



RIETI Discussion Paper Series 15-J-048

組織改革は生産性に影響するか？

川上 淳之
帝京大学

浅羽 茂
早稲田大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

組織改革は生産性に影響するか？*

川上淳之（帝京大学 経済学部）

浅羽茂（早稲田大学 ビジネススクール）

要 旨

本稿では、上場企業に対して実施したインタビュー調査から組織改革を行った企業を特定し、傾向スコアマッチングを行って類似の比較対象企業を選び、それぞれ組織改革時の生産性と n 年後（ $n=1\sim 5$ ）の生産性の変化について、組織改革企業・非改革企業の間で生産性の変化に差があるかどうかを分析した。

一般的に組織改革を行った企業全体についてみると、3 期目において組織改革の効果が確認され、業績が悪化していない状況で組織改革を行っている企業では 2 期目から 4 期目にかけて生産性の上昇がみられた。一方で、権限委譲や従業員の提案を伴う組織改革についてはその効果が全体の推計よりも高かった。これは、組織改革が調整期間を伴うために改革直後には効果が表れないことを示しており、組織成員を巻き込んだ改革の方が成果は上がることを示唆している。

キーワード：組織改革、生産性、無形資産、傾向スコアマッチング

JEL classification: D23, D24, M22

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本研究は独立行政法人経済産業研究所内のプロジェクト「日本における無形資産の研究」の成果の一部である。本稿の執筆にあたり、経済産業研究所が実施した平成 24 年度「無形資産投資に関するアンケート調査」の提供を受けた。また、「日本における無形資産の研究」プロジェクトおよび DP 検討会、中央大学本庄裕司教授に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する。ただし、本稿における誤りは、全て筆者に帰するものである。

1. はじめに

生産性は、一国の経済成長を考えるうえでも、企業の競争力を測るうえでも、きわめて重要な指標の 1 つである。ゆえに、生産性がどのような要因によって伸びるか、停滞するかについては、これまで多くの経済学者によって研究されてきた (Solow, 1957; Griliches, 1984; Jorgenson, 1991)。当初は、物的資本や技術が生産性に及ぼす影響が主に分析されていたが、最近ではそれらに加えて、人材、組織といった無形資産が注目されるようになった。その 1 つのきっかけは、「我々の周りにはコンピュータがあふれているのに、それが生産性の統計には反映されていない」という MIT のロバート・ソローのコメントであった (Solow, 1987)。このいわゆる「ソロー・パラドックス」の指摘を受けて、さらなる研究が進められ、IT 投資は、人材や組織といった補完的資産への投資が伴うときに生産性を上昇させることが見出された (Caroli and Van Reenen, 2001; や Bresnahan, Brynjolfsson, and Hitt, 2002)。その結果、働き方の変化、それに伴う組織構造上の変化など、組織改革が生産性にいかに影響するかが問題とされるようになったのである。

ただし、教育や人材育成に関わる投資や取り組みが生産性に及ぼす影響については多くの研究が行われたが、組織改革と生産性の分析はあまり多くない。英米仏といった欧米諸国の 1980 年代、90 年代のデータを用いた分析に限られてしまう (Håkanson, 2009)。それは、もっぱら、利用可能な組織改革に関するデータが限られていたからである。ところが、日本企業の経営手法 (management practice) の測定を行った経済産業研究所内の無形資産研究会のインタビュー調査では、日本企業が 2000 年代に組織改革を行ったかどうかをたずねている。さらに、行われた組織改革の規模、動機、変革プロセスについてもデータを収集している。そこで、本稿は、このデータを用いて、どのような組織改革が、いかに生産性に影響するかを分析することを目的とする。

本稿では、組織改革を行った企業を特定し、傾向スコアマッチングを行って類似の比較対象企業を選び、それぞれ組織改革時の生産性と n 年後 ($n=1\sim 5$) の生産性の変化を計算し、両者の間で生産性の変化に差があるかどうかを分析した。あらかじめその結果をまとめると、次のようになる。一般的に組織改革を行った企業全体についてみると、3 期目(変革後 3 年目)において組織改革の効果は確認され、業績が悪化していない状況で組織改革を行っている企業は 2 期目から 4 期目にかけて生産性の上昇がみられた。一方で、権限委譲や従業員の提案を伴う組織改革についてはその効果が全体の推計よりも高かった。

本稿は以下のような構成をとる。次節では、生産性、無形資産、組織改革に関する経済・経営分野の先行研究を選択的にレビューし、いくつかの仮説を導出する。第 3 節では、分

析するデータ、分析方法について述べる。第 4 節で分析結果を報告し、最後に本稿の分析が示唆する組織改革と生産性に対するインプリケーションをまとめて、結びとする。

2. 先行研究のサーベイと仮説の導出

伝統的に生産性は、技術進歩と資本蓄積によって決定されると考えられてきたが、最近ではさらに無形資産が生産性に及ぼす影響が注目されている（長岡、1993；宮川、2005）。van Ark(2004)の枠組みでいえば、無形資産は IT 資本、人的資本、知識資本、組織資本、顧客資本、社会資本の 6 種類に分類される。¹このうち、たとえば van Ark, Inklaar, & McGuckin (2002) は、産業を IT 財供給産業、IT 財利用産業、非 IT 産業に分けて、それぞれの労働生産性上昇率を国際比較分析した。その結果、各国とも IT 財供給産業の労働生産性上昇率は高いこと、米国ではサービス産業など IT 財利用産業で他国よりも労働生産性上昇率が高いこと、逆に日本の IT 財利用産業ではほとんど労働生産性の上昇が見られないことを示した。²

さらに、先に述べたソロー・パラドックスによってさらに研究が進み、単に IT 投資が生産性を上昇させるのではなく、人的資本、組織資本といった他の無形資産への投資が重要であることが指摘された。IT 資本と同時に、ソフトウェアやデータベースの開発費用、新規業務プロセスの導入費用、高度な技術を身につけたスタッフの獲得費用、大きな組織改革の実施費用といった無形資産が、IT 資本の何倍も発生しており、これらの補完財が IT の生産性への貢献の主要な推進役となっていることが明らかになった（Bresnahan, Brynjolfsson, & Hitt, 2002; Brynjolfsson & Hitt, 2000; 2003）。また、Bloom, Sadun, & Van Reene (2012) は、米国の多国籍企業は米国以外の多国籍企業よりも IT の高度活用によって生産性を大きく上昇させており、米国企業の IT による生産性の優位性は、その人的資源管理のおかげであると指摘している。

