

わが国における業績報酬関係の構造

The structure of pay-for-performance relationship in Japan

乙 政 正 太(阪南大学)

Shota Otomasa

要 約

日本において経営者報酬が会計利益の変化の程度に応じて変動することは、少数ながらも経験的に裏づけられている。本リサーチでは、このような実証結果を受けて、経営者報酬と会計利益の関係がどの局面でも対称的であるかどうかを経験的に検証した。その結果、次の2点について、経営者報酬と会計利益の直線関係は維持されず、経営者に対するパフォーマンス評価には非対称性が存在した。第一に、増益の場合よりも、減益の場合に、会計利益の変化に対する経営者報酬の反応は鋭くなっていた。第二に、当年度の会計利益が前年度よりも極端に良好な場合に、会計利益の変化に対する経営者報酬の連動性はマイナスになっていた。

Summary

There are a few empirical studies that management compensation positively responds to changes in accounting earnings in Japan. Given such sensitivities, I statistically investigate whether the structure of pay-for-performance relationship is always symmetric. The results lead to two findings : First, management compensation is more sensitive to decreases in earnings than increases in earnings. Second, estimated coefficients are unexpected sign when changes in accounting earnings are unusually large. The empirical evidences imply that the performance evaluation for management is asymmetric in Japan.

1. はじめに

日本において経営者報酬が会計利益の変化の程度に応じて変動することは、少数ながらも経験的に裏づけられている。実証結果は、経営者報酬と会計利益との間に統計的に有意なプラスの関係があることを示している。会計上の利益数値は、経営者の業績を評価するシステムに織り込まれていることが明らかにされている [Kaplan, 1994 ; 乙政, 2003]。

けれども、経営者報酬が会計利益の変化とプラスに連動しているとしても、当年度の会計利益が前年度の会計利益を上回るか下回るかでは、経営者のパフォーマンス評価に違いがでる可能性がある。日本の場合、業績不振に対する制裁は厳しいにもかかわらず、好業績に対する報いはそれほど厚くないといわれている [岡部, 1994]。

さらに、著しく業績が良くても悪くても、それ

にともなって経営者報酬が大幅に増えたり、大幅にカットされたりするかどうかは疑わしい。日本企業の業績報酬関係 (pay-for-performance relationship) の構造を探り、経営者のパフォーマンス評価はいかなる局面でも安定的であるのか否かを検証する必要がある。

2. 先行研究のレビュー

アメリカの経営者が過大に報酬を受け取っているとの批判がしばしばなされている¹⁾。その際、経営者は平均以上の業績をあげた場合に過大な報酬を受け取るだけでなく、平均以上の業績をあげなかった場合でさえも高報酬を受け取っていると非難される。報奨 (reward) と罰則 (penalty) のシステムが均等には作動していないことが取りざたされている [Crystal, 1992]。

業績に対する報酬の感応度の大きさ (magnitude)

に注目する研究は増加してきているが [Bushman et al, 2001]、企業パフォーマンスに対する経営者報酬のインパクトの対称性 (symmetry) を経験的に検討している文献は少ない。その中で、Joskow and Rose (1994) は、*Forbes* から 1970-1990 年の 678 社 1,009 人の CEO データを収集し、CEO 報酬が損失 (赤字) に強く反応するかどうか、CEO 報酬が減益のケースと増益のケースで異なって反応するかどうか、CEO 報酬が「ノーマル」な範囲内での業績変化と極端に大きい業績変化とで異なって反応するかどうかについて分析を行っている。

損失 (赤字) の計上は、追加的に経営者報酬を減少させる強い要因となっていた。この点については、日本企業を対象にした Kaplan (1994) と乙政 (2003) でも観察されている。

CEO 報酬が増益グループと減益グループで異なって反応するかについては、1970 年代には会計リターンの変化の傾きは両グループの間で統計的に異なっていた。しかしながら、1980 年代にはその差がみられず、業績に対する報酬の反応の非対称性は存在しなかった。

報酬が業績の極端な変化に異常に反応するかどうかであるが、会計リターンの変化に対する経営者報酬は、極端な業績変化よりもノーマルな業績変化に強く反応していた。業績の極端な変化に対しては、経営者報酬をスムーズにしようとする力が働いており、著しい業績の変化は必ずしも大幅な経営者報酬の増加・減少につながっていない。

