

鉄鋼業における業績連動型の一時金制度

—— 一時金の支給水準の変動と上昇について

藤井 浩明

- 1 問題の所在
- 2 業績連動型一時金の導入経緯と制度概要
- 3 使用データ
- 4 一時金の変動
- 5 業績連動型一時金による支給水準引き上げ効果の分析
- 6 結 論

1 問題の所在

本稿の課題は、鉄鋼業における業績連動型決定方式の導入が、一時金の支給水準をどのように変化させたのかについて明らかにすることである。業績連動型一時金制度とは、あらかじめ決められた計算式に基づき、会社や部門の業績に応じて一時金の支給水準を決める制度と定義する。元々一時金には企業業績の配分という要素があり、一時金は企業業績の影響を受けてきた。労使交渉で一時金が決定される場合も企業業績は重要な基準であり、一時金が企業業績と関係なく決まるということはなかった。しかし、本稿が対象とする業績連動型一時金制度とは、企業業績が確定すると、一時金の支給基準額が自動的に決定する制度であり、より直接的に企業業績を反映させる制度である。

一時金とは一時的・臨時的に支払われる賃金であり、他に「賞与」「期末手当」「夏季手当」「ボーナス」といった呼称がある。「賞与」という呼称には、企業業績に応じて特別に支給される褒賞という意味があると考えられるが、Taylor (1989) は、1970年代から1980年代の日本の一時金水準はほとんど変動せず、賃金調整機能は低かったことを示している。また、Ohashi (1989) は、企業業績よりも労働強度（残業時間）や労働市場（欠員率）の方が、一時金の支給額に影響を与えていたことを示している。1990年代まで、日本の一時金は企業業績の還元というよりも固定的な賃金の一部という要素が強かった。しかし小倉 (2017) は、2000年代の景気回復期において、一時金による賃金総額の調整は経営者の重要なコスト対策として利用されていることを示しており、一時金への業績反映度が高くなっていることを示唆している。

業績連動型の一時金は2000年頃から導入され始め、連合傘下の組合では、2009年時点で約3割が導入していると回答している（日本労働組合総連合会，2010）。本稿が対象とする鉄鋼業では、

2000年に川鉄鋼板にて初めて業績連動型一時金が導入され、それ以降、多くの鉄鋼会社にて導入されてきた。2006年時点で鉄鋼会社の約40%が業績連動型一時金を導入しており（『鉄鋼新聞』2006年6月1日）、鉄鋼業は業績連動型一時金が普及している産業といえる。また鉄鋼業では、労働組合の要求によって業績連動型一時金が導入されてきた。業績連動型一時金の導入を労働組合が要求した背景には、「近年の一時金は業績が悪い時は大幅に下がり、良くなっても上がるのは小幅である」という労組側の認識があった（『鉄鋼新聞』2001年2月23日）。また、当時の日本鉄鋼産業労働組合連合会（以下、鉄鋼労連と称す）には、一時金の決定プロセスを明確化したいという考えや、鉄鋼業の一時金水準が他産業より低く、この状況から脱却したいという狙いもあった（石塚、2002）。

西尾（2019）は2013年から2017年までの新日鉄住金とJFEスチールの実績から、業績連動型であっても、一時金は安定的であると述べている。しかし、2013年から2017年において一時金の妥結額の最高値と最低値の差は、新日鉄住金が50万円であり、JFEスチールは35万円であった。よって安定的と断言することはできない。また西尾（2019）では業績連動型の導入前との比較がされておらず、業績連動型の影響を正確に測ったものとはいえない。

本稿では、業績連動型一時金が普及する前後を比較することによって、鉄鋼業の労働組合の狙い通りに業績連動型一時金の導入によって支給水準を上昇させることができたのかという点、およびその上昇の程度を明らかにする。

業績連動型一時金は企業業績が直接的に支給水準へ反映されるため、労働者の収入を大きく変動させることが想定される。Rosen（1986）は、仕事の不快感や失業リスクなどに対して、その補償を賃金に上乘せし（賃金プレミアム）、処遇全体を均衡させるという考え方（補償賃金仮説）を示している。McGoldrick（1995）やHartog et al.（2003）は、賃金の不安定リスクは賃金プレミアムに正の影響があり、賃金分布の歪度は賃金プレミアムに負の影響があることを示している。またMoore（1995）は、労働時間の不安定リスクに対して労働組合は賃金の引き上げ効果を有することを示している。業績連動型一時金の導入による支給水準の上昇が確認された場合、その上昇分は賃金プレミアムと解釈することもできる。業績連動型一時金による支給水準の変化を賃金プレミアムと捉えることの妥当性については、業績連動型一時金に対する鉄鋼企業の労使の認識から明らかにする⁽¹⁾。

本稿の次節以降の構成は以下の通りである。第2節では鉄鋼業における業績連動型一時金の導入の経緯と制度の概要、第3節では使用データについて説明し、第4節では業績連動型による一時金の変動の程度を確認する。第5節では業績連動型一時金による支給水準の引き上げ効果を分析する。第6節では分析から得られた結論を示す。