これらの研究の影響もあり、無形資産のなかでも、とくに人的資本、組織資本、あるいは経営手法に注目が集まった。たとえば、Bloom and Van Reenen (2007, 2010) は、人的資源管理だけでなく、在庫管理や組織目標の達成度、浸透度などについて、米英独仏の 4 カ国の企業に対してインタビュー調査を行った。そしてこれらの経営手法をスコアリング化し、企業の生産関数を推定し、こうした経営手法で高いスコアを得た企業ほど生産性を向

¹ 無形資産についての包括的なレビューは、宮川・滝澤・金（2010）を参照されたい。

² 日本については、宮川・浜瀧（2004）が、JIP2002 を利用して日本の IT 投資も相応の伸びを示してきたことを示したが、2007 年 3 月に公表された EU KLEMS データによれば、日本は IT 資本サービス投入の拡大の点で、1995 年以降主要 6 ヶ国中イタリアと並んで最も低迷した。（深尾・宮川、2008）

上させていることを示している。³

この組織資本あるいは経営手法には様々なものが含まれるが、たとえば企業が IT を導入した場合、それを適切に活用できるような組織構造や業務プロセスがある。もし IT 導入時の企業の組織構造やプロセスが適切なものでなければ、組織を変革しなければならない。つまり組織改革の有無が、生産性に影響を及ぼす可能性が考えられるのである。Brynjolfsson, Renshaw, & Van Alstyne (2012)は、コンピュータ統合製造 (CIM) に大規模投資を行った大手医薬品メーカーが、投資と同時に、権限移譲、作業フローの革新、コミュニケーションやチームワークの促進、顧客・サプライヤーとの関係などの企業変革を行うことで IT 化の効果を上げたことを事例研究で説明している。

これまでの組織改革と生産性の研究では、組織のフラット化、権限移譲、分権的な意思決定プロセスという方向への組織構造上の変化が検討されてきた (Garicano, & Rossi-Hansberg, 2005; Bresnahan, Brynjolfsson, & Hitt, 2002; Caroli, & Van Reenen, 2001; Håkanson, 2009)。どのような特徴の組織構造が当該企業を取り巻く環境に適合しているかは、1960 年代から、組織論において、コンティンジェンシー理論の名のもとで研究されてきた。コンティンジェンシー理論の基本的主張は、企業組織にはワン・ベスト・ウェイはないということである。すなわち、企業を取り巻く環境は、不確実性や複雑性の程度において異なり、企業組織の要件はそれぞれの環境で異なる。環境からの要請にうまく適合した組織は高い成果をあげることができると考えられているのである。たとえば Burns and Stalker (1961) は、不確実性の程度の低い環境下では、階層的で規則が整った「機械的組織」と呼ばれる組織が適合するのに対し、不確実性の程度の高い環境下では、フラットで例外が許容されるような「有機的組織」と呼ばれる組織が適合するということを発見した。

このコンティンジェンシー理論の知見にもとづけば、組織改革と生産性の研究で検討されてきた組織改革は、「機械的組織」から「有機的組織」への変化と捉えることができる。昨今、IT 化はもちろんのこと、グローバル化やさまざまな技術革新などによって、企業を取り巻く環境は急激に変化し、不確実性が高まっていると考えてよいだろう。それゆえ、このような組織改革は、今日の企業を取り巻く環境にフィットした組織構造への変化と考えることができる。そこで、仮説 1 をたてる。

³ Bloom and Van Reenen と同様のインタビュー調査を日本と韓国の企業に対して行い、その経営手法をスコアリングしたデータを用いた研究が、Lee et al. (2009)である。しかし、日本と韓国の企業では、欧米企業のように経営手法スコアは企業のパフォーマンスに強い影響を示していなかった。また、Kawakami & Asaba (2014)は、日本企業の経営手法スコアのデータを用いて、それが企業の市場価値に及ぼす影響を調べたが、同様にあまり大きなインパクトを有していないことを明らかにした。

仮説 1 : 組織改革を行った企業は、生産性を向上させる。

ところが、組織改革を上手く遂行することは難しいとしばしば指摘される。そもそも組織成員は、変革に対して抵抗するものである (Kotter & Schlesinger, 2008; Duncan, 1976; Nadler, 1981)。現在の業務を効率よく行うために、あるいは現在の顧客の要求に応えるために、企業はルーチンを作り上げ、認知的枠組みを確立し、それからの逸脱は避けようとするからである (Nelson & Winter, 1982; Christensen, 1997)。それゆえ、組織改革を行った当初は、組織内で混乱が生じ、かえってパフォーマンスが低下してしまうかもしれない。そこで、仮説 2 を設定する。

仮説 2 : 組織改革を行うと、混乱が起きて、生産性が低下する。

また、組織改革、組織開発の古典的研究である Levin(1947)は、組織の変革には、溶解化、変革、再凍結の 3 段階が必要であると述べた。組織改革のためには、まず、ルーチンや既成概念を取り払う「溶解化」が必要であり、次いで、現状を把握して変化の方向性、具体的内容を打ち出す「変革」が行われ、最後に変化を定着させるために制度化する「再凍結」が行われなければならないというものである。あるいは、Kotter(1995)は、①危機意識を高める、②変革推進のための連帯チームを築く、③ビジョンと戦略を打ち出す、④ビジョンを周知徹底する、⑤従業員の自発を促す、⑥短期的成果を実現する、⑦成果を活かし、さらなる変革を推進する、⑧企業文化に定着させる、という組織改革の 8 段階モデルを提唱した。いずれも、組織改革は一朝一夕には実現できず、一定の期間がかかることを示唆している。したがって、仮説 3 を設定する。