日本企業を対象とした実証研究としては Ang and Constand (1997) がある。彼らは、1980-1992 年の 364 社のデータを基礎に、株主価値の変化がプラスの場合とマイナスの場合の業績報酬関係を調べている。株主価値の変化がマイナスのサンプルでは、株主価値の変化が減少するほど役員報酬は増加していた。役員賞与でも、株主価値の変化

がマイナスのサンプルのケースで同様の傾向がみられた。このことは、株価ベースの尺度を用いた場合、経営者報酬の支給システムは対称的でないことを示唆している。

3. 分析モデル

3.1 仮説の展開

株価ベースの尺度に関する業績報酬関係はすでに Ang and Constand (1997) で検証されているので、ここでは、会計ベースの尺度と経営者報酬との間の関係に重点を置きながら、わが国の企業における業績報酬関係の構造を検討する。その際、Joskow and Rose (1994) を参照しながら、会計利益の変化に対する経営者報酬の反応がいかなる局面でも同じであるかどうかを調査する。

赤字の影響については、Kaplan (1994) と乙政 (2003) で確認されているので、ここでは次の 2 つの局面について考察しよう。第 1 に、経営者報酬は会計利益の変化が正 (増益) か負 (減益) かで異なって反応するかどうか、第 2 に、経営者報酬は極端な会計利益の変化 (良い場合も悪い場合も) とノーマルな会計利益の変化の間で異なって反応するかどうかである。

まず第 1 点について、経営者に対するパフォーマンス評価が対称的であるならば、会計利益が減益になろうと、増益になろうと、会計利益と経営者報酬の関係は同じであると考えられる。したがって、次のような仮説が設定される。

H1 増益であろうと、減益であろうと、日本企業における業績報酬関係は同じである。

第 2 点について、極端に業績が不調になったり、極端に業績が良好になったりする場合も、インセンティブ・システムが有効に機能しているならば、両極端の業績に対して経営者報酬は大きく反応す

るはずである。つまり、経営者に対するパフォーマンス評価がどの状況でも等しく行われるならば、著しく業績が良くても悪くても、それにとまって経営者報酬は大幅に増減するであろう。これについて、次のような仮説を立てる。

H2 極端に業績が良い(あるいは悪い)場合と、通常の業績の場合との間で、日本企業における業績報酬関係は同じである。

3.2 モデルの設定

基本的には、下記のようなモデルによって係数が推定される。

$$\Delta COMP_{it} = a + \beta_1 \Delta ERN_{it} + \beta_2 \Delta P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$\Delta COMP_{it}$ は、当年度の経営者報酬（役員報酬と役員賞与の合計）から前年度の経営者報酬を差し引いたものである。日本の場合、経営者報酬が個人（役位）別に開示されることはなく、経営者全員に支給された報酬総額で表記されることが一般的である。経営者個人の報酬額をとらえるために、日本企業を対象にした従来の実証研究では、経営者報酬を役員（取締役と監査役）数で割るという手続きをとり、経営者平均報酬を被説明変数として用いてきた [例えば、胥, 1993]。

けれども、役員の中には、非常勤の取締役、他社からの出向取締役、使用人兼務取締役などが存在するので、一人当たりの平均報酬額には重大なバイアスが含まれている可能性がある。本稿の分析においては、経営者個人ではなく、「経営陣」というチーム (team) のパフォーマンスが評価される。経営陣の各主体の役割は一律ではないが、ワンマン経営でない限り、経営意思決定が経営陣全体によって遂行されていると想定する。それゆえに、業務執行の対価として経営者チームの報酬

総額が会計利益とどのように連動しているかを検討する²⁾。

ΔERN_{it} は当年度の会計利益と前年度の会計利益の差で、会計利益として経常利益を用いる。経営者報酬と会計利益の関係はプラスであると期待される ($\beta_1 > 0$)。 ΔP_{it} は当年度末株価と前年度末株価の差である。日本企業の現金報酬は、株式リターンとプラスに関連しているという証拠がある [阿萬, 2002]。この変数を含めても、相変わらず会計利益の変化が経営者報酬の変化と連動しているかを調査する³⁾。すべての変数は一株当たりの数値であり、その数値は前期末の株価 (P_{it-1}) で基準化される。

