

WIAS Discussion Paper No.2014-002

経営方針の周知とカイゼン意識のもたらす企業業績への影響：
進化能力とインセンティブ理論の実証分析

**The Effect of Kaizen Consciousness on Earnings through Employee Understanding of
Corporate Strategy: An Empirical Analysis of Incentive Theory and Evolution Capability**

May 21, 2014

参鍋 篤司（早稲田大学高等研究所）

Atsushi SANNABE
*Waseda Institute for Advanced Study,
Waseda University, Tokyo, Japan*



1-6-1 Nishiwaseda, Shinjuku-ku, Tokyo 169-8050, Japan
Tel: 03-5286-2460 ; Fax: 03-5286-2470

経営方針の周知とカイゼン意識のもたらす企業業績への影響：進化能力とインセンティブ理論の実証分析

早稲田大学高等研究所 参鍋 篤司¹

要約

本稿では、従業員に対する経営方針の周知の度合いを高めることで、従業員の生産性改善への意欲を高め、ひいては個人の生産性（賃金）・企業業績を高める効果のあることを、(社)国際経済労働研究所のマイクロ・データを用いて、two-step GMM 推計により計量的に確かめた。また、その応用として、インセンティブ理論におけるインセンティブ強度についての検討も行い、日本企業に対するインプリケーションについても考察した。

キーワード カイゼン 生産性 経営戦略 企業業績 インセンティブ理論

¹ Corresponding author : Tel.:+81-3-5286-8416 E-mail: sannabe@aoni.waseda.jp

1 はじめに

企業の経営戦略は、少数の人物がただ策定するだけでは、その意味を持ちえない。それは、その企業の従業員がその意味するところを十全に理解し、日々の活動の中に活かされなければならない、そうした浸透の過程を経て、長期的に企業の生産性の向上へと活かされなければならない、経営戦略策定はただのルーティンの仕事の一つとなってしまう(ヴァーミュレン(2013))。

ロバーツ(2005)は、Rotemberg and Saloner(2000), Van Den Steen(2005)等の理論的研究を踏まえ、経営者が経営方針についての明確なビジョンを持つことにより、その従業員はどのような事柄に自分の努力を傾ければ、それが報われるのかについて知ること、考えることができ、従業員を強く動機付けることができるようになること、そして経営戦略はそうした明確な経営方針のビジョンとして機能することを述べている。

また、守島(2004)は、人材マネジメントにおける、個々の従業員の目標と企業全体の経営戦略・目標との整合性を図ることの重要性を強調している。

そうした論理は、特に日本企業において重要である。楠木(2010)では、以下の様に、経営戦略が従業員一人一人に理解され、共有されることの重要性を述べている。

「欧米の会社が機能分化の論理で割り切れる組織であるのに対して、もし日本の会社が傾向として機能のインプットよりも価値のアウトプットに人々のアイデンティティがあるような組織になっているとしたら、戦略をつくる立場にあるリーダーのみならず、戦略ストーリーを組織の人々で広く共有することの必要性や効果が日本の会社ではずっと大きくなるはずで(中略)トップがストーリーを構想するだけでなく、そのストーリーが組織の人々で丸ごと共有されていることが重要な意味を持ってきます。(楠木,2010,p.p.62-64)」

こうした議論は、人的資源管理論的な文脈から言い換えれば、日本の企業では基本的に職能給と生活給から賃金の基本は構成されており(今野・佐藤(2009))、欧米企業でスタンダードな職務給的な制度と対照的である、ということになる。職能給的な制度の下では各自の仕事分担は明確になっておらず、すり合わせが必要な生産や開発、というやり方と整合的、制度補完的である。いわば、協働が仕事においてきわめて重要である時、構成員の多くが共通の目標や戦略を共有することがより重要となる。目標や価値観が異なる人々との協働の難しさは、経験的にも明らかであろう。

本稿で行う計量分析においては、従業員に対して行ったアンケートデータを用いて、経営方針を従業員がどの程度共有することができるのか計測する。具体的には、以下の二つの質問、

「従業員は会社の経営方針などを十分に知っている」(以後、この質問に対する回答を「周知の程度1」と呼ぶ)

「従業員は会社の経営方針によく従っている」（以後、この質問に対する回答を周知の程度2と呼ぶ）

に対して、1. まったくそう思わない、2. そう思わない、3. どちらでもない、4. そう思う、5. まったくそう思う という五段階の回答を用い、経営方針、経営戦略の周知の程度としている。

経営方針の周知が十全に為されているとして、それが直接に、企業の業績向上、競争能力の構築をもたらしてくれるわけではない。それは、個々の従業員がそれを日々の生産性向上へ向けた努力、思考態度へとつなげてこそ、はじめて意味を持つ（三枝・伊丹,2008）。

経営方針の周知と、それが従業員へもたらす動機づけの関係としては、藤本（2013）が紹介している事例が理解の役に立つ。コンビニにあるような低速コピー機の製造については、コスト的な競争では中国に勝つことはできない。そこで耐用年数のきたコピー機をリサイクルし、リードタイム勝負に持ち込むという戦略が有用である、とする事例である：