(1) 業績連動型一時金に対する労使の認識については、日本基幹産業労働組合連合会政策企画局（以下、基幹労連と称す）へ質問票を送り、それに回答してもらう方法で調査を行った。この質問票調査の実施時期は2020年12月である。

2 業績連動型一時金の導入経緯と制度概要

(1) 導入の経緯

鉄鋼業において業績連動型一時金が広がるきっかけは、2001年の春闘にて、新日鉄、日本鋼管、川崎製鉄の各労組が業績連動型一時金の導入を要求したことであるが、川崎製鉄では1995年頃より経営側の指示によって、業績連動型一時金の検討が始まっていた（『鉄鋼新聞』2001年6月11日）。また、川崎製鉄の子会社である川鉄鋼板では、1997年の春闘から労組の要求に対して会社が業績連動型で回答するという形になり、2000年の春闘では業績連動型一時金の導入について労使で合意をした（『鉄鋼新聞』2000年9月5日）。鉄鋼業では1990年代の後半から業績連動型の検討や導入に向けての動きがあった。

2001年の春闘における労働組合からの業績連動型一時金の導入要求に対して、会社側の回答は「会社として研究」（新日鉄）、「検討」（日本鋼管）、「継続協議」（川崎製鉄）という内容であったが、業績連動型一時金の導入については労使間でその方向性に隔たりはなく、2002年に新日鉄と川崎製鉄が導入した。2003年の春闘時点では、新日鉄、川崎製鉄、合同製鉄、ダイワスチール、水島合金鉄、川鉄鋼板、川鉄マシナリーが業績連動型一時金を導入済みであった（『鉄鋼新聞』2003年1月15日）。大手高炉メーカーでは、神戸製鋼と日新製鋼が2004年に導入し、川崎製鉄と日本鋼管が合併して発足したJFEスチールも2004年から川崎製鉄の業績連動型の考えを引き継ぐ形で導入した⁽²⁾。

(2) 制度の概要

石塚（2002）によると、業績連動型の制度内容を定める交渉において2つの論点が存在した。1つは労働組合が要求する生活基礎部分の認知とその水準である。労働組合の主張は「単独経常利益がゼロでも一時金基準額は年間120万円」であった。しかし、最終的には最低保証水準を抑制するかわりに、利益の伸びに応じて水準が加算される係数を大きくすることによって、低利益の時には一時金水準は年間120万円より低くなるが、高利益の時には一時金水準は従来の実績を上回る制度となった。もう1つの論点は、別途協議の範囲についてであった。経営が危機的な状況となった時には計算式ではなく、協議によって水準を決定すべきことは労使の共通認識であったが、労働組合は別途協議の範囲が広く解釈されると、業績連動制度の範囲が狭くなってしまうという考えから、別途協議の範囲の明確化に努めた。しかし最終的には別途協議の範囲に曖昧な部分を残し、協議の余地を広く設けた制度が多く採用された。

次頁表1は大手高炉メーカーの導入始期の業績連動型一時金の計算式や別途協議の範囲を示している。例えば、新日鉄の組合員1人あたり年間の一時金基準額は、単独の経常利益の見通しと実績を用いて「業績連動経常利益」を算出し、113万円を基礎額として、「業績連動経常利益」が30億

(2) JFEスチールでは、合併した2003年は合併前の制度に基づいて一時金が決められた。元日本鋼管の組合員は労使交渉にて支給基準額が決められ、元川崎製鉄の組合員は業績連動型に従って支給基準額が決められた（『鉄鋼新聞』2003年10月21日）。

表1 大手高炉メーカーの業績連動型一時金制度の概要

	組合員1人あたり年間一時金基準額の計算式	別途協議の範囲
新日本製鉄 (2002～ 2003年)	$113 \text{ 万円} + 1 \text{ 万円} \times \text{業績連動経常利益 (億円)} \div 30 \text{ 億円}$ ※業績連動経常利益は単独の経常利益見通しと実績を用いて、次の計算式より算出する。前年度実績 $\times 0.8$ + 当年度見通し $\times 0.2$ + (前年度実績 - 前年度当初見通し) $\times 0.2$	前年度単独の経常利益の実績と見通しが250億円程度以下の場合。前年度単独の経常利益の実績と見通しが1200億円程度以上の場合。会社が危機的状況に陥ることが見込まれた場合。
川崎製鉄 (2002～ 2003年)	$112 \text{ 万円} + 7.2 \text{ 万円} \times \text{単独経常利益} \div 100 \text{ 億円}$	単独経常利益が赤字あるいは不測の事態により経営環境に大きな変化が生じた場合。
JFEスチール (2004～ 2006年)	$112 \text{ 万円} + 3.6 \text{ 万円} \times \text{単独経常利益} \div 100 \text{ 億円}$	単独経常利益が赤字あるいは不測の事態により経営環境に大きな変化が生じた場合。
神戸製鋼 (2004～ 2006年)	$103 \text{ 万円} + 0.13 \text{ 万円} \times (\text{単独経常利益} - 150 \text{ 億円}) \div 1 \text{ 億円}$ ※全社業績を70%、カンパニー別業績を30%反映させる。	単独経常利益が150億円未満もしくは550億円超の場合や多額の特別損失の発生などにより会社運営に重大な影響を与える場合。
日新製鋼 (2004年～)	$104 \text{ 万円} + 2 \div 9 \text{ 万円} \times (\text{単独経常利益} - 57 \text{ 億円}) \div 1 \text{ 億円}$ ※単独経常利益が57億円以下でも赤字にならない限りは104万円とする。	不測の事態により経営環境が激変した場合。