仮説 3 : 組織改革を行うと、当初は生産性を低下させるが、一定期間後生産性を向上させる。

日本企業における組織改革とパフォーマンスについての研究のなかで、篠崎 (2007) は、情報化に際して、日本企業では、業務・組織面でも人材面でも、既存の仕組みを大きく見直すような企業改革の取り組みは、十分な効果に結びついていないことを見出した。他方、宮川・滝澤・金 (2010) は、1990 年代後半から今日までの日本の企業を見ると、リストラに伴う研修費の削減やサービス業を中心とした非正規雇用の増加などは短期的な生産性向上に寄与したが、長期的な人的資源の蓄積やグローバル化や IT 化に対応した組織改革などが置き去りにされていると述べている。したがって、日本企業にとって大規模な組織改革は生産性の向上に結び付かないのではなく、日本の経営手法が 1980 年代に優位であったがゆえに、それを変革して生産性の向上を実現するには時間がかかると考えられる。そこで、仮説 4 を得る

仮説4：大規模な組織改革を行うと、当初は大きく生産性を低下させるが、一定期間後大きく生産性を向上させる。

先に述べたように、(組織) 変革に対して組織成員は抵抗しがちであるとすれば、組織改革がどのようなきっかけで行われたかが、その後のパフォーマンスに影響を及ぼすかもしれない。Kotter(1995)の8段階モデルの最初に「危機意識を高める」という段階が必要であるとされているのは、なぜ変革が必要なのかについて十分な理解が得られないまま変革に入ってしまうとうまくいかないからである。関連したことは、Crespi, Criscuolo, & Haskel (2007)も見出している。彼らは、マーケットシェアを失った企業、輸出を行っている企業は厳しい競争にさらされているので、組織改革を導入する傾向にあると指摘している。業績が悪化し、危機感が醸成されていれば、生き残りのために変革を推進しようと組織成員が考えるために、抵抗が弱まり、組織改革がうまくいくかもしれない。そこで、仮説5を得る。

仮説5：業績悪化が理由ではない組織改革は、当初の生産性低下は小さく、後半の生産性向上も小さい。

また、Kotter(1995)の8段階モデルの第4、第5段階に、「ビジョンを周知徹底する」、「従業員の自発を促す」が入っているのは、社内コミュニケーションを軽視したり、障害（既存の仕組みや制度、慣行、抵抗者など）を放置したりすることが、組織改革の落とし穴であると Kotter(1995)が見つけたからである。つまり、組織成員を巻き込み、抵抗を弱めることが、組織改革には必要なのである。したがって、仮説6、仮説7を得る。

仮説6：ボトムアップを伴う組織改革は調整に関わる費用が小さくなるので、初期の業績低下が見られず、早く業績が向上する。

仮説7：権限移譲を伴う組織改革は、調整に関わる費用が小さくなるので、初期の業績低下が見られず、早く業績が向上する。

われわれが利用する日本企業の無形資産についてのインタビュー調査では、組織改革のいくつかのタイプ、特徴についてのデータが集められている。そこで、以下では、そのデータを分析することによって、上記の諸仮説を検討する。

3. データと分析方法

本論では、2つのデータを用いて組織改革の生産性に与える影響を検証する。組織改革に関する項目は、独立行政法人・経済産業研究所内の研究プロジェクトである「日本にお

ける無形資産研究」で行なわれたインタビュー調査である「無形資産に関するインタビュー調査」（以下、「インタビュー調査」と呼ぶ）を用いる。また、生産性の計測や企業の情報については上場企業の財務情報を利用する。

「インタビュー調査」は、2011年に製造業、2012年に非製造業の2回にわけて、上場企業の407社（製造業277社、非製造業130社）の企画部門のマネージャーに対してインタビューを行っている。質問項目は、企業環境、生産管理システム、組織目標、人的資源管理、人材育成、採用、雇用制度、労使関係、意思決定と情報フロー、組織改革の10カテゴリーにわたっておこなわれており、各カテゴリーにおいて、質問は3つの枝問に分かれている。多くの枝問に対して肯定的な答えるほど、高いスコアが得られるように調査設計がされている。本項では、この中の組織改革に関する設問項目を用いる。

調査において、その企業が組織改革を行なった企業であるかは、設問項目「Q10-1 ① 過去10年間での組織改革の有無」⁴において、「はい」と回答しているか、「いいえ」と回答しているかで判別をする。ここで、「いいえ」と回答している企業を非改革企業と定義する。一方で、「はい」と回答していても、その企業の改革がいつ行なわれたものであるかは、生産性への影響を推定する上で重要である。そこで、「Q10-1A 組織改革が始まった年」を用いて改革を開始した年を特定し、「Q10-1B 改革立案・実行に要した期間」を用いて改革終了年を確定する。表1は、改革企業・非改革企業の時系列分布を示したものである。左から2列は、設問項目Q10-1で定義した改革企業と非改革企業数をどれだけ把握できるかを示しており、決算書数でみた分布⁵である。一方で、右2列はQ10-1AおよびQ10-1Bからみた、その年の改革企業が、開始年でみた場合と終了年でみた場合にどれだけ分布しているかを示したものである。表からは、2000年代後半にはいって組織改革企業が増えているように解釈できるが、10年間に複数回回答した企業が最新の改革について回答をしている可能性があることに留意する必要がある⁶。

(表1を挿入)

アウトカム変数として使用する生産性 TFP は、Olley and Pakes (1996)が提示した生産関

⁴ 第2回インタビュー調査では、最初に製造業に限定した設問がされているために調査番号が1つ多く、第2回インタビュー調査では、組織改革に関する設問は、9番目の調査項目になる。

⁵ ここで示す決算書数とは、同一企業が複数年で観察される場合に、各年のデータを1社とカウントしていることを示している。

⁶ インタビュー調査においては、2000年代に行われた組織改革について、複数回行われた場合にどの改革について回答をするか支持をしていない。そのため、本稿で取り上げる改革が2000年代の主な改革であったか最新の改革であったかについて特定することはできない。