「確かに「コストが安い方が勝ち」というだけがゲームのルールなら、日本の高コスト現場はなかなか勝てませんが、ビジネスモデルを工夫してリードタイム勝負や品質勝負にルールを変えれば、国内工場にも勝機が出てくる（p.p. 19）」

こうした戦略が従業員の意識に浸透すればするほど、勝ち目のないコスト削減競争に対して向けられていた従業員の生産性向上へ向けた努力は一転して、明確な方向性が示されることにより、強く喚起されるはずである。三枝・伊丹（2008）は、三枝の他の著作について紹介しつつ、多くのそのような事例について自身の経験を踏まえて紹介している。

本稿では、こうした従業員の生産性向上へ向けた努力を、以下の様な質問、

「(私は) 日常的に生産や経営の効率を考えるように心がけている」

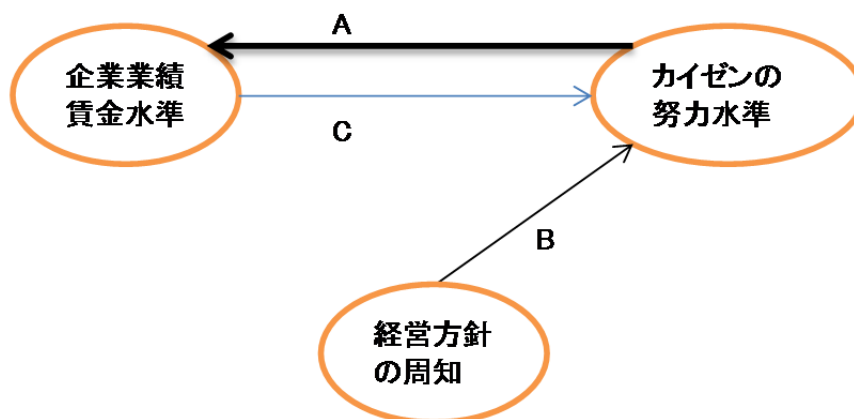
に対する、1. まったくそう思わない、2. そう思わない、3. どちらでもない、4. そう思う、5. まったくそう思う という五段階の回答を用いて測ることとする（以下、努力水準と呼ぶ）。

この努力水準の指標は、従業員が日々の労働の中で、生産性の **incremental** な上昇（カイゼン）を考え、行動しているかを主に問うものである。こうした努力の継続は能力構築（藤本（2013））という **Resource Based View** 的な観点からは有効なものとなりうるが、**Christensen（1997）** や **March(1991)** といった、「知の深化と探索」（入山（2012））の関係性において、深化を企業が重要視し、探索がなおざりになるというリスクも存在していることに注意が必要であろう。しかし、藤本（2013）は、能力構築が十分に進んでいれば、生産物の変更に対しても適応できることを指摘していることから、こうした生産性改善のための努力水準について考察することは普遍的な意味を持ち、藤本（1997）の指摘する、企業の進

化能力の実体は、普段の「心構え」である、ということを踏まえれば、非常に重要な変数であることが理解される。

ここで本稿での分析の枠組みを示したものが、図1である。

図1 本稿における因果関係



経営方針の周知は従業員の努力を高め、努力水準の高まりは個々の生産性を高める。しかしその一方で、周知はあくまで周知であり、それが従業員の努力水準の向上をもたらして初めて成果へとつながるのであって、周知の程度が生産性向上へ直接的な影響を及ぼしているわけではない。このポイントは、後の計量分析において、周知の程度が努力水準の操作変数として機能するための重要な前提となる。矢印Aは、努力水準が高まると、企業の業績・個人の賃金水準が上昇することを示しており、本来推計したい因果効果である。

これを推計するためには、基本的に企業業績・賃金を被説明変数とし、努力水準を説明変数とする重回帰分析を行えばよいが、この推計には明らかに内生性の問題がある。即ち、矢印Cの影響のあることが問題である。内生性の問題は、観測誤差の問題を除けば、大きく分けて二つの問題からなる。第一には、同時性の問題である。即ち、企業業績・賃金が高ければ、それにより、各個人の努力水準が高まる、という逆の因果性のある可能性である。第二には、除外変数の問題である。企業業績・賃金を高めると同時に、従業員の努力水準を高める、という観察されない変数がある場合がこれにあたり、例えば経営者のカリスマ性の高さなどがこれに該当するだろう。

この内生性の問題をコントロールしない限り、矢印Aの存在を示すことはできない。本項では、経営方針の周知の程度を操作変数として、努力水準が高まることで、企業業績・賃金を高める、という因果性のあることを示す。

2 データ

本稿で用いるデータは、1990年から現在に至るまで社団法人国際経済労働研究所が行なっている「労働組合員総合意識調査」に参加した日本全国の大手上場企業 61 社のものである。