出所) 石塚 (2002), 『鉄鋼新聞』より筆者作成。

円増加するごとに基準額が1万円加算される。別途協議については、経常利益の実績と見通しが250億円程度以下もしくは1200億円程度以上の場合、危機的な状況に陥った場合に実施される。JFEスチールの業績連動型は、川崎製鉄の制度を基にしたものであるが、事業規模がおよそ2倍になったことにより、加算式が「100億円あたり7万2千円」から「100億円あたり3万6千円」へと変わった(『鉄鋼新聞』2003年10月21日)。

各社の制度内容に違いはあるが、共通していることは単独経常利益を使用して一時金が算出されること、単独経常利益の赤字や会社が危機的な状況の際には、計算式ではなく別途協議にて一時金を決めるルールを設けていることである。鉄鋼労連は2000年の一時金政策において、生活基礎部分(固定部分)と成果還元部分(変動部分)を分けて交渉する方針を示しており、この考え方が業績連動型一時金にも反映された。業績連動の計算式で決まる部分は成果還元部分であり、計算式の最下限と別途協議範囲は生活基礎部分という考えである⁽³⁾。労働組合にとっては、別途協議によって下振れリスクを回避し、下方硬直的・上方弾力的な一時金へ変えることが業績連動型一時金導入の目的であった。

業績連動型は交渉方式よりも支給額の変動幅が大きくなることについては、労働組合も理解して

(3) 基幹労連の担当役員(鉄鋼会社出身)からの回答による。

いたが、別途協議範囲を設定することによって下振れリスクを回避する策も採り入れたため、支給水準の不安定化リスクを受け入れるという考えは労働組合になかった⁽⁴⁾。また、経営側においても、決定プロセスの透明性と業績反映の納得性が確保されることから、業績連動型一時金を積極的に評価されており、支給額の変動幅の広がりやリスクとして捉えてはいなかった⁽⁵⁾。労使ともに業績連動型一時金による不安定化リスクを支給水準の引き上げで補償するという考えはなかった。

3 使用データ

鉄鋼業には、大手の高炉メーカーや中小の電炉メーカー、製鋼工程を持たず他社から鋼片を購入し鋼材製品を製造する企業など様々な事業形態の会社が存在する。これらのなかで、国内生産量の多くを占め、業界内で圧倒的な影響力を持っているのは高炉メーカーであり、その高炉メーカーと同様に製鋼工程を有しているのが電炉メーカーである。鉄鋼業の中核を占める高炉もしくは電炉を有している会社を本稿での分析対象とする。事業形態の確認は、鉄鋼労連における業態区分を参考にした。鉄鋼労連の『鉄鋼労働ハンドブック』にて、業態区分が「総合」「普通鋼電炉」「特殊鋼」に分類されている会社を対象とする。

多くの鉄鋼会社において、1993年に一時金の交渉ポイントが「半額組合員平均、半額37歳・勤続21年」から「半額組合員平均、半額39歳・勤続21年」へと変更された（『鉄鋼新聞』1993年1月29日）。1992年以前のデータと比較するためには、交渉ポイントの変更の影響を加味する必要があるため、分析対象の始期は1993年とした。一方、分析対象の終期は2012年とした。2012年に新日鉄と住友金属とが合併し、新日鉄住金が発足した。住友金属は業績連動型一時金を採用していなかったため、新日鉄住金では新たな業績連動型一時金制度が設定された（新日鉄住金株式会社『新日鉄住金ファクトブック2013』）。また豊平製鋼は2011年に上場廃止となり、2012年にJFE条鋼と合併した（存続会社はJFE条鋼）。このような鉄鋼業界の再編や業績連動型一時金制度の改定によって、2013年以降、一部企業において一時金水準や企業業績を同一基準で評価することが困難となった。以上の理由から1993年から2012年までを分析の対象とした。