さて、増益の場合と減益の場合に、経営者のパフォーマンス評価が同じであれば、増益サンプルの β_1 (と a) ならびに減益サンプルの β_1 (と a) に違いは生まれまいであろう。相違の有無を検討するために、次のように $NDUM$ というダミー変数を活用しよう。減益のサンプルには 1、増益のサンプルには 0 を当てはめる⁴⁾。

$$\begin{aligned} \Delta COMP_{it} = & a_1 + a_2 NDUM_{it} + \beta_1 \Delta ERN_{it} \\ & + \Delta \beta_2 \Delta ERN_{it} \times NDUM_{it} + \beta_3 \Delta P_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

ダミー変数では、減益グループと増益グループにおいて、定数項と傾き係数がどの程度異なっているかを明らかにする。 a_2 と β_2 が統計的に有意でないならば、両サンプルの業績と報酬の対応関係には統計的な差異がないと結論づけられる⁵⁾。

次に、業績が極端に良いケース、業績が極端に悪いケース、およびそれ以外 (ノーマル) のケースにサンプルを分ける必要がある。業績が極端に良いか悪いかをどのように判断するかは非常に難しい。Joskow and Rose (1994) は、他の研究で測定されたメディアン値を基準値にし、会計利益

の変化がその±2%内に入るか入らないかという任意の値で判定を行っている。ここではそのような基準値がないので、単純に業績順 (ΔERN_{it}) にサンプルを並べ替え、上位10%と下位10%を極端な業績をあげたケースととらえる。それ以外のケースは、ノーマルな業績をあげたケースと仮定している⁶⁾。

極端な業績の変化とノーマルな業績の変化との間に、係数の食い違いが生じるかどうかを調べるために、(2)式と同様に、次のようなダミー変数を(1)式に組み入れる⁷⁾。

$$\begin{aligned} \Delta COMP_{it} = & a_1 + a_2 UppDUM_{it} + a_3 LowDUM_{it} \\ & + \beta_1 \Delta ERN_{it} + \beta_2 \Delta ERN_{it} \times UppDUM_{it} + \\ & \beta_3 \Delta ERN_{it} \times LowDUM_{it} + \beta_4 \Delta P_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

*LowDUM*には、極端に業績の悪いケースに属するサンプルには1、それ以外には0を当てる。他方、業績の極端に良いケースとノーマルな業績のケースの対比では、*UppDUM*というダミー変数が用いられる。これには、極端に業績が良いケースには1、それ以外には0が割り当てられる⁸⁾。

4. サンプル選択と基本統計量

4.1 サンプル選択

サンプルは、以下の4つの要件をすべて満たす企業と年度から構成される。調査対象年は1986年3月期から1999年3月期の期間である。

- 1) わが国の全国証券取引所のいずれかに上場する企業(ただし、銀行・証券・保険業を除く)
- 2) 3月決算企業で、決算月数が12ヶ月あること。
- 3) 上述の変数に用いられる各年の単独決算の財務データと株価データがすべて入手可能で

あること。財務データは『日経NEEDS企業財務データ』からダウンロードし、株価データは『株価CD-ROM2002』(東洋経済新報社)から抽出した。

- 4) 役員報酬がゼロでないこと。ゼロあるいは非開示の場合はサンプルから除外される。

これらの4つの要件を満たすサンプルから、実証分析における異常値(outliers)の影響を除去するために、年度ごとに各変数について1パーセント以下と99パーセント以上のサンプルを削除している。最終的に、16,349企業・年の観測値を得た。

4.2 基本統計

表1のパネルAには、全サンプルの基本統計量が示されている。パネルBには前述で分割したグループごとの $\Delta COMP$ 、 ΔERN および ΔP について平均値とメディアンを表示した。会計利益には経常利益が使用されている。減益グループでは $\Delta COMP$ の平均値とメディアンは負で、増益グループではどちらも正となっている。

次に、極端に業績が悪化したグループ(*Low*)、業績が極端に良好なグループ(*Upp*)、およびそれらの中間にあるノーマルな業績を上げたグループ(*Mid*)についてである。*Low*の $\Delta COMP$ の平均値とメディアン値は負である。*Upp*では正であるが、増益グループの $\Delta COMP$ と同じレベルでしかない。

パネルCには、分析で用いられる変数間の相関係数が掲示されている。説明変数間の相関係数はどれもさほど高くなく、多重共線性の問題を気にするほどのものではないであろう。