実際に使用したのは 1990 年から 2004 年までのものであり、当該機関内に複数回調査が行われている企業もあるが、分析では最新の調査のもののみを用いている。

その結果、最大約 9 万人の組合員（ただし、正規従業員に限定）のデータが得られた。調査票は各労働組合を通して配布・回収された。また、本社のみならず各支社・工場の組合員のデータも収集されている。なお、全組合員を調査対象にした組合もあるが、無作為標本抽出によって一部の組合員のみが調査対象になった組合もある。

記述統計量は、表 1 にまとめられている。表 1 から、周知の程度 1 について、かなりの割合の人は、他の従業員がそれほどは経営方針についてそれほどよく知っていない、と考えていることがわかる（平均値 2.73）。一方、周知の程度 2 の値から、従業員はそれほど方針については知らないけれども、それに従ってはいる、と考えている様子がわかる。周知の程度 1, 2 の値、特に周知の程度 1 の値が低いことから、日本企業はこの点についての改良の余地はかなり大きいと考えられる。

表 1 記述統計表

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
年間賃金(単位:万円)	92214	522.89	206.23	150	1050
log(年間賃金)	92214	15.38	0.43	14.22	16.17
一か月平均残業時間	92214	22.38	19.42	5	85
女性	92214	0.23	0.42	0	1
結婚	92214	0.57	0.49	0	1
子供	92214	0.46	0.50	0	1
年齢	92214	34.64	9.95	15	69
中卒	92214	0.07	0.26	0	1
高卒	92214	0.47	0.50	0	1
専修学校卒	92214	0.02	0.15	0	1
短大・高専卒	92214	0.10	0.30	0	1
大卒	92214	0.26	0.44	0	1
大院卒	92214	0.06	0.25	0	1
営業・販売・サービス	92214	0.13	0.34	0	1
専門・技術・研究	92214	0.29	0.45	0	1
事務(管理部門含む)	92214	0.23	0.42	0	1
技能・現業	92214	0.35	0.48	0	1
対数従業員数	92214	9.06	1.04	6.86	12.46
営業利益率(%)	75323	0.06	0.05	-0.02	0.18
経常利益率(%)	75323	0.06	0.05	-0.02	0.19
負債比率(%)	75323	0.51	0.20	0.13	0.98
外国人持ち株率(%)	73933	0.19	0.17	0.00	0.46
努力水準	88981	3.75	1.00	1	5
周知の程度1	92154	2.73	0.99	1	5
周知の程度2	92140	3.25	0.93	1	5
自律性	92146	6.69	1.92	2	10
仕事結果の明確性	92170	2.99	1.14	1	5

3 計量分析 1

本節では、「経営方針の周知を高めることで、努力水準を高めることができる」ことを検証するために、計量分析を行う。即ち、先ほどの図 1 における、矢印 B の存在を確かめるため、以下の式 (1) について回帰分析を行う。

$$Effort_i = Z_i \gamma_i + \epsilon_i \quad (1)$$

被説明変数(Effort)は、努力水準である。説明変数 Z は周知の程度 1、周知の程度 2、あるいはそれらを足し合わせたものを示す操作変数を含む、説明変数である。その他のコントロール変数としての説明変数は、以下からなる：一か月あたり平均の残業時間、女性ダミー、結婚ダミー、子供有ダミー、年齢、年齢の二乗、教育水準ダミー、職種ダミー、従業員数、産業ダミーである。