鉄鋼各社の一時金の妥結額については、鉄鋼労連の『鉄鋼労働ハンドブック』と基幹労連の『労働条件ハンドブック』の各年版からデータを取得した。ただし、これらハンドブックの2003年版は発行されておらず、一時金の2003年実績は把握することができない。また、その他の年においても欠損しているデータがあった。これらハンドブックから確認できない一時金のデータについては、日経テレコム21の新聞記事検索を使用して、『鉄鋼新聞』や『日経産業新聞』の記事から一時金のデータを取得した。業績連動型一時金の導入時期やその中断、別途協議の実施についても同様の方法で確認を行った。鉄鋼業各社の業績と従業員数については、株式会社プロネクサス社の企業情報データベースeolを使用して、各社の『有価証券報告書』からその決算値や従業員数を把握し

(4) 基幹労連の担当役員（鉄鋼会社出身）からの回答による。

(5) 基幹労連の担当役員（鉄鋼会社出身）からの回答による。

表 2 分析対象企業

業績連動型	大手高炉	普通鋼電炉	特殊鋼
導入した	新日本製鉄 (2002), 川崎製鉄 (2002), 神戸製鋼 (2004), 日新製鋼 (2004), JFE スチール (2004)	中部銅板 (2005), 豊平製鋼 (2004), 北越メタル (2006)	大同特殊鋼 (2004), 山陽特殊製鋼 (2004), 日本高周波鋼業 (2006), 東北特殊鋼 (2005)
導入していない	日本鋼管, 住友金属	中山製鋼所, 大阪製鉄, 東京製鉄, トピー工業	愛知製鋼, 三菱製鋼, 日本冶金工業, 住友精密

出所) 鉄鋼労連『鉄鋼労働ハンドブック』, 基幹労連『労働条件ハンドブック』, 『鉄鋼新聞』より筆者作成。

注) () 内の数字は業績連動型一時金制度の適用を開始した年を表す。

た⁽⁶⁾。

以上の方法にて、一時金、企業業績、従業員数に関するパネルデータを作成した。しかし、前述の資料においても一時金、企業業績、従業員数が把握できない場合があり、そういった場合は分析対象から除外せざるをえず、対象企業数は20社（日本鋼管と川崎製鉄が合併する2003年以前は21社）となった（表2を参照）。

4 一時金の変動

本節では、業績連動型の導入による一時金の変動幅の広がりを確認する。次頁図1は本稿の分析対象企業の一時金妥結額（単純平均値）の推移を示している。2003年頃までは、約120万円辺りで推移し、一時金の変動は少ないが、2005年から2007年にかけて、鉄鋼各社は好業績となり、一時金は大幅に上昇している。その後2008年からの景気低迷、業績悪化を受け、一時金は大きく下落し、2010年から2012年は約120万円辺りで推移している。

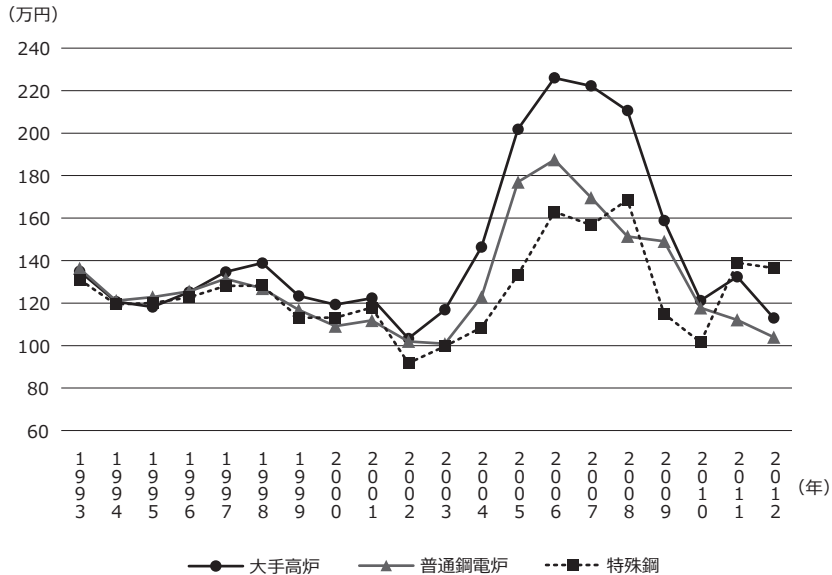
次頁表3は一時金の対前年変化率の推移である。2002年以降、対前年変化率の絶対値は大きくなっている。業績連動型の企業と交渉型（業績連動非適用）の企業とを比較すると、業績連動型企業の変化率が交渉型企業の変化率を上回っている年が多い。

次頁表4は、2006年時点で業績連動型を導入していた企業と業績連動型を導入していない企業の一時金の変動係数の平均値を示している。1993年から2001年までと2002年から2012年までとで時期を区分して算出した。導入企業と非導入企業ともに2002年以降、変動係数の平均値は上昇しているが、導入企業の変動係数が非導入企業の変動係数を上回っている。

2002年頃より鉄鋼業の一時金は大きく変動するようになった。また、業績連動型を導入していない交渉型の企業においても一時金が大きく変動するようになったが、業績連動型を導入している企業の方が変動は大きい。業績連動型の導入によって、毎年の一時金の変動が大きくなっているこ