表1 モデルに使用される変数の基本統計量

パネルA：各変数の基本統計量								
	平均	標準偏差	メディアン	1st Qrt	3rd Qrt	最小値	最大値	N
$\Delta COMP$	-0.0001	0.0018	0.00001	-0.0004	0.0004	-0.0317	0.0238	16,349
ΔERN	-0.0028	0.0332	-0.0003	-0.0138	0.0092	-0.2628	0.2635	16,349
ΔP	-0.0056	0.3560	-0.0740	-0.2456	0.1539	-0.6818	3.0667	16,349
パネルB：グループごとの変数の平均とメディアン								
グループ	$\Delta COMP$	ΔERN	ΔP	N				
減益	-0.0003 (-0.0001)	-0.0229 (-0.0135)	-0.0941 (-0.14)	8,294				
増益	0.0002 (0.0001)	0.0179 (0.0095)	0.0858 (0.0057)	8,042				
Low	-0.0010 (-0.0005)	-0.0671 (-0.0555)	-0.1594 (-0.20)	1,635				
Mid	0.0000 (0.0000)	-0.0020 (-0.0003)	-0.0176 (-0.08)	13,079				
Upp	0.0002 (0.0002)	0.0546 (0.0439)	0.2448 (0.1667)	1,635				
パネルC：各変数の相関係数								
	$\Delta COMP$	ΔERN	ΔP					
$\Delta COMP$	1.000							
ΔERN	0.164	1.000						
ΔP	0.087	0.289	1.000					

注：カッコ内はメディアン

減益 = $\Delta ERN < 0$ のグループ増益 = $\Delta ERN > 0$ のグループLow = ΔERN の下位10%のグループUpp = ΔERN の上位10%のグループ

Mid = Low と Upp 以外のグループ

5. 実証分析の結果

5.1 増益グループと減益グループの業績報酬関係

経営者報酬は、増益か減益かで異なって反応するかどうかの分析結果は表2に要約されている。 ΔERN がゼロである観測値は含まれていない。ダミー変数が含まれないモデルの推定結果も表示している。 ΔERN は1%水準で統計的に有意にプラスである。 ΔP もプラスで、 t 値が高い。

ダミー変数を含めた式では、 ΔERN の係数は

-0.0023でマイナスであり期待符号と一致していない。 t 値は-1.34と高くない。 $NDUM$ の係数は統計的に有意なマイナス符号であると算出された。当期の経常利益が前期の経常利益を上回らない場合、経営者の富は追加的に消失することが経験的に裏づけられた。

$NDUM$ と ΔERN の交差項は統計的に有意にプラスである。減益グループの場合には ΔERN の傾きは0.0115(=-0.0023+0.0138)でプラスになる。増益の場合よりも減益の場合に傾きが圧倒的にプラスに急勾配になることが解明された。この結果

表2 業績報酬関係に関する回帰分析 (増益グループと減益グループ)

定数項	ΔERN_t	$NDUM_t$	$\frac{\Delta ERN_t \times NDUM_t}{NDUM_t}$	ΔP_t	年度ダミー	adj. R^2	F検定	N
-0.0009 (-9.99)**	0.0071 (7.98)**			0.0003 (5.17)**	yes	0.056	65.86**	16,349
-0.0005 (-5.98)**	-0.0023 (-1.34)	-0.0002 (-5.33)**	0.0138 (6.72)**	0.0003 (5.49)*	yes	0.067	69.54**	16,336

カッコ内はWhiteの標準誤差に基づくt値を掲載している。

* 5%水準で有意 ** 1%水準で有意

はH1と整合的ではない。

減益に陥った場合と増益になった場合に、わが国では、経営者に対して業績評価の非対称性が存在すると考えられる。業績の低迷しているときに経営者は厳しく罰せられるが、好業績のときには同じような報いを受けることができないといえる。この証拠は、Joskow and Rose (1994) や株価ベースの尺度を用いたAng and Constand (1997) とは異なっている。

日本企業の経営者にとって、前年度並みの報告利益を達成することができるか否かは重大である。ただし、経営者全体の報酬額を分析に用いているので、業績悪化企業は役員を減らし、その結果、報酬額を減少させていることもあることに注意しなければならない。

5.2 極端な業績を上げたケースの業績報酬関係

さて、経営者報酬は、極端な業績の変化(良い場合も悪い場合も)とノーマルな業績の変化の間で異なって反応するかどうかを検討する。これに関する結果は表3に示されている。