式（１）について、回帰分析を行った結果が、表２である。

表２ 努力水準へ及ぼす周知の程度の影響

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	努力水準				
手法	OLS				orderd-logit
周知の程度1	0.124*** (0.00694)		0.0914*** (0.00749)		
周知の程度2		0.123*** (0.00500)	0.0814*** (0.00489)		
程度1+程度2				0.0866*** (0.00348)	0.170*** (0.00698)
残業時間	0.00163** (0.000774)	0.00148* (0.000813)	0.00162** (0.000774)	0.00162** (0.000778)	0.00345** (0.00160)
女性	-0.236*** (0.0224)	-0.245*** (0.0230)	-0.240*** (0.0220)	-0.240*** (0.0222)	-0.478*** (0.0453)
結婚	0.100*** (0.0117)	0.102*** (0.0114)	0.0995*** (0.0112)	0.0996*** (0.0112)	0.206*** (0.0221)
子供	0.0240** (0.0119)	0.0268** (0.0120)	0.0252** (0.0119)	0.0253** (0.0119)	0.0514** (0.0254)
年齢	0.0650*** (0.00724)	0.0664*** (0.00741)	0.0652*** (0.00709)	0.0653*** (0.00713)	0.119*** (0.0135)
年齢二乗	-0.000652*** (9.27e-05)	-0.000668*** (9.47e-05)	-0.000660*** (9.08e-05)	-0.000661*** (9.13e-05)	-0.00117*** (0.000178)
中卒	0.00912 (0.0185)	0.00367 (0.0200)	0.00527 (0.0187)	0.00504 (0.0188)	0.0232 (0.0387)
専修学校卒	0.0209 (0.0217)	0.0241 (0.0219)	0.0232 (0.0217)	0.0233 (0.0218)	0.0622 (0.0433)
短大・高専卒	0.0473*** (0.0172)	0.0484*** (0.0173)	0.0458*** (0.0170)	0.0459*** (0.0170)	0.102*** (0.0318)
大卒	0.155*** (0.0170)	0.154*** (0.0161)	0.153*** (0.0167)	0.153*** (0.0166)	0.332*** (0.0325)
大院卒	0.179*** (0.0318)	0.180*** (0.0313)	0.177*** (0.0322)	0.177*** (0.0322)	0.377*** (0.0620)
専門・技術・研究	-0.103*** (0.0269)	-0.118*** (0.0273)	-0.103*** (0.0262)	-0.104*** (0.0265)	-0.195*** (0.0517)
事務(管理部門含む)	-0.0241 (0.0306)	-0.0340 (0.0298)	-0.0232 (0.0304)	-0.0235 (0.0303)	-0.0167 (0.0621)
技能・現業	-0.0370 (0.0302)	-0.0642** (0.0295)	-0.0451 (0.0299)	-0.0462 (0.0301)	-0.0833 (0.0611)
対数従業員数	-0.0141 (0.0217)	-0.0218 (0.0238)	-0.0178 (0.0215)	-0.0182 (0.0217)	-0.0325 (0.0408)
Observations	83,351	83,338	83,337	83,337	83,337
R-squared	0.100	0.098	0.105	0.105	0.0416

Robust standard errors in parentheses: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

定数項、cut-off points、産業ダミーの効果は省略した

列（１）は周知の程度１だけを用いた推定結果であり、列（２）は周知の程度２だけを、列（３）は周知の程度１，２を同時に加えたもの、そして列（４）は、周知の程度１，２を足し合わせたものを説明変数として用いている。なお、周知の程度１，２のクロンバックの α は0.6015であった。列（１）から列（４）についてはOLSによる推計結果を、列（５）は、列（４）についてのOrdered Logitによる分析結果を示している。

その結果として、すべてのケースにおいて、周知の程度は、努力水準に対して、有意水準1%以下で正の効果をもたらしていることがわかる。なお、除外操作変数に関するF値は160以上の値となっており、そのp値は0.01%以下である。このことにより、以後の操作変

数を用いた分析において、いわゆる weak instruments の問題(Bound, Jaeger, and Baker, 1995 ; Murray, 2006)を回避することのできる公算の高いことを示している。

なお、標準誤差は、企業単位をクラスターとしたクラスター・ロバストなものを計算している。これは、企業ごとに存在する fixed effect (例えば、カリスマ性の高い経営者の存在、ポジショニング戦略の良さ (Porter,1998)、等々) をコントロールするうえで、重要である。

4 計量分析 2

次に、「努力水準の高まりが、賃金水準の上昇をもたらす」ことを示す。即ち、図 1 における矢印 A の存在を示す。推計手法としてはクラスター・ロバストな 2SLS に加えて、基本的には two-step GMM 推計を行う¹⁾。

推計する式は、以下の式 (2) である。

$$\ln(\text{wage}) = X_i\theta + u_i \quad (2)$$

被説明変数は、年間賃金であり、説明変数は、先ほどの式 (1) における操作変数を除き、努力水準を加えたものである。式 (2) について、GMM 推計を行う場合、moment condition は、以下の式 (3)

$$E[Z_i'(\ln(\text{wage}_i) - X_i\theta)] = 0 \quad (3)$$

で表される。本稿では、操作変数が周知の程度 1 と周知の程度 2 の二つを用いる場合、過剰識別のケースに該当する。Hansen(1982)が示したこのような場合における一致性を持つ推定量は、以下の式 (4) によって表される。

$$\hat{\theta}^{GMM} = \left((X'Z) \cdot (\hat{\Lambda})^{-1} \cdot (Z'X) \right)^{-1} (X'Z) \cdot (\hat{\Lambda})^{-1} \cdot Z' \cdot \ln(\text{wage}) \quad (4)$$

この時、 $\Lambda = E(Z_i'u_iu_i'Z_i)$ である。もしこのとき、誤差項における homoskedasticity が成り立ち、serial correlation もない、という状況にあるのならば、 $\Lambda = \sigma_u^2 E(Z_i'Z_i)$ と書け、それはすなわち、GMM 推定量は 2SLS 推定量と一致する。しかし同一企業に属する従業員の間で serial correlation がない、と仮定することには無理がある。例えば、やる気のない従業員は他の従業員のやる気を下げるなどの peer effect が存在する可能性がある。また、homoskedasticity を仮定するに相当な根拠も見当たらない。従って、本稿におけるような場

合、two-step GMM 推計量は、2SLS に比べて、より効率性の高い一致推定量が得られることになる。また、先ほどと同じように企業単位の Fixed Effect を考慮するため、企業単位をクラスターとした、クラスター・ロバストな標準誤差を用いている。その結果は、表 3 に示されている。