(6) トピー工業については、鉄鋼労連と基幹労連のハンドブックでは基本給の何ヶ月分という表示のみで金額が不明な年があった。そういった年の実績については、月数とあわせて金額が示されている年の実績に基づき1ヶ月分＝30万円として算出した。

図1 年間一時金の妥結額の推移（分析対象企業）



出所) 鉄鋼労連『鉄鋼労働ハンドブック』, 基幹労連『労働条件ハンドブック』, 『鉄鋼新聞』, 『日経産業新聞』より筆者作成。

注) 各企業の年間一時金の妥結額の単純平均値である。

表3 一時金の対前年変化率の推移 (%)

年	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
全体	- 10.1	0.1	3.3	5.5	- 0.2	- 10.5	- 3.2	3.3

年	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
業績連動型	- 13.1	16.5	22.1	38.4	15.5	- 7.3	- 2.2	- 21.4	- 19.0	15.2	- 3.0
交渉型	- 17.1	11.8	18.4	32.5	12.6	- 2.6	- 0.8	- 17.1	- 13.6	11.9	- 12.9

出所) 鉄鋼労連『鉄鋼労働ハンドブック』, 基幹労連『労働条件ハンドブック』, 『鉄鋼新聞』, 『日経産業新聞』より筆者作成。

注) 各企業の対前年変化率の単純平均値である。

表4 一時金の変動係数

	1993年から2001年まで	2002年から2012年まで
導入企業	0.064	0.293
非導入企業	0.080	0.241

出所) 鉄鋼労連『鉄鋼労働ハンドブック』, 基幹労連『労働条件ハンドブック』, 『鉄鋼新聞』, 『日経産業新聞』より筆者作成。

注) 各企業の当該期間における変動係数の単純平均値である。変動係数は標準偏差 ÷ 平均値である。

とが分かる。ただし、企業業績が悪化した場合でも、一時金の妥結額（単純平均値）が業績連動型導入前の1990年代の水準を大きく下回ることにはなかった。業績が悪化した時には別途協議が実施

され⁽⁷⁾、一時金の大幅な下落が回避されてきた。労働組合による下振れリスク回避策が奏功したことを示す結果となった。

5 業績連動型一時金による支給水準引き上げ効果の分析

(1) 変数と推定方法

作成したパネルデータを用いて、業績連動型一時金による支給水準引き上げ効果を推定するため、次のモデル (a) を設定した。

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \beta_2 p_{it-1} + \beta_3 r_{it} p_{it-1} + \beta_4 T_i + F_i + \varepsilon_{it} \quad \cdots (a)$$

添字 i は各企業、 t は 1993 年から 2012 年までの各年を表す。 y は年間一時金の妥結額を表し、その対数値を被説明変数とした。説明変数については、 r は業績連動型など一時金の決定方式、 p は企業業績、 T はタイムトレンドを表す変数である。 F は企業ごとの固有效果、 ε は真の攪乱項を表す。

決定方式の変数については、業績連動型で一時金を決定した場合に 1 をとるダミー変数とした。また業績連動型を導入した後、その適用を一時中断された場合がある⁽⁸⁾。そういった場合は変数を 0 とした。また別途協議が実施された場合の効果を測るため、別途協議で決定した場合を 1 とするダミー変数（ベースは交渉型）を加えた推定も行う。

企業業績の説明変数については、業績連動型の一時金の計算式に単独の経常利益が用いられていることから、単独の経常利益を業績の説明変数とする。ただし、経常利益は企業規模によって大きな差があるため、そのままの数値を使用することはできない。よって従業員数で除して、1 人あたりの経常利益額を説明変数とする。また、経常利益はその数値だけでなく、赤字か黒字かによって、一時金に影響を及ぼす。交渉で決定する場合、赤字が見込まれることの影響は大きく、一時金に強い引き下げ圧力が生じると想定される。業績連動型では、経常利益が赤字だった場合に別途協議を実施することもある。よって経常利益が赤字だった場合を 1 とするダミー変数も加える。一時金の支給年と対応する業績年度については、業績連動型では前年度業績によって一時金が決まり、交渉型の場合は 2 月から 3 月にかけて交渉が行われ、その時点の業績見込みが交渉材料となる。いずれにしても一時金の基準となるのは支給の前年度の業績である。よって経常利益は前年度実績、従業員数は前年度末時点の実績から業績の説明変数を算出する。また、決定方式ごとの業績変化の効果を測るため、決定方式と企業業績の交差項を加えたモデルでの推定も行う。

その他、一時金に影響を及ぼす要因として、業界全体の動向、人事処遇制度の変化などもある。

(7) 2002 年から 2012 年までの間で業績連動型一時金制度に基づく別途協議が実施された企業と年は、新日鉄 (2005, 2010, 2012 年)、JFE スチール (2012 年)、神戸製鋼 (2009 年)、日新製鋼 (2009, 2010, 2012 年)、豊平製鋼 (2005 年)、大同特殊鋼 (2006, 2009, 2010 年) である (基幹労連『労働条件ハンドブック』、『鉄鋼新聞』、鉄鋼新聞社『鉄鋼年鑑』)。