ΔERN の係数は期待通り0.0128で正であり、有意性水準も十分に高い。 $LowDUM$ の係数はプラスであるが有意ではない。 ΔERN と $LowDUM$ の交差項の係数はマイナスになっているが、統計的に有意ではない⁹⁾。結果的に、 Low のグループ

と Mid のグループの間で、定数項と傾きに違いがないという証拠が得られた。これはH2と首尾一貫する。

単なる減益ではなく、極端にパフォーマンスが落ち込んだ場合にも、経営者報酬はそれに応じて切り下げられる可能性がある。極端に悪化してしまった場合には、取締役会(あるいは代表取締役)が業績に応じて経営者報酬を比例的に減少させることに乗り気ではないであろう。ところが、そのような考えを支持する実証結果は得られなかった。先述の減益のケースと同様に、業績悪化に対する評価はかなり厳しい。

$UppDUM$ の係数は有意にプラスで、業績の著しい向上が経営者報酬を追加的に増加させている。 $\Delta ERN \times UppDUM$ の係数は負で有意であり、業績が極端に良好なケースの傾きは負であることを示唆する。日本企業において、著しい会計利益の上昇に対して経営者報酬が比例的に増加するような仕組みは確立されていない。それゆえに、H2は支持されない。

とは言うものの、大幅な業績アップにおいてマイナスの業績報酬関係が観察されることに関しては2つの解釈が可能である。第1に、日本の場合、役員報酬の支給額には株主総会の決議による上限(枠)が設定されているので、無制限の報酬の増加はありえない。第2に、税制上の問題である。役員報酬は損金算入が認められているけれども、

表3 業績報酬関係に関する回帰分析（極端に大きい会計利益の変化）

定数項	ΔERN_{t-1}	$LowDUM_{t-1}$	$UppDUM_{t-1}$	$\frac{\Delta ERN_t}{LowDUM_t} \times$	$\frac{\Delta ERN_t}{UppDUM_t} \times$	ΔP_t	年度 ダミー	adj, R ²	F検定	N
-0.0011 (-8.24)**	0.0128 (10.31)**	0.00004 (0.25)	0.0007 (4.56)**	-0.0004 (-6.78)**	-0.0233 (4.85)**	0.0003	yes	0.071	66.38**	16,349

カッコ内はWhiteの標準誤差に基づくt値を掲載している。

** 1%水準で有意

不相当に高額な部分については損金算入が禁止されている。たとえ業績と連動しているとしても、企業の税負担を膨らせてまで、公式通りに報酬額が引き上げられるとは考えにくい¹⁰⁾。

6. おわりに

本研究では、経営者報酬と会計利益の間に統計的に有意なプラスの関連性があるという実証結果を受けて、経営者報酬と会計利益の関係がどの局面でも安定的であるかどうかという経験的な検証を試みた。その結果、次の2点について、経営者報酬と会計利益の直線関係は維持されず、経営者に対するパフォーマンス評価に非対称性が存在した。

第1に、増益の場合よりも、減益の場合に、会計利益の変化に対する経営者報酬の反応は鋭くなっていた。第2に、極端に業績が良好な場合に、会計利益の変化に対する経営者報酬の連動性は逆になっていた。

日本では、経営者個人への報酬の配分は実質的に取締役会（あるいは代表取締役）で決定される。そのため、お手盛りで報酬が決定されているという印象があり、良好なパフォーマンスには過大な報酬が与えられ、悪いパフォーマンスに対しては報酬の減額が見過ごされると考えられがちである。実証分析の結果はこのような見解に否定的であった。

経営者のパフォーマンス評価は必ずしも対称的ではないという知見が提示されたが、このことが経営者のインセンティブにどのような作用を及ぼすかは興味深い。日本企業のインセンティブ・システムによれば、業績の向上あるいは改善に対する報奨が十分でないので、収益性の高い投資プロジェクトに積極的に取り組んだり、将来の収益改善を図るリストラクチャリングに果敢に立ち向かったりすることは抑制されるおそれがある。採算悪化に対して厳しい罰則を与えるだけでは、活発で旺盛な経営意欲を萎縮させてしまうことになりかねない。

