y. T. and Y. Li (2001), "Determinants of Corporate Ownership and Board
Structure: Evidence from Singapore," *Journal of Corporate Finance*, 7, pp.235-256.
- Suzuki, Y. (1991), *Japanese Management Structures: 1920-80*, Macmillan.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT
Press.

表1 取締役会構成の長期推移

年	所有者	派遣	内部昇進者	外部招聘	同系企業からの異動	その他・不明	総計
1921	32 (28.8)	15 (13.5)	29 (26.1)	20 (18.0)	6 (5.4)	9 (8.1)	111 (100.0)
1928	28 (21.2)	22 (16.7)	40 (30.3)	24 (18.2)	7 (5.3)	11 (8.3)	132 (100.0)
1937	23 (15.5)	19 (12.8)	69 (46.6)	23 (15.5)	9 (6.1)	5 (3.4)	148 (100.0)
1955	4 (1.6)	21 (8.5)	184 (74.8)	13 (5.3)	9 (3.7)	15 (6.1)	246 (100.0)
1970	2 (0.5)	14 (3.7)	334 (88.1)	16 (4.2)	2 (0.5)	11 (2.9)	379 (100.0)
1985	2 (0.4)	24 (5.0)	429 (89.9)	14 (2.9)	1 (0.2)	7 (1.5)	477 (100.0)
2000	2 (0.6)	18 (5.0)	319 (88.4)	11 (3.0)	2 (0.6)	9 (2.5)	361 (100.0)

注：各年上段は人数、下段括弧内はパーセント。

表2 内部昇進型経営者の職歴

年	内部昇進者		
	生え抜き	中途採用	総計
1921	11 (37.9)	18 (62.1)	29 (100.0)
1928	22 (55.0)	18 (45.0)	40 (100.0)
1937	43 (62.3)	26 (37.7)	69 (100.0)
1955	144 (78.3)	40 (21.7)	184 (100.0)
1970	273 (81.7)	61 (18.3)	334 (100.0)
1985	386 (90.0)	43 (10.0)	429 (100.0)
2000	307 (96.2)	12 (3.8)	319 (100.0)

注：各年上段は人数、下段括弧内はパーセント。

表3 職歴別分析:内部昇進型経営者のプロフィール

パネルA:戦前

	生え抜き (N = 72)		中途採用 (N = 56)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
従業員経験年数(年)	20.1	6.2	10.8 ***	6.3
入社年齢(歳)	25.2	3.6	33.4 ***	6.5
役員就任年齢(歳)	45.3	5.5	44.1	5.8
大卒比率(%)	95.8	.	87.5 *	.
理工系比率(%)	54.2	.	41.1	.

パネルB:戦後

	生え抜き (N = 1106)		中途採用 (N = 156)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
従業員経験年数(年)	28.7	4.4	19.2 ***	6.6
入社年齢(歳)	23.6	2.3	31.3 ***	6.2
役員就任年齢(歳)	52.3	4.2	50.6 ***	5.0
大卒比率(%)	99.5	.	94.9 ***	.
理工系比率(%)	47.0	.	39.1 *	.

注1: データが入手できないケースが存在するため、ここでの内部昇進型経営者の総計は表1の数値と一致しない。

注2: 大卒比率には、旧制高等学校、旧制専門学校の卒業者を含む。

注3: 各指標について、生え抜き役員と中途採用役員とで平均値(あるいは比率)の差の検定を行い、有意な結果が得られた場合、アスタリスクを記している。

***, **, * は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

表4 基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>INSIDER1</i>	113	0.315	0.316	0.000	1.000
<i>INSIDER2</i>	113	0.184	0.244	0.000	1.000
<i>DIS</i>	113	0.591	0.311	0.000	0.941
<i>OWN</i>	113	0.057	0.148	0.000	0.990
<i>OLD</i>	113	0.239	0.428	0.000	1.000
<i>SIZE</i> (千円)	113	66692	68745	10402	456591
<i>S</i>	113	0.131	0.219	-0.447	0.970
<i>FAGE</i> (年)	113	26.99	12.70	6	64

注1：変数の定義については以下のとおり。

<i>INSIDER1</i>	内部昇進型経営者/(常務層以上の)取締役人数
<i>INSIDER2</i>	生え抜き役員/(常務層以上の)取締役人数
<i>DIS</i>	1-5大株主集中度
<i>OWN</i>	経営者保有比率
<i>OLD</i>	3大財閥傘下企業に1の値を与えるダミー変数
<i>SIZE</i>	総資産の一期ラグ
<i>S</i>	過去3年間の実質売上高成長率の平均値
<i>FAGE</i>	会社年齢