(8) 業績連動型を導入後にその適用を中断した企業は、2010 年から 2012 年までの神戸製鋼と 2010 年から 2011 年までの日本高周波鋼業である (基幹労連『労働条件ハンドブック』)。

表5 記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年間一時金の妥結額 (対数, 万円)	4.854	0.242	3.434	5.553
業績連動型適用 (適用 = 1, 非適用 = 0)	0.220	0.414	0	1
業績連動型制度の別途協議 (実施した = 1, 実施していない = 0)	0.028	0.164	0	1
従業員1人あたりの経常利益 (百万円)	4.758	13.793	- 45.995	151.323
経常利益の赤字 (赤字 = 1, 黒字 = 0)	0.240	0.427	0	1
タイムトレンド (一時金支給年, 西暦)	2002.407	5.719	1993	2012
業績連動型導入企業 (導入 = 1, 非導入 = 0)	0.548	0.498	0	1
時期区分 (2006 ~ 2012年 = 1, 1993 ~ 2005年 = 0)	0.343	0.475	0	1

サンプル総数：396, グループ数：20

出所) 鉄鋼労連『鉄鋼労働ハンドブック』, 基幹労連『労働条件ハンドブック』, 『鉄鋼新聞』, 『日経産業新聞』, 各社の『有価証券報告書』より筆者作成。

1990年代前半から2000年代後半にかけて、賃金に対する考え方や鉄鋼業を取り巻く環境は変化している。よって、一時金の支給年をタイムトレンド変数として加える。

モデル(a)では、決定方式による支給水準の差が業績連動型を導入した企業と導入していない交渉型企業との間で生じているのか、それとも導入企業における導入前と導入後との間で生じているのかが区別できない。よって、業績連動型を導入した企業と交渉型企業とで差があるのかを明確にするため下記のモデル(b)での推定も行う。

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 d_{it} k_{it} + \beta_2 d_{it} + \beta_3 k_{it} + \beta_4 p_{it-1} + F_i + \varepsilon_{it} \quad \dots (b)$$

モデル(b)は、業績連動型を導入した企業をトリートメントグループ、業績連動型を導入していない交渉型企業をコントロールグループとしたDifference in Difference分析の推定式である。被説明変数は年間の一時金妥結額の対数値とし、説明変数については、dは業績連動型の導入企業、kは時期区分、pは企業業績、Fは企業ごとの固有效果、 ε は真の攪乱項を表す。業績連動型の導入企業のダミー変数は、導入された年に関係なく、業績連動型を導入した企業を1とする。時期区分のダミー変数は、本稿で分析対象とした業績連動型の導入企業がすべて導入済みとなった2006年以降とその前とで区分し、2006年から2012年までを1とする。業績に関する変数は前述のモデル(a)と同様である。

以上のようにデータを整えた結果、サンプルの記述統計量は表5の通りとなった⁽⁹⁾。なお、いずれの推定においても、誤差項の相関にも頑健な標準誤差(クラスター頑健標準誤差)を用いて係数

(9) サンプル数が396となったのは、次の4件のデータが欠損したことによる。豊平製鋼は2011年2月上場廃止となり、2012年にJFE条鋼と合併したため、2011年と2012年のデータが取得できなかった。中山製鋼所は2012年の一時金が把握できなかった。JFEスチールは2011年度末の従業員数が把握できなかった。またJFEスチールの合併前データについては次の処理を行った。一時金は日本鋼管と川崎製鉄の従業員数に基づいて加重平均値を算出し、その値を採用した。経常利益や従業員数については合算した。川崎製鉄は2002年から業績連動型一時金を導入していたが、日本鋼管は導入していなかった。2002年と2003年については、従業員数は日本鋼管の方が多かったことに鑑み、業績連動型は非適用とみなした。

表 6 業績連動型の適用効果の推定結果（固定効果モデル）

	①	②	③	④
業績連動型適用ダミー	0.1978*** (0.0407)	0.0988* (0.0510)	0.2142*** (0.0425)	0.1041** (0.0529)
経常利益（百万円/人）	0.0080** (0.0032)	0.0065*** (0.0025)	0.0079** (0.0031)	0.0065*** (0.0025)
経常利益の赤字ダミー	- 0.0841** (0.0346)	- 0.0598* (0.0340)	- 0.0757** (0.0328)	- 0.0596* (0.0344)
経常利益（百万円/人）× 業績連動型適用ダミー		0.0132*** (0.0049)		0.0128*** (0.0049)
経常利益の赤字ダミー × 業績連動型適用ダミー		- 0.1158* (0.0685)		- 0.1056 (0.0680)
別途協議ダミー			0.0685 (0.0695)	0.0376 (0.0766)
経常利益（百万円/人）× 別途協議ダミー				0.0090 (0.0107)
経常利益の赤字ダミー × 別途協議ダミー				0.0817 (0.1634)
タイムトレンド（1993～2012年）	- 0.0045 (0.0028)	- 0.0026 (0.0026)	- 0.0042 (0.0027)	- 0.0026 (0.0026)
サンプル数	396	396	396	396
自由度修正済決定係数	0.3867	0.4678	0.3954	0.4648