数から推定を行った⁷。分析対象とする期間は 2000 年からインタビュー調査が行われる前年の 2010 年までとする。2000 年～2005 年に組織改革が終了した企業を組織改革企業として定義をし、2000 年から 2010 年の間に組織改革を行わなかった企業を非組織改革企業と定義する⁸。

組織改革が生産性に与える影響を測るために行う推定は、組織改革を行っている企業と行っていない企業で、生産性成長率に差が生じるかどうかをみることである。組織改革が行われた年が k 年であり、その年の改革企業の生産性を TFP_{ik}^R 、非改革企業の生産性を TFP_{ik}^N とする。組織改革企業における l 年先との生産性の伸びを $TFP_{ik+l}^R - TFP_{ik}^R$ 、非改革企業の生産性の伸びは $TFP_{ik+l}^N - TFP_{ik}^N$ と書くことができる⁹。すると、組織改革の効果の推定値は、次式で表すことができる。

$$DID = \{E(TFP_{ik+l}^R) - E(TFP_{ik}^R)\} - \{E(TFP_{ik+l}^N) - E(TFP_{ik}^N)\} \quad (2)$$

これは、差分の差 (Difference-in-difference : DID) 推定量と呼ばれるもので、組織改革が行われるという介入の差と、介入後と介入前の差を用いることで、介入による効果を求めることが可能になる。なお、DID に代表される、自然実験・観察研究の用語で置き換えた場合には、組織改革を行っている企業を処置群、行っていない企業を対照群と呼ばれる。改めて、改革企業・非改革企業を定義すると、改革企業とは k 年に改革を実施した企業であり、非改革企業とは k 年および $k+l$ 年において、改革を行っていない企業である。 k 年より後の年、および k 年より前の年に改革を行っている企業は分析対象に含まれていないことに留意する必要がある。

⁷ 生産関数および、変数の作成については補論を参照。

⁸ 分析をする上でもう一つ考慮する必要があるのが、いつ実施された組織改革を対象とするかであった。本稿が検証を行う、「仮説 3 : 組織改革を行うと、当初は大きく生産性を低下させるが一定期間後大きく生産性を向上させる」を検証するには、成長率を長い期間でとることが望ましいが、成長率について長い期間をとるほど分析可能なサンプルサイズが小さくなるというトレードオフの問題を抱えていた。そこで、2000 年を軸に 2006 年までの期間まで、一年ごとに組織改革年を定義づけし、生産性成長率への組織改革の効果測定したところ、安定的に 6 年後の成長に効果が表れたため、分析対象とする組織改革年を 2000 年から 2004 年に定めることとした。その推定結果は補表 1 を参照。

⁹ 生産性は、JIP データベースから集計されたデフレーターを用いて推計した実質売上高から実質中間投入を引いて得られる実質付加価値を従業員数で除して求めている。成長率を計算するために、分析の対象期間において付加価値が負の値をとっているサンプルは除いている。除かれたサンプルは、改革企業で 2 社、非改革企業で 46 社であった。

組織改革の生産性成長への効果を見る上で注意する必要があるのが、それが相関関係によるものか因果関係によるものかである。生産性の成長が見込める要因がほかにある場合、それに合わせて組織改革が行われている可能性も除くことはできない。そこで、Rosenbaum and Rubin (1983)で提案されている傾向スコアマッチング (Propensity score matching) を用いて、処置群と同様の属性を持つ対照群を選択し、組織改革の生産性への因果効果を推定する。傾向スコアマッチングでは、複数の共変量を傾向スコアという1変数に集約し、傾向スコアの近いサンプル同士を比較することで処置群と対照群の比較を行うマッチングの方法であるマッチング対象となる企業の選択方法については、傾向スコアの値の距離(キャリパー)が0.01以内であるサンプルをマッチング対象とするキャリパー・マッチングを採用した。

傾向スコアを求めるために用いる推定は、被説明変数に当年に組織改革を行ってれば1、行っていないければ0のダミー変数、説明変数に、企業のガバナンスを見るために株式海外法人保有比率、株式役員保有比率、企業規模の代理変数として従業員数対数値、企業年齢対数値、企業の業績の状態をみるための売上高利益率の一期ラグ、年次ダミーと産業ダミーを加えている。表2は、2000年から2005年に組織改革を行った企業と非組織改革企業を対象に、2000年から2005年の分析に用いる変数の記述統計量をまとめているが、ここからは、組織改革企業と非組織改革企業で、企業業績や規模については大きな差はみられず、株式の海外法人保有比率が高ければ改革を行い、役員保有比率が高ければ改革が行われないというガバナンス構造に差があることが示される。また、傾向スコアを推定するためのプロビット分析を行った結果からは、役員が株式を保有している企業、高齢の企業で組織改革が行われていないという実態が明らかになっている。

なお、傾向スコアを選択する上でスタンダードであると言われるC統計量が0.8であるという基準(星野・岡田, 2006)は上回っているおり、ここで選んだ共変量はモデルを説明していることが示されている。

(表2、表3を挿入)

4. 推定結果

因果関係をみるための傾向スコアマッチングを行わなかった場合の組織改革企業と非組織改革企業の生産性成長率を、コントロール変数を含めない最小二乗法を用いる推定を行

った。その推定結果は表4にまとめられている。表4には、組織改革企業は非組織改革企業と比較して1年目に生産性を低下させるという負の効果が示されている。これは、仮説1を退け、仮説2を裏付ける結果であるといえ、それ以降も生産性の向上は確認されない。この点において、仮説3も退けられ、組織改革の効果はこの推定方法からは支持されないことが示される。

(表4を挿入)

ただし、このモデルにおいては、組織改革を実行した企業と比較を行っている企業が、そもそも組織改革を行う必要のなかった企業が含まれている可能性がある。この場合、業績悪化によって組織改革を行う企業については、組織改革を行う必要のなかった企業と比べて業績が低下すること、組織改革の効果が非改革企業と比べて見られないことも十分予測される。