表3 努力水準の賃金水準への影響(個人単位)

	(1)	(2)	(3)
被説明変数		log(賃金)	
手法	OLS	2SLS	GMM
努力水準	0.0154*** (0.00238)	0.0551*** (0.0195)	0.0441** (0.0174)
Observations	83,406	83,337	83,337
R-squared	0.707	0.700	0.703

Robust standard errors in parentheses: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
紙幅の都合により、努力水準以外の説明変数についての結果は省略した

列(1)はOLS、(2)は2SLS、(3)はtwo-step GMMによる結果を示したものである。

OLSに比べて、操作変数を用いた分析の方が、努力水準がより強く賃金を増加させる効果のあることが見て取れる。これは、やはり内生性の問題のあることを示唆していると考えられる。藤本(2013)が紹介している事例では、仕事がなく稼働率が低いような状態(賃金が低くなるような状態)において一層、改善活動の強化や作業標準の改定など、生産性改善(努力水準の上昇)に向けた取り組みを行っている企業の例が報告されている。このような場合、同時性の問題は深刻なものとなるので、通常のOLS推計では、努力水準の影響はかなり過小に評価されることになる。操作変数を用いた分析では、こうした努力水準の影響はOLSの推計値と比べて3倍ほど大きくなっていることがわかる。OLS推定では、その係数値は0.015、即ち努力水準の値を1上げると、賃金が1.5%上昇することを示すが、GMM推定では4.5%程賃金を上昇させることがわかる。本稿で用いたデータは主に1990年代に採取されたものであるので、成果主義的賃金制度の導入が進んだ現在では、この数値はより大きくなっている可能性もあると言えよう。

周知の程度1「従業員は会社の経営方針などを十分に知っている」が、ただ単に知っていることに関する変数であり、適切な操作変数であるとして、周知の程度2「従業員は会社の経営方針によく従っている」は、知っているのみならず、具体的な行動に関する評価も含んでおり、そうした具体的な行動は賃金と若干の相関を持つ可能性がある。そうした問題については過剰識別制約検定(Hansen J statisticによる検定)を行う必要がある。結果、その

p 値は 20%程となっており、操作変数としての適格性について問題はないと判断できるだろう。即ち、統計上、操作変数は被説明変数と相関はないものと考えることができる。

5 企業単位の推計

前節で行った、個人単位の計量分析を、企業単位で行う。つまり、先ほど個人単位で用いた変数について、それぞれ企業別の平均値を計算し、それを変数として用いた計算を行う²⁾。ここでは被説明変数を、企業ごとに賃金の平均値を計算しそれに log をとったもの (列 (1) (2))、営業利益率 (列 (3) 列 (4))、経常利益率 (列 (5) 列 (6)) の三種類とし、OLS 推計と GMM 推計を行った。結果は、表 4 に示されている³⁾。

表4 努力水準の及ぼす、賃金、営業利益率、経常利益率(企業単位)

被説明変数 手法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	log(賃金)		営業利益率		経常利益率	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
努力水準	0.0401 (0.151)	0.651** (0.271)	-0.0305 (0.0669)	0.314** (0.145)	-0.0174 (0.0612)	0.276** (0.129)
Observations	56	56	46	46	46	46
R-squared	0.843		0.318		0.466	

Robust standard errors in parentheses: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

紙幅の都合により、努力水準以外の説明変数についての結果は省略した

列 (2) の推計結果での、努力水準の上昇がもたらす賃金上昇の効果は、個人単位のものより大きいといえるだろう。個人単位の場合、努力水準の標準偏差は約 1 であり、企業単位での努力水準の標準偏差は 0.16 である。それぞれ係数値と掛け合わせると、個人単位の場合は先ほど述べたように 4.5%程であるが、企業単位では 10%ほどとなる。努力水準を個人単位で高めることも重要であるが、企業単位で平均的にそれを上昇させることが、協働の重要な日本企業においてより重要であり、効果も大きくなることを示していると考えられる。また、個々の従業員の意識改革がもたらす効果だけでなく、他の従業員も経営方針を知っている、と考えることができることが重要であることを示すと解釈することもできよう。もし、他の従業員が経営方針をよく把握していないならば、もし自分が経営方針をよく知っていても、経営方針に応じた努力をすることが同僚、上司等によって評価される確率が低下するからである⁴⁾。

また、営業利益率、経常利益率に及ぼす、努力水準の影響もまた、有意な数値を示している。通常の OLS 推計では、前述したような内生性の問題によりその効果は非有意であるが、操作変数を用いた推計では、有意にプラスとなっている。努力水準の平均値が 0.16 ポイ