なお分析上、経営者チームの業績評価を把握するために役員全員の現金報酬が調査対象とされた。それゆえに、経営者報酬の増減は業績に対してだけではなく、役員のメンバーが増員・減員していたことに起因するかもしれない。役員数の充実がどのような状況で図られ、役員数のスリム化がどのような状況で実施されていたかは考慮の外にあった。

《注》

- 1) 例えば、日本経済新聞 [2002/10/21；2002/05/18；2002/04/18；2001/04/16] や日経金融新聞 [2002/05/13] のような新聞報道を参照されたい。
- 2) 日本企業に関して経営者全体の報酬額を用いた先行研究としては、Kaplan(1994)、Ang and Constand(1997)、Joh(1999)、首藤(2002)等がある。
- 3) 経営者の報酬は、企業規模との関連性も強いと指摘されて

いる [Kaplan, 1994, Ang and Constand, 1997]。また、企業パフォーマンス以外にも、経営者報酬に影響を及ぼす要因は多数あり、経営者の年齢、在職年数、株式保有構造、取締役会の構成メンバー、およびその他のガバナンスに関連する要因は検討に値するであろう [Core et al, 1999]。これらの要因も取り上げていかなければならないが、この点については今後の課題としたい。

- 4) Joskow and Rose (1994) は、ダミー変数を利用しないで、すべての変数の変化に関する F 検定を行っている。
- 5) 本リサーチでは、株式リターンの業績報酬関係の対称性については触れていない。
- 6) 特定の年度のサンプルが上位10%と下位10%に集中しているとの疑問も残る。そこで年度ごとに業績を並べた上で、同じようなテストを繰り返している。その結果、全体サンプルを順位付けする結果と符号の向きは同じで、有意性水準も満足のものであった。
- 7) なお、どの式でも、年度間で相違する構造変化の特性を取り除くために、年度効果が定数項ダミーとして設定されている。
- 8) 「それ以外」には、ノーマルな業績のサンプルに加えて、業績の極端な不調(良好)のサンプルが含まれる。該当する極端な業績変化を除いて分析を行っても結果は変わらなかった。
- 9) 純利益を分析に用いた場合、 $\Delta ERN \times LowDUM$ の係数はマイナスで有意であった。その他の点については、経常利益の結果と変わらない。
- 10) この制度は税金逃れのための不当な役員報酬の引き上げに歯止めをかける。しかしながら、過大な役員報酬の判定は、業績連動型報酬の普及を阻害するおそれがある [日本経済新聞, 2002/06/07]。過大報酬の判定基準については、味村・品川 (2001) を参照されたい。

《参考文献》

阿萬弘行 (2002) 「株式市場と経営者インセンティブ株価と役

員賞与の計量分析」『日本経済研究』No.45 : 68-85。

岡部孝好 (1994) 『会計報告の理論—日本の会計の探求—』森山書店。

乙政正太 (2003) 「経営者報酬と会計利益の実証的關係」*OCCASIONAL PAPER* (阪南大学) : 1-26

首藤昭信 (2002) 「経営者報酬制度における相対業績評価に関する実証分析」『専修大学会計学研究所報』No.6 : 1-28。

胥 鵬 (1993) 「日本企業における役員賞与と経営者インセンティブ」『日本経済研究』No.24 : 73-96。

味村 治・品川芳宣 (2001) 『役員報酬の法律と実務 (新訂第二版)』商事法務研究会。

Ang, J. S. and R. L. Constand. 1997. Compensation and performance : The case of Japanese managers and directors. *Journal of Multinational Financial Management* 7 : 275-304.

Bushman, R. M. and A. J. Smith. 2001. Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics* 32 : 237-333.

Core, J. E., R. W. Holthasen, and D. F. Larcker. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics* 51 : 371-406.

Crystal, G. S. 1992. *In search of excess : The overcompensation of American executives* (WW Norton & Company) .

Joh, S. W. 1999. Strategic managerial incentive compensation in Japan : Relative performance evaluation and product market collusion, *The Review of Economics and Statistics* 81 : 303-313.

Joskow, P. L. and N. L. Rose. 1994. CEO pay and firm performance : Dynamics, asymmetries, and alternative performance measures. *NBER working paper* 4976.

Kaplan, S. N. 1994. Top executive rewards and firm performance : A comparison of Japan and the United States. *Journal of Political Economy* 102 : 510-546.

White, H. 1980. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48 : 817-838.