そこで、傾向スコアを用いたマッチングから、組織改革企業に近い値の傾向スコアを持つ企業を比較対象として抽出して比較を行った。その結果(表5)をみると、最小二乗法の推定結果と比べて、1期成長率でみられた負の効果がについて組織改革企業と非改革企業との間で有意な差異はみられず、一方で、3期目と4期目において、最小二乗法の結果と比較してより大きな組織改革の効果が確認される。この推定結果は、先に述べた最小二乗法による推定結果とは異なり、仮説2を支持しない。最小二乗法による推定結果は、対照群となる企業の選択によって表れているものであることを示唆している。

(表5を挿入)

しかし、同時に「仮説1：組織改革を行った企業は生産性を向上させる」についても、すぐにその効果があらわれるものではなく、一定期間を経てその効果が表れるという条件付きである。Levin (1947)による再凍結の過程、Kotter (1995)による8段階モデルなどが示すように、本稿の分析結果からは、改革が終了してからはその効果はすぐにあらわれず、5年後になって初めて非改革企業との差異がみられることが推定される。ゆえに、「仮説3：組織改革を行うと、当初は生産性を低下させるが、一定期間後生産性を向上させる」は支持された。

ここでみた組織改革は、調査対象全体のものであり、様々なタイプの改革が含まれてい

ることに注意する必要がある。そこで、以下は、組織改革企業の中で、改革の規模や動機、その内容に注目して、仮説を検討したい。インタビュー調査では、組織改革を行った企業に対して、その改革の規模が「部や課の統廃合・簡素化を超える規模か」(Q10-1②)を訊ねている。この設問に「はい」と回答している企業を大規模組織改革企業と定義し、同様に傾向スコアマッチングを用いて推定を行った結果が表6である。この推定結果では、表5に示されている全体の推定結果と同様に、1期差でみられた生産性の成長率の低下は見られず、3期目において成長率の向上が見られる。さらに、3期目に見られる生産性の成長は、全体の推定のそれよりも高い¹⁰。この推定結果は、「大規模な組織改革を行うと、当初は大きく生産性を低下させるが、一定期間後大きく生産性を向上させる」という仮説4の後半部分について支持するものである。

(表6を挿入)

表7は組織改革が業績悪化によってもたらされていない場合の改革の効果をまとめたものである。ここでは、設問項目「Q10-1C 改革実施を決断した理由」において、「業績が悪化し現状の組織では改善の見込みがないと判断」と回答していない企業を抽出している¹¹。組織改革企業全体と比べて顕著にその違いがみられるのは、初期時点において生産性の低下がみられない点と、早期(2期目)から生産性に高い成長がみられる点にある。特に、全体の推定結果から見ることで初期段階の生産性の低下が、業績悪化企業の生産性低下によって引き起こされるものであることを示唆している点で重要である。「仮説5：業績悪化が理由ではない組織改革は、当初の生産性低下は小さく、後半の生産性向上も小さい」という仮説は満たされるが、同時に、「仮説3：組織改革を行うと、当初は生産性を低下させるが、一定期間後生産性を向上させる」で示された初期の生産性低下は、業績悪化企業による改革で顕著にみられる可能性も確認された。

(表7を挿入)

¹⁰ 組織改革企業を全体で見た場合と、大規模組織改革企業で見た場合で、それぞれ傾向スコアマッチングを行っているため、対照群となる企業におけるウェイト付けや企業選択が異なっている点に留意する必要がある。

¹¹ Q10-1Cは複数回答の設問項目であり、それ以外の回答は、「競合他社が改革したことに伴い対抗上実施」「取引先など外部からの勧めがあった」「自らの意志で将来の布石として」「わからない・どちらとも」である。なお、業績悪化企業のみを抽出して推定を行った場合はサンプルサイズが小さいために推定を行うことができなかつたため、非業績悪化理由に組織改革をみることで、その効果を確認している。

仮説6と仮説7はそれぞれ、ボトムアップによる組織改革、権限委譲を伴う組織改革が初期時点でかかる調整費用を小さくするために初期の業績悪化は小さいことを示しているものである。ボトムアップについては、Q10-2②「職員から組織改革について新たな建設的な提案が出たか」という設問項目への回答を用い、権限移譲の有無は、Q10-3①の設問「組織改革による決定権限の下部委譲はあったか」の回答を用いている。推定結果をみると、両方の推定結果において、全体のサンプルで行った推定と同様に3期目で組織改革の効果がみられる点、その効果は全体で見た場合よりも大きい点で共通しており、それぞれの仮説を裏付けるものであるといえる。

(表8、表9を挿入)

5. 分析のまとめと残された課題

本稿は、企業の組織改革が生産性に与える影響という改革の効果に注目し、その特徴を明らかにした。インタビュー調査と財務情報を用いて、傾向スコアマッチングモデルから明らかにされた特徴として、組織改革には、改革を行った直後には効果があらわれず、3年目に、時差をもってその効果があらわれることが示された。これは、Levin (1947) や Kotter (1995) が提示した、組織改革のプロセスの仮説を、生産性への効果という点で裏付けるものである。それに加え、業績悪化によらない組織改革は2期目からの高い効果があらわれ、ボトムアップによる組織改革でより高い効果がみられた点において、常に組織改革の必要性を認識している必要があることや、改革には従業員の賛同や協力が必要であることが示唆される。

ただし、本稿で行った分析には課題が残されている。まず、改革の効果が表れる期間を考慮して分析する為に、分析期間が限定され、サンプルサイズが小さいものとなった。その結果、分析の頑健性をチェックするための、より詳細な分析には及んでいない。その点を改善するには、業績を把握可能であり、かつ、組織改革に重点をおいた統計を大規模に行なう必要がある。また、インタビュー調査は分析対象期間(2000年代)において、1つの改革についてたずねている為に、どれくらいのスパンにおいて企業が改革を実施しているかを把握することはできなかった。これは、分析期間の制約による、組織改革の効果が及ばなくなる時期の把握と共に求められる。

また、組織改革について権限委譲の有無や規模については調査から把握することが出来

たが、より具体的な組織改革の内容（どのような部署を縮小・統合・拡大しているか等）についてはみることが出来なかった。その為、企業は自社が成長するために必要な改革を達成できているという前提をおかざるを得なかった。同規模・同業種の企業が同一の理由で組織改革を行なう時に、それを成功させる要因については、大規模な調査を実施するか、個別企業の事例研究に特化する必要があるだろう。