ント上昇すると、営業利益率、経常利益率は4－5%程度上昇することがわかる。

6 インセンティブ強度 β の推計とその決定要因

個人単位での推計においては、式(2)の推計は、努力水準の賃金へ及ぼす影響は、各企業で共通であることを仮定していた。この節では、企業ごとにその係数値が異なる場合において、その係数値の大きさがどのような要因により異なるのか、インセンティブ理論の試論的な分析を行う。なお、以下におけるインセンティブ理論は、ミルグロム・ロバーツ(1997)に基づいている。

先の式(2)を、以下の式(5)の様に表現しなおす。

$$\ln(\text{wage}) = \beta \cdot \text{effort} + W_y + \varepsilon \quad (5)$$

説明変数 w は式(2)における X から、努力水準を除いたものである。この式(5)を、企業別に OLS 推計する⁵⁾。そこで推計された企業別の β は、インセンティブ理論におけるインセンティブ強度に対応する proxy 変数として機能すると想定できよう。

報酬ルールが以下の式(6)の様に線型関数の形で書けるとすると、

$$w = \alpha + \beta(\text{effort} + x) \quad (6)$$

w は賃金、 α は基本給部分、 effort は企業側(プリンシパル)からは観察されない努力水準を示し、 x は effort の水準についての情報を提供する、観察された要因である。

このとき、企業側が設定するべき β の値は、以下の式(7)により表される(インセンティブ強度原理、ミルグロム・ロバーツ,1997)⁶⁾。

$$\beta = \frac{P'(\text{effort})}{[1+rVC''(\text{effort})]} \quad (7)$$

$P'(\text{effort})$ は、努力水準を増加させた場合の利潤の変化である。本稿における、前節での推計がこれにあたり、これは各企業において共通(即ち、定数)であると仮定する。 r はエージェント(各従業員)の絶対的リスク回避度を表す。リスク回避度が高いほど、インセンティブ強度は弱められなければならない。 V は業績指標の正確さを表している。業績を正確

に測ることができなければできないほど（ V の値、即ち分散値が高いほど）、インセンティブ強度は弱められなければならない。 $C''(\text{effort})$ の逆数は、インセンティブに対する努力水準の反応の強さである。この要因についての直観的な解釈について、ミルグロム・ロバーツ（1997）は、以下の様に述べている：

「インセンティブ強度原理は、エージェントにとってインセンティブへの対応が十分可能な場合に、インセンティブを最大に与えるよう主張している。一般的には、このような状況は、仕事のペースや用具、方法など、作業上の多くの側面について従業員に自由裁量が認められている場合である。広く自由裁量を認められている従業員に強いインセンティブが与えられたならば、業績を改善する画期的な方法が発見されて、利潤の著しい増大に結びつくかもしれない。」

即ち、仕事における自由裁量の度合い（Autonomy）が大きいほど、インセンティブ強度を強めることが最適となる。

そこで、企業別に推計した β の値を被説明変数として回帰分析を行った。リスク回避度としては、企業規模、子供を持つ従業員の比率を用いている。業績指標の正確さを図るものとして、「自分の仕事の成果は一目で明らかである」（仕事結果の明確性）という質問に対する、1. まったくそう思わない、2. そう思わない、3. どちらでもない、4. そう思う、5. まったくそう思う という五段階の回答について、企業別の平均値を計算し、それを仕事結果の明確性の指標として用いる。また、従業員における営業職の仕事をする者の割合も併せて用いる。他の職種と比べて、結果が相対的に測りやすいと考えられるからである。最後に、仕事を進めるうえでの自律性の高さであるが、これについては以下の二つの質問：「自分の立てたプランやスケジュール通りに仕事進めることが認められている」「仕事の手順や方法は自分の判断に任されている」に対する、1. まったくそう思わない、2. そう思わない、3. どちらでもない、4. そう思う、5. まったくそう思う という五段階の回答について、企業別の平均値を計算し、それを足し合わせ（クロンバックの α は0.86）、自律性の指標として用いる。

また、斉藤・菊谷・野田（2011）によれば、外国人株主比率、負債比率、平均年齢、企業利益水準、労働組合の存在が、成果主義導入についてのコーポレート・ガバナンス要因であることが指摘されている。そこで、外国人株主比率、負債比率、平均年齢、企業利益水準（営業利益率、経常利益率）を説明変数として加えることとする。