注2：推計の際、*SIZE*、*FAGE*は対数変換している。

表5 内部昇進型経営者の登用要因に関するトービット分析の結果

パネルA : 被説明変数 (INSIDER1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SIZE</i>	0.059 *** (0.022)	0.058 *** (0.022)	0.054 ** (0.022)		0.058 *** (0.022)	0.050 ** (0.022)
<i>S</i>	0.066 (0.074)	0.064 (0.075)	0.045 (0.075)	0.035 (0.071)	0.055 (0.075)	0.028 (0.076)
<i>FAGE</i>	0.044 (0.037)	0.036 (0.041)	0.020 (0.039)		0.064 * (0.039)	0.021 (0.044)
<i>DIS</i>		0.031 (0.070)				0.123 (0.087)
<i>OWN</i>			-0.511 ** (0.228)			-0.441 * (0.239)
<i>OLD</i>				0.087 ** (0.044)	0.113 ** (0.048)	0.142 ** (0.059)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	113	113	113	113	113	113
Left-censored obs.	46	46	46	46	46	46
Right-censored obs.	8	8	8	8	8	8
Log likelihood	-80.77	-80.67	-76.55	-84.74	-77.67	-73.34

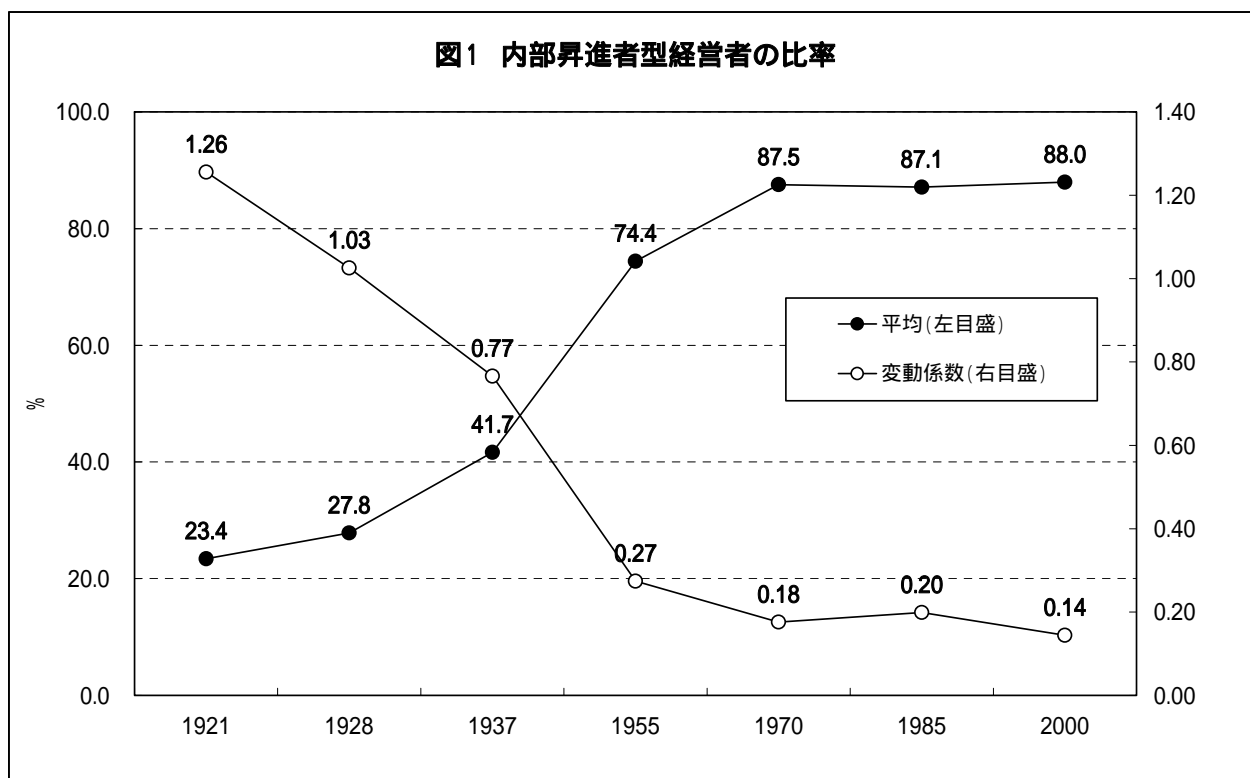
パネルB : 被説明変数 (INSIDER2)