参考文献

- Bloom, Sadun, & Van Reene, 2012, Americans Do It Better: US Multinationals and the Productivity Miracle, *AER*, 102(1): 167-201.
- Bresnahan, T. F., E. Brynjolfsson, and L. Hitt. (2002), “Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence”, *Quarterly Journal of Economics* 117, pp. 339-76.
- Brynjolfsson, E., & Hitt, L. M. (2000). Beyond computation: Information technology, organizational transformation and business performance. *The Journal of Economic Perspectives*, 23-48.
- Brynjolfsson, E., & Hitt, L. M. (2003). Computing productivity: Firm-level evidence. *Review of economics and statistics*, 85(4), 793-808.
- Brynjolfsson, E., Renshaw, A., & Van Alstyne, M. (2012). The matrix of change. *Sloan Management Review*.
- Caroli, E., and J. Van Reenen, (2001), “Skill-Biased Organizational Change? Evidence from a Panel of British and French Establishments”, *Quarterly Journal of Economics* 116, pp. 1449-92.
- Christensen, C. M. (1997). The Innovator’s Dilemma. *Harvard Business School Press, Cambridge, MA*.
- Crespi, G., Criscuolo, C., & Haskel, J. (2007). *Information technology, organisational change and productivity growth: evidence from UK firms*. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Duncan, R. B. (1976). The ambidextrous organization: Designing dual structures for innovation. *The management of organization*, 1, 167-188.
- 深尾京司・宮川努、2008。『生産性と日本の経済成長』、東京大学出版会。

- Garicano, L., & Rossi-Hansberg, E. (2005). *Organization and inequality in a knowledge economy* (No. w11458). National Bureau of Economic Research.
- Griliches, Z., 1984. *R & D, patents, and productivity*, Chicago, University of Chicago Press.
- Håkanson, C. (2009). *Effects of organizational Change on Firm productivity* (No. 230). Sveriges riksbank Working Paper Series.
- 星野崇宏、2009. 『調査観察データの統計科学—因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店。
- 星野崇宏・岡田謙介, 2006. 「傾向スコアを用いた共変量調整による因果効果の推定と臨床医学・疫学・薬学・公衆衛生分野での応用について」『保健医療科学』, 55, pp. 230-243.
- Heckman, J J., Ichimura H, Todd P E. 1998 Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme, *Review of Economic Studies*, 64, pp. 605-54.
- Jorgenson, Dale W. "Productivity and economic growth." *Fifty years of economic measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*. University of Chicago Press, 1991.
- Kawakami, A. & Asaba, S., 2014. How Does the Market Value Organizational Management Practices of Japanese Firms? Using interview survey data. RIETI Discussion Paper Series 14-E-050.
- Kotter, J. P. (1995). Leading change: Why transformation efforts fail. *Harvard business review*, 73(2), 59-67.
- Kotter, J. P., & Schlesinger, L. A. (2008). Choosing strategies for change. *Harvard business review*, 86(7/8), 130.
- Lee, K., T. Miyagawa, S. Kabe, J. Lee, H. Kim, Y. Kim, K. Edamura (2009), "Management Practices and Firm Performance in Japanese and Korean Firms", Paper presented CAED Tokyo Conference on October 2, 2009.
- 宮川努、2005. 『日本経済の生産性革新』、日本経済新聞社。
- 宮川努, & 浜瀧純大. (2004). わが国 IT 投資の活性化要因— JIP データベースを利用した国際比較と実証分析—. *経済研究*, 55(3), 245-260.
- 宮川努, 滝澤美帆, & 金榮慧. (2010). 無形資産の経済学・生産性向上への役割を中心として. 日本銀行 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』 0-J-8.

- Nadler, D. A. (1981). Managing organizational change: An integrative perspective. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 17(2), 191-211.
- 長岡貞男、1993. 『日米欧の生産性と国際競争力』、東洋経済新報社。
- Nelson Richard, R., & Winter Sidney, G. (1982). An evolutionary theory of economic change. *Harvard Business School Press, Cambridge*.
- Olley, S., & Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 1263-97.
- Rosenbaum, P R. and D B. Rubin, 1983, the Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70(1), pp. 41-55.
- 篠崎彰彦、2007.日本企業の業務・組織・人材改革と情報化の効果に関する実証研究--全国3141社のアンケート結果に基づくロジット・モデル分析、経済分析 (179), 36-54
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*, 312-320.
- Solow, R. M., 1987. "We'd Better Watch Out," *New York Times Book Review*, July 12.
- van Ark, B. 2004. The Measurement of Productivity: What Do the Numbers Mean? G. Gelauff, L. Klomp, S. Raes, and T. Roelandt (eds.) *Fostering Productivity: Patterns, Determinants, and Policy Implications*. Amsterdam: Elsevier, 29-61.
- Van Ark, B., Inklaar, R., & McGuckin, R. H. (2003). Changing gear: Productivity, ICT and service industries: Europe and the United States. *The Industrial Dynamics of the New Digital Economy, Edward Elgar*, 56-99.

表 1. 改革企業・非改革企業の分布

	非改革企業	改革企業	改革企業 (改革終了年)	改革企業 (改革開始年)
2000	110	197	1	20
2001	117	203	10	9
2002	118	203	7	7
2003	123	209	6	14
2004	126	216	8	9
2005	130	227	7	16
2006	134	238	13	14
2007	137	251	12	18
2008	138	253	19	22
2009	139	253	19	43
2010	139	253	28	23
2011	139	252	25	19
合計	1,550	2,755	155	214