被説明変数：年間一時金妥結額（対数）

出所）鉄鋼労連『鉄鋼労働ハンドブック』，基幹労連『労働条件ハンドブック』，『鉄鋼新聞』，『日経産業新聞』，各社の『有価証券報告書』より筆者作成。

注）（ ）内はクラスター頑健標準誤差。***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10

の検定を行い，有意水準は5%とする。また統計ソフトはR4.0.2を使用した。

（2）推定結果

モデル（a）について固定効果モデルで推定した結果は表6の通りである⁽¹⁰⁾。表6の①列には，業績連動型適用ダミー，従業員1人あたりの経常利益，経常利益の赤字ダミー，タイムトレンドの4つの説明変数を採用した推定の結果を示している。業績連動型適用ダミーの係数は正であり有意であった。

業績変数と業績連動型適用ダミーとの交差項を説明変数に加えた推定式②では，業績連動型適用ダミーは有意とならなかったが，従業員1人あたりの経常利益と業績連動型適用ダミーとの交差項は有意となった。経常利益が1人あたり100万円上昇した時の一時金上昇効果は，交渉で決まった場合と業績連動型を適用した場合とで約1.3%の差があると推定される。経常利益の赤字ダミーと

(10) 事業構造など各企業固有の要因は説明変数である企業業績と相関があると判断する方が適切であるため固定効果モデルを採用した。なお変量効果モデルでの推定も行ったが，ハウスマン検定の結果，すべての推定式において有意水準5%で固定効果モデルが支持された。

表7 導入企業と非導入企業との差の推定結果

	固定効果モデル	変量効果モデル
業績連動型導入企業ダミー × 時期区分ダミー	0.0261 (0.0369)	0.0244 (0.0374)
業績連動型導入企業ダミー		0.0130 (0.0317)
時期区分ダミー (2006～2012年 = 1, 1993～2005年 = 0)	0.1064*** (0.0270)	0.1067*** (0.0278)
経常利益 (百万円/人)	0.0074** (0.0031)	0.0072** (0.0031)
経常利益の赤字ダミー	- 0.0948*** (0.0339)	- 0.1185*** (0.0352)
切片		4.8000*** (0.0000)
サンプル数	396	396
自由度修正済決定係数	0.3789	0.4147

被説明変数：年間一時金妥結額（対数）

出所）鉄鋼労連『鉄鋼労働ハンドブック』，基幹労連『労働条件ハンドブック』，『鉄鋼新聞』，『日経産業新聞』，各社の『有価証券報告書』より筆者作成。

注）（ ）内はクラスター頑健標準誤差。***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10

業績連動型適用ダミーとの交差項は有意ではなく，経常利益が赤字の時は業績連動型と交渉型において有意な差はないと言える。

推定式③は，別途協議ダミーを加え，業績連動型の計算式で一時金が決まる場合と別途協議で決まる場合とを区別したモデルである。業績連動型適用ダミーは有意であったが，別途協議ダミーは有意ではなかった。一時金への影響について，別途協議と交渉型との間に有意な差はなかった。

推定式④は，業績変数と業績連動型適用ダミーとの交差項，業績変数と別途協議ダミーとの交差項を加えたモデルであり，業績連動型の計算式で決まる場合と別途協議を行う場合とを区別し，さらにそれぞれの業績変化に対する効果も推定した。結果は推定式③と同様，別途協議ダミーは有意ではなく，業績連動型適用ダミーが有意となった。

以上の推定結果から，別途協議ではなく業績連動型の計算式で決まる場合に一時金の引き上げ効果があることが分かった。この業績連動型適用ダミーの係数から，経常利益の変化に関係なく，業績連動型の計算式が適用された場合は約10%の一時金引き上げ効果があると推定される。また，経常利益が1人あたり100万円上昇した時の一時金上昇効果は，交渉で決まった場合と業績連動型の計算式で決まった場合とで約1.3%の差があると推定される。

モデル（b）については，固定効果モデルと変量効果モデルとの両方で推定を行った⁽¹¹⁾（表7を参照）。業績連動型を導入したことによって，交渉型企業の一時金とどの程度差がつくかは業績連

(11) モデル（b）においても，企業ごとの固有効果は説明変数と相関があると判断する方が適切である。しかし，ハウスマン検定では固有効果と説明変数が独立であるとする帰無仮説を棄却できなかった。よって固定効果モデルと変量効果モデルの両方を提示する。