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>SIZE</i>	0.035 * (0.019)	0.035 * (0.019)	0.027 (0.018)		0.030 * (0.018)	0.022 (0.017)
<i>S</i>	0.060 (0.068)	0.060 (0.068)	0.042 (0.063)	0.027 (0.066)	0.046 (0.066)	0.025 (0.063)
<i>FAGE</i>	0.070 ** (0.035)	0.072 * (0.039)	0.056 (0.035)		0.097 *** (0.036)	0.068 * (0.038)
<i>DIS</i>		(0.005) (0.064)				0.080 (0.071)
<i>OWN</i>			-0.689 ** (0.276)			-0.548 ** (0.260)
<i>OLD</i>				0.106 ** (0.046)	0.140 *** (0.050)	0.159 *** (0.062)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年次ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	113	113	113	113	113	113
Left-censored obs.	64	64	64	64	64	64
Right-censored obs.	2	2	2	2	2	2
Log likelihood	-61.50	-61.50	-57.17	-63.60	-56.71	-52.70

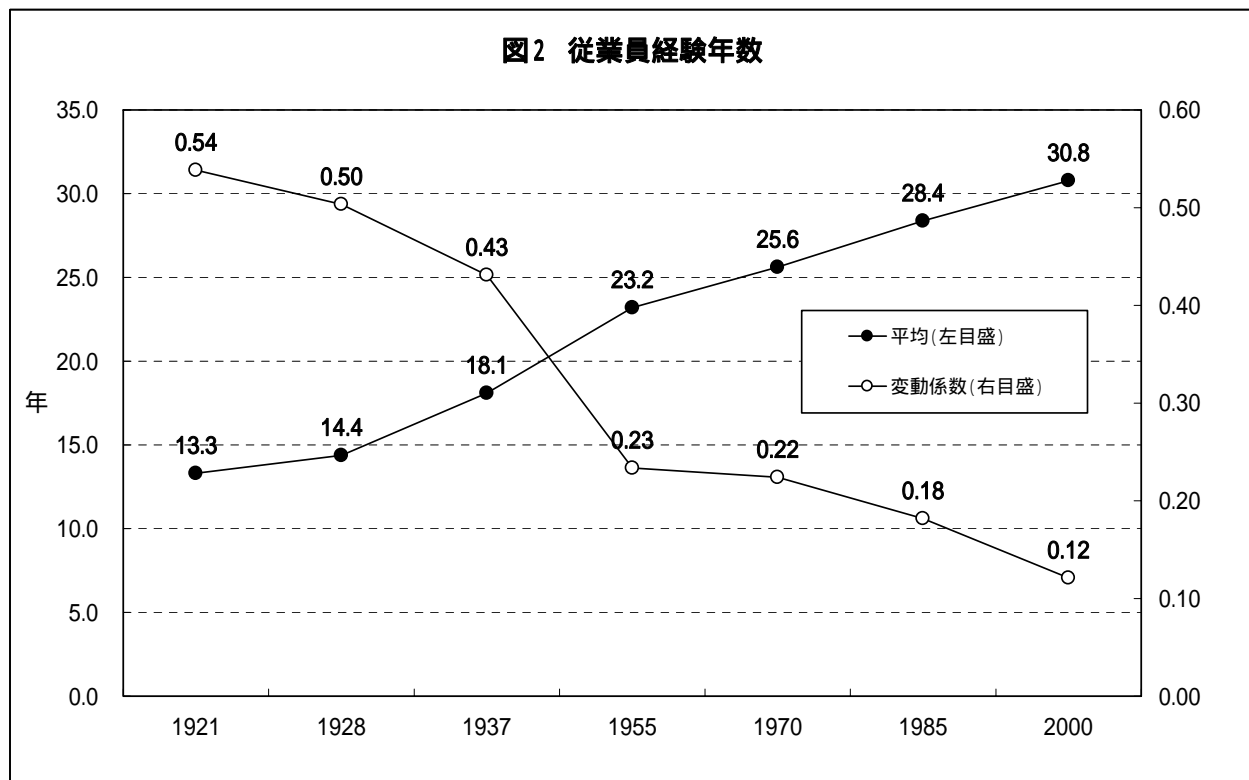
注1 : 変数の定義は表4参照。

注2 : 上段は平均値回りの限界効果、下段は標準誤差を表す。

注3 : ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。



注：変動係数 = (内部昇進型経営者比率の) 標準偏差/平均値。



注：変動係数 = (内部昇進型経営者の従業員経験年数の) 標準偏差/平均値。