その結果は、表5に示されている。

表5 β を被説明変数とする回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	β	有意 β	有意 β	有意 β
手法	OLS	OLS	Tobit	Tobit
自律性	-0.00471 (0.00602)	-0.0109 (0.00713)	-0.00740 (0.00924)	-0.0154 (0.0100)
結果の明確性	-0.00244 (0.0134)	-0.0195 (0.0165)	-0.0306 (0.0250)	-0.0259 (0.0229)
負債比率	-0.00451 (0.0131)	-0.00790 (0.0160)	-0.0141 (0.0286)	0.00121 (0.0323)
外国人持ち株比率	0.00765 (0.0220)	-0.00239 (0.0225)	0.0262 (0.0400)	0.0355 (0.0417)
営業利益率	-0.110*** (0.0335)	-0.0991*** (0.0354)	-0.233*** (0.0658)	-0.288*** (0.0673)
残業時間	0.000176 (0.000271)	-4.04e-05 (0.000247)	-0.000104 (0.000353)	-0.000492 (0.000305)
子供を持つ率	-0.0182 (0.0189)	-0.00975 (0.0249)	-0.0109 (0.0460)	0.0165 (0.0312)
年齢	0.00129 (0.000775)	0.00167* (0.000930)	0.00335** (0.00158)	
大卒	0.0113 (0.0170)	0.0317 (0.0205)	0.0270 (0.0300)	0.0249 (0.0288)
営業職	0.0288 (0.0209)	0.0415** (0.0184)	0.0479* (0.0255)	0.0410* (0.0231)
対数従業員数	0.00327 (0.00216)	0.00487* (0.00266)	0.00855** (0.00405)	0.00457 (0.00431)
賃金				1.00e-08** (4.25e-09)
定数	-0.0259 (0.0495)	0.0272 (0.0559)	-0.0610 (0.0838)	0.0662 (0.0723)
sigma			0.0126*** (0.00217)	0.0121*** (0.00219)
Observations	45	45	45	45
R-squared	0.568	0.570		

Robust standard errors in parentheses: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

産業ダミーの効果は省略した

列(1)は推計された β を被説明変数としてOLSを行っている。列(2)は、推計された β が5%水準で有意であった場合のみ、 β の係数値を用い、有意でない場合は0とした場合である。列(3)では、列(2)で用いた β について、Tobit推計した結果である。結果として、営業職の割合が高い企業では β が高くなっており、こうした点は理論的、直感的に整合的である。

しかし、自律性や、結果の明確性は有意な影響を持っていない。

ここで、被説明変数である β の持つ意味について再び検討すると、 β はインセンティブ理論におけるインセンティブ強度のプロキシであると解釈できると同時に、それを離れてみれば、「個々の従業員の努力が平均的に見てどれくらい報われるのか」、ということを示した指標であるとも解釈できる。つまり、一部の従業員の努力だけが生産性の上昇に貢献したり、

あるいは賃金として反映されたり、という企業では、この β の値はかなり小さく、非有意になりやすい。一方、広く、多くの従業員の努力が生産性の上昇に貢献し、各自の賃金に反映される、協働の重要性が高い企業では、この β の値は高く、有意になりやすい。

そのように考えれば、個人が個人として仕事を自律的に進めていくことのできること（自律性）、個人の仕事の結果が明確であること（結果の明確性）、といった個人における仕事の切り分けが進んでいる状態と、協働の重要性の高い状態とは整合的でなくなり、正の相関を持つ確率は下がる。

インセンティブを強めるときに、従業員の努力水準を高めるためには、自律性を高めることが必要（大竹・唐渡（2003）、玄田・神林・篠崎（2001））である。これはまた、内発的動機付けの理論（Deci and Ryan, 1991）の観点から見ても、自律性は大変重要である。個人の評価を前提とした成果主義賃金制度を導入するときには、個人の自律性や仕事範囲の切り分けが必要となることが理論的な観点から要請されるが、これらの要素を高めることは、協働の効率的な運用と対立するものである以上⁷⁾、日本企業における成果主義的賃金制度の運用に納得が生まれにくかったのも、こうした背景があると考えられよう。

なお、結果の明確性については、仕事の結果は明確である場合、一般職を中心とした比較的単純な仕事が多くなると考えられる。通常成果主義的な人事制度は管理職等から導入が進められるので、こうした効果が出ているとも考えられる。

また、列（2）、（3）では対数従業員数の係数が有意に正となっている。解釈として考えられるのは、規模の大きい企業では、賃金水準が高く、リスク許容度が高くなるからだと解釈できる。この点について確かめるために、平均賃金に対数をとったものを説明変数として加えた結果が列（4）であり、対数従業員数の係数は非有意となり、対数賃金の係数は有意に正となり、上述の解釈の妥当性を示すものとみられる⁸⁾。

また、利益水準が有意に負となっていることは、斉藤・菊谷・野田（2011）の結果と整合的である。しかしほかのコーポレート・ガバナンス指標の影響は有意でなかった。

7 結語

本稿では、経営方針（経営戦略）の周知を高めることで、従業員の生産性改善への意欲（日頃の心構え）を高め、ひいては個人の生産性（賃金）、企業業績を高める効果のあることを計量的に確かめた。経営方針の周知の程度は、記述統計で見たように、平均的に言って、日本企業ではかなり低いレベルにとどまっており、改良の余地は大きいと言えよう。

経営方針の周知を図ることで、従業員は何に努力を傾注すればよいかわかり、それは言い換えれば何をしない方がよいのか、という情報にもつながっている。

今後の方向性として、周知の程度は、どのようにすれば高まっているのか、どのような組織で高まるのか、といった事柄について計量的なエビデンスを基に検討することであろう。周知のために有効な手段について、研究の蓄積が必要になるだろう。