動型導入企業ダミーと時期区分ダミーとの交差項の変数で表されるが、この交差項の変数は有意ではなかった。時期区分ダミーの係数の符号は正で有意であること、またモデル（a）の推定結果も含めて考えると、業績連動型を導入した企業と交渉型企業との間に一時金の差が生じているのではなく、業績連動型を導入した企業において、導入の前後で一時金に差が生じていると推測される。

6 結論

本稿では、鉄鋼業において業績連動型一時金が普及し始めた2002年前後の20年間の一時金や企業業績のパネルデータを用いて、業績連動型による一時金の変動と支給水準の変化を分析した。

業績連動型の一時金制度は企業業績を直接的に支給水準へ反映させるため、鉄鋼業各社の一時金の変化率や変動係数は上昇している。また、従来通り交渉で一時金を決定する企業においても変化率や変動係数は上昇しているが、業績連動型を導入した企業の方が変化率と変動係数は高くなっており、業績連動型によって一時金の変動が大きくなっていることが分かった。ただし、企業業績が悪化した場合でも、業績連動型が導入される前の水準を大きく下回ることではなく、別途協議範囲を設定することによって下振れリスクが回避されているといえる。

業績連動型一時金による支給水準の変化については、企業業績の影響を取り除いてその効果を分析すると、業績連動型一時金によって支給水準が約10%引き上げられたことが推定される。また、業績連動型制度で定められている別途協議と従来通りの交渉の間には有意な差はなく、業績連動型の計算式によって支給水準が引き上げられているといえる。ただし、この支給水準の差は、業績連動型を導入した企業と導入していない交渉型企業との間に生じているのではなく、導入された企業において、業績連動型を適用する前後で生じていると考えられる。

業績連動型一時金の導入によって支給水準が上昇したことは確認できた。ただし、これを収入の不安定化リスクに対する賃金プレミアムと解釈することは妥当ではない。鉄鋼各社の労使の当事者には、不安定化リスクを支給水準の引き上げによって補償するという考えはなく、さらに労働組合の狙い通り、下方硬直的・上方弾力的な一時金への変化も確認された。よって、業績連動型一時金による支給水準の上昇は労働組合の一時金引き上げ戦略として解釈すべきである。

本稿の推定結果から、企業業績の影響を取り除いても導入前後で支給水準には差があり、業績連動型一時金を導入した鉄鋼会社では支給水準が引き上げられたと結論づける。しかし、業績連動型と交渉型の企業との差についてはより詳細な分析が求められる。交渉型の企業においても、一時金の変動の増大や支給水準の上昇がみられた。この要因として、交渉型企業においても業績反映度が高まっていることが考えられるが⁽¹²⁾、交渉型企業における一時金決定プロセスを正確に把握できていない。この点は今後の課題としたい。

（ふじい・ひろあき 大同大学情報学部教授）

(12) 基幹労連の担当役員（鉄鋼会社出身）からの回答による。

【謝辞】

本稿の作成段階において、日本基幹産業労働組合連合会の担当役員の方を通じて、鉄鋼業の業績連動型一時金に対する労使の考えを教えてくださいました。また、本誌2名の査読者から、本稿に対して貴重なコメントをいただきました。これらの協力・助言がなければ、本稿は完成に至りませんでした。ここに記して深く感謝申し上げます。

【参考文献】

- 石塚拓郎 (2002) 「川鉄、新日鉄の「業績連動型一時金決定方式」と鉄鋼労連の取り組み」『賃金実務』No.905, 36-40頁
- 小倉一哉 (2017) 「賃上げについての経営側の考えとその背景」玄田有史編『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』慶應義塾大学出版会, 第2章, 17-30頁
- 西尾功 (2019) 「業績連動型ボーナスはどう機能したのか：企業内労使関係の経済分析」『関西学院経済学研究』49号, 23-38頁
- 日本労働組合総連合会 (2010) 「調査報告『れんごう189 2009年度 連合構成組織の賃金・一時金・退職金』」『労働調査』2010年6月号, 31-42頁
- Hartog, J., E. Plug, L. Diaz Serrano and J. Vieira (2003) "Risk Compensation in Wages—A Replication," *Empirical Economics*, 28, 639-647.
- McGoldrick, K. (1995) "Do Women Receive Compensating Wages for Earnings Uncertainty?," *Southern Economic Journal*, 62 (1), 210-222.
- Moore, M.J. (1995) "Unions, Employment Risks, and Market Provision of Employment Risk Differentials," *Journal of Risk and Uncertainty*, 10 (1), 57-70.
- Ohashi, I. (1989) "On the Determinants of Bonuses and Basic Wages in Large Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, 3 (4), 451-479.
- Rosen, S. (1986) "The Theory of Equalizing Differences," in O.Ashenfelter and R.Layard (editors), *Handbook of Labor Economics*, Vol.1, The Netherlands : Elsevier Science Publisher BV, Ch.12, 641-692.
- Taylor, J.B. (1989) "Differences in Economic Fluctuations in Japan and the United States : The Role of Nominal Rigidities," *Journal of the Japanese and International Economies*, 3 (2), 127-144.