表 2. 記述統計量

	サンプルサイズ	平均値	標準偏差
全企業			
dTFP(t+1)	533	0.002	0.039
dTFP(t+2)	533	0.003	0.055
dTFP(t+3)	533	0.000	0.064
dTFP(t+4)	533	-0.009	0.087
dTFP(t+5)	533	-0.014	0.093
対数従業員数	533	6.743	1.079
売上高利益率	533	0.051	0.060
対数企業年齢	533	4.015	0.451
株式海外法人保有比率(%)	533	7.164	8.745
株式役員保有比率(%)	533	5.815	9.074
非組織改革企業			
dTFP(t+1)	502	0.003	0.035
dTFP(t+2)	502	0.003	0.051
dTFP(t+3)	502	-0.001	0.063
dTFP(t+4)	502	-0.010	0.087
dTFP(t+5)	502	-0.015	0.093
対数従業員数	502	6.729	1.069
売上高利益率	502	0.052	0.061
対数企業年齢	502	4.011	0.461
株式海外法人保有比率(%)	502	7.136	8.850
株式役員保有比率(%)	502	6.024	9.246
組織改革企業			
dTFP(t+1)	31	-0.010	0.081
dTFP(t+2)	31	-0.003	0.102
dTFP(t+3)	31	0.015	0.068
dTFP(t+4)	31	0.009	0.076
dTFP(t+5)	31	0.000	0.083
対数従業員数	31	6.963	1.229
売上高利益率	31	0.041	0.046
対数企業年齢	31	4.071	0.249
株式海外法人保有比率(%)	31	7.621	6.930
株式役員保有比率(%)	31	2.433	4.476

表 3. 組織改革の実施要因

変数名	組織改革ダミー		
	係数	限界効果	漸近的t値
株式海外法人保有比率	-0.016	-0.002	-1.29
株式役員保有比率	-0.039	-0.004	-1.65 *
売上高利益率	-2.591	-0.251	-1.31
企業年齢対数値	-0.793	-0.077	-2.01 **
従業員数対数値	0.191	0.019	1.58
定数項	-2.487		-1.34
サンプルサイズ	533		
疑似決定係数	0.193		
対数尤度	-95.402		
C統計量	0.827		

注) 被説明変数は組織改革を行っていれば 1、行っていないならば 0 のダミー変数。プロビットモデルで推定を行い、標準誤差は White の修正による標準誤差を採用している。アスタリスク*, **はそれぞれ有意水準が 10%, 5% で帰無仮説を棄却していることを示している。

表 4. 組織改革が生産性成長率に与える影響（最小二乗法）

	1期差成長率	2期差成長率	3期差成長率	4期差成長率	5期差成長率
組織改革ダミー	-0.014 *	-0.006	0.015	0.019	0.016
	-1.92	-0.59	1.34	1.23	0.94
サンプルサイズ	533	533	533	533	533
F値	3.675	0.346	1.789	1.514	0.887
Prob>F	0.056	0.557	0.182	0.219	0.347
調整済み決定係数	0.005	-0.001	0.001	0.001	0.000

注) 被説明変数は生産性成長率。l 期成長率とは、組織改革を実施した年を k 年とした時、k 年と k+l 年の間の生産性成長率をあらわす。最小二乗法で推定を行い、標準誤差は White の修正による標準誤差を採用している。アスタリスク *, **, *** はそれぞれ有意水準が 10%, 5%, 1% で帰無仮説を棄却していることを示している。ここでは、コントロール変数は加えていない。

表 5. 組織改革が生産性成長率に与える影響（傾向スコアマッチング）

	非改革企業	改革企業	差分	t値
1期差成長率	-0.006	-0.010	-0.004	-0.23
2期差成長率	-0.016	-0.003	0.013	0.62
3期差成長率	-0.019	0.015	0.034	2.06 **
4期差成長率	-0.026	0.009	0.035	1.82 *
5期差成長率	-0.024	0.000	0.024	1.27

注) 改革企業の生産性成長率と、非改革企業の生産性成長率を比較し、その差がゼロであるという帰無仮説を t 検定している。アスタリスク*, **, ***はそれぞれ有意水準が 10%, 5%, 1%で帰無仮説を棄却していることを示している。改革企業と非改革企業の比較は表 3 で行なったプロビットモデルの推定結果から算出される傾向スコアを用いて、キャリパー0.01 のマッチングを行い、改革企業と傾向スコアの近い企業を非改革企業の中から選んで行なったものである。組織改革を行った企業は 31 社であった。

表 6. 大規模な組織改革が生産性成長率に与える影響（傾向スコアマッチング）

	非改革企業	改革企業	差分	t値
1期差成長率	-0.020	-0.010	0.010	0.02
2期差成長率	-0.049	-0.003	0.046	0.98
3期差成長率	-0.039	0.020	0.059	2.04 *
4期差成長率	-0.016	0.013	0.029	0.96
5期差成長率	-0.031	0.001	0.032	0.91

注) 改革企業（統廃合）は、改革企業の内、「組織変更は部や課の統廃合・簡素化を超える規模か」という設問に「はい」と回答した企業 27 社である。

表 7. 要因別の組織改革が生産性成長率に与える影響（傾向スコアマッチング）

	非改革企業	改革企業	差分	t値
1期差成長率	-0.006	0.010	0.016	1.42
2期差成長率	-0.016	0.025	0.041	2.73 ***
3期差成長率	-0.019	0.020	0.039	2.21 **
4期差成長率	-0.026	0.011	0.037	1.73 *
5期差成長率	-0.024	0.002	0.026	1.22

注)「改革企業（非業績悪化）」は「業績が悪化し現状の組織では改善の見込みがないと判断」以外の要因で組織改革を行なった企業 19 社である。

表 8. 従業員の提案を伴う組織改革が生産性成長率に与える影響（傾向スコアマッチング）

	非改革企業	改革企業	差分	t値
1期差成長率	-0.008	-0.011	-0.003	-0.11
2期差成長率	-0.041	-0.003	0.038	1.01
3期差成長率	-0.031	0.021	0.052	2.22 **
4期差成長率	-0.015	0.014	0.029	1.10
5期差成長率	-0.030	0.002	0.032	1.07

注) 改革企業（従業員提案）は、改革企業の内、「職員から組織改革について新たな建設的な提案が出たか」という設問に「はい」と回答した改革企業 19 社である。

表 9. 権限委譲の組織改革が生産性成長率に与える影響（傾向スコアマッチング）

	非改革企業	改革企業	差分	t値
1期差成長率	-0.017	-0.004	0.013	0.44
2期差成長率	-0.072	0.003	0.075	1.35
3期差成長率	-0.058	0.025	0.083	2.51 **
4期差成長率	-0.020	0.029	0.049	1.40
5期差成長率	-0.040	0.010	0.050	1.27