また、内発的動機付けを形成する極めて重要な要素である、仕事の自律性を、「すり合わせ」を基盤的競争能力の基盤とする日本企業の中でどう形成、発展させていくのか、といったことも今後の研究課題としていきたい。

注

- 1) 以下の GMM に関する議論は、Wooldridge(2002)を基にしている。
- 2) 企業単位での回帰分析は十分なサンプル数が確保できないので、その結果の信頼性には一定の留保が必要であることを述べておきたい。
- 3) 企業単位での GMM 推計においては、操作変数として周知の程度 1 と周知の程度 2 を足し合わせたものを用いている。これは内生変数に対する **relevance** を確保するためである。
- 4) 従って、自分が生産性の改善を考えていることが、賃金上昇につながる効果は、その人の職場の他の人々が経営方針をよく知っているかどうかにより、その効果が異なる可能性も示唆する。こうした問題では、追加的に、単調性の仮定 (Imbens and Angrist(1994)) を置くことで、努力の効果の仮想的な局所的効果 (Local Average Treatment Effect) を推計することができるが、そうした仮定の正当性の吟味は本稿での趣旨とは外れるのでこれ以上検討しない。
- 5) GMM 推計を行うには、企業ごとの従業員数の数が十分ではないために、OLS 推計を行った。
- 6) 導出についての詳細は、よく知られた結果であり、紙幅の都合により割愛する。詳細はミルグロム・ロバーツ (1997) を参照されたい。
- 7) ただし、他者との関係性と自律性は常に相反するものであるとは限らないことに注意は必要であろう (Deci and Ryan,1991)。
- 8) 対数賃金水準と平均年齢を同時に入れるとマルチコが発生するために年齢を除いた結果を示している。

参考文献

Bound, J., Jaeger, David A., and Baker, Regina M. 1995. "Problems With Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak," *Journal of the American Statistical Association* 90(430) : 443-450.

- Christensen, Clayton M. 1997. *The Innovator's Dilemma: When New Technologies Cause Great Firms to Fail*. New York: Harvard Business School Press.
- Deci, Edward L. and Ryan, Richard M. 1991. "A motivational approach to self-Integration in personality," *Nebraska symposium on motivation: Perspectives on motivation* 38: 237-288
- Hansen, Lars P. 1982. "Large sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50(4):1029-1054.
- Imbens, Guido W. and Angrist, Joshua D. 1994. "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects," *Econometrica* 62(2): 467-475.
- March, James G. 1991. "Exploration and Exploitation in Organizational Learning," *Organization Science* 2(1) : 71-87.
- Milgrom, Paul and Roberts, John. 1992. *Economics, Organization, and Management*. Prentice Hall International Editions.(奥野正寛,伊藤秀史,今井晴雄,八木 甫 訳『組織の経済学』NTT 出版,1997 年)
- Murray, Michael P. 2006. "Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments." *Journal of Economic Perspectives* 20(4) : 111-132.
- Porter, Michael E. (1998) *On competition*. Boston : Harvard Business school Press. (竹内弘高訳『競争戦略論 I、II』ダイヤモンド社、1999 年).
- Roberts, John. 2004. *The Modern Firm:Organizational Design for Performance and Growth*. New York : Oxford University Press. (谷口和弘訳『現代企業の組織デザイン』NTT 出版、2005 年).
- Rotemberg, Julio J. and Saloner, Garth. 2000. "Visionaries, Managers, and Strategic Direction." *RAND Journal of Economics* 31(4): 693-716.
- Van den Steen, Eric J. 2005. "Organizational Beliefs and Managerial Vision." *Journal of Law, Economics & Organization* 21(1) : 256-283.
- Vermeulen, Freek 2010. *BusinessExposed: TheNaked truthabout what really goes on in theworld of business*. Ontario : Pearson Education Canada(本木隆一郎、山形圭史訳「ヤバい経営学」東洋経済新報社、2013 年)
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge : MIT Press.
- 今野浩一郎・佐藤博樹 (2009)『人事管理入門』日本経済出版社.
- 入山章栄 (2012)『世界の経営学者は今何を考えているのか』英知出版.
- 大竹文雄・唐渡広志 (2003). 「成果主義的賃金制度と労働意欲」『経済研究』 34(3)、193-206.

- 楠木健 (2010) 『ストーリーとしての競争戦略』 東洋経済新報社.
- 玄田有史・神林龍・篠崎武久(2001) 「成果主義と能力開発」『組織科学』34(3)、18-31.
- 斉藤隆志・菊谷達弥・野田知彦(2011) 「第5章 何が成果主義賃金制度の導入を決めるか」 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.
- 三枝匡・伊丹敬之(2008) 『「日本の経営」を創る』 日本経済新聞社.
- 藤本隆宏 (1997) 『生産システムの進化論』 有斐閣.
- 藤本隆宏 (2013) 『現場主義の競争戦略』 新潮社.
- 守島基博 (2004) 『人材マネジメント入門』 日本経済新聞社.