注) 改革企業（権限委譲）は、改革企業の内、「組織改革による決定権限の下部委譲」がある改革を行なった企業 19 社である。

補論. Olley and Pakes 法による生産性の推計方法

企業レベルの生産性の推計に、本稿は Olley and Pakes (1996)の生産関数を用いる¹²。Olley and Pakes (1996)の生産関数は、内生性、セレクション・バイアス、企業間で異なる確認できない要素といった推計上の問題を改善するものである。生産関数の概要は以下のとおりである。

企業 i の $t+1$ 期における生産関数の期待値 $E[\Omega_{i,t+1}]$ は、現在の生産性と資本ストックのレベルの関数として与えられる。

$$E[\Omega_{i,t+1} | \Omega_{it}, K_{it}]$$

そして、企業 i は以下のベルマン方程式で割引現在価値を最大化する。

$$V_{it}(K_{it}, a_{it}, \Omega_{it}) = \text{Max}[\Phi, \text{Sup}_{I_{it} \geq 0} \Pi_{it}(K_{it}, a_{it}, \Omega_{it}) - C(I_{it}) + \rho E\{V_{i,t+1}(K_{i,t+1}, a_{i,t+1}, \Omega_{i,t+1}) | J_{it}\}]$$

$\Pi_{it}(\cdot)$ は利潤関数、 $C(\cdot)$ は投資の費用関数、 ρ は割引因子、 $E(\cdot | J_{it})$ は企業 i の情報 J_{it} による期待値演算子である。また、清算時に得られ企業価値 Φ が割引利益の期待値を上回れば、退出すると仮定する。

マルコフ完全均衡の解から退出戦略と投資戦略は次の通り示される。

$$\chi_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Omega_{i,t-1} \geq \underline{\Omega}_{i,t-1} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \quad I_{it} = I(\Omega_{it}, K_{it}, a_{it})$$

企業は、前期の生産性レベル $\Omega_{i,t-1}$ が閾値 $\underline{\Omega}_{i,t-1}$ を上回れば、市場に留まる ($\chi_{it} = 1$)。投資戦略は、今期の生産性レベル Ω_{it} 、資本ストック K_{it} 、企業年齢 a_{it} に依存する。

以上の仮定に従い、Olley and Pakes (1996)は付加価値が労働、資本、企業年齢、生産性レベルによって決まる生産関数を提示する。

$$Y_{it} = F(K_{it}, L_{it}, a_{it}, \Omega_{it})$$

¹² Olley and Pakes (1996)の推定にあたり、我々は STATA のコマンドである *opreg* を用いる。補論は、このコマンドの解説である Yasar, Raciborski and Poi (2008)で記述されている内容を参考にしている。

Y_{it} と L_{it} はそれぞれ、 t 期における企業 i の付加価値と労働投入量である。コブ・ダグラス型を仮定すると、これは、

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + u_{it} \quad \text{and} \quad u_{it} = \Omega_{it} + \eta_{it}$$

と書き換えることができる。小文字で示される変数はその値が自然対数変換されていることを示すものである。

前述の同時性バイアスとセレクション・バイアスのために、最小二乗法による生産関数の推定は不偏性と一致性を満たさない。そこで、Olley and Pakes (1996)は投資額の決定に関するルール $I_{it} = I(\Omega_{it}, K_{it}, a_{it})$ を採用している。この逆関数として、生産性レベル Ω_{it} に関する

$$\Omega_{it} = I^{-1}(I_{it}, K_{it}, a_{it}) = h(I_{it}, K_{it}, a_{it})$$

を置く。これを、上記の生産関数に代入すると、

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \phi(i_{it}, k_{it}, a_{it} + u_{it}) + \eta_{it}$$

が得られる。 $\phi(i_{it}, k_{it}, a_{it} + u_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_a a_{it} + h(i_{it}, k_{it}, a_{it})$ である。なお、 $h(i_{it}, k_{it}, a_{it})$ は二乗項まで含む関数を仮定する。

また、退出に関するルールは、セレクション・バイアスの問題を除くことになる。 t 期に生存する確率は一期前の生産性レベル Ω_{it-1} と閾値 $\underline{\Omega}_{it-1}$ 、に依存しており、一期前の生産性レベル Ω_{it-1} は企業年齢、資本ストック、投資額に依存する。このルールから、我々は企業が市場に留まり続ける確率の予測値 \hat{P}_{it} をプロビットモデルから推定することが可能であり、生産関数も生存確率の予測値を含む次式に書き換えることができる。

$$y_{it} - \beta_l l_{it} = \beta_k k_{it} + g(\hat{\phi}_{t-1} - \beta_k k_{it-1} - \beta_a a_{it-1}, \hat{P}_{it}) + \xi_{it} + \eta_{it}$$

$g(\cdot)$ は二次項までとる $\hat{\phi}_{t-1} - \beta_k k_{it-1} - \beta_a a_{it-1}$ と \hat{P}_it を説明変数とする多項式であり、 ξ_{it} は存続し、投資と退出決定に依存しない TFP である。生産関数の推定結果は補表に示す。なお、推定に用いた変数の作成方法は以下のとおりである。

実質売上高は財務情報より得られる「総売上高」、実質中間投入は「売上原価」と「販売費及び一般管理費」を差し合わせ、「労務費」「減価償却」「租税公課」を除いたものを、JIP データベースより得られるデフレーターを用いて実質化したものである。資本ストックは、確認されるもっとも古い年次である 1978 年、もしくは上場した年の有形固定資産簿価を初期値とし、恒久棚卸法で実質準資本ストックを推計している¹³。

それ以外の変数については、共変量として「外資の株式保有比率」「役員の株式保有比率」「企業年齢」、「営業利益」と「総売上高」を用いて作成する「売上高利益率」を使用する。

¹³ 償却率は建物が 0.047、構築物が 0.056、機械・装置が 0.095、工具が 0.088 である。