

論 文

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響

—株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証—

佐久間 智広

〈論文要旨〉

本研究の目的は、ビジネスユニットのマネジャーの個人差が自身のユニットの業績に与える影響を検証することにある。経営者やマネジャーが誰であるかによって意思決定が異なり、その結果として業績も異なるということは、多くの企業実務や経営学の研究において前提となっている。しかしながら、マネジャーが誰であるかによって担当するビジネスユニットの業績にどの程度の違いが生じるのかについて、理論的予測は必ずしも一貫しておらず、実証的な証拠も示されていない。そこで本研究では、株式会社ドンクにおける店舗別の財務・人事データを用いて、マネジャーの個人差が組織業績に与える影響の有無とその大きさを推定した。検証の結果、マネジャーの個人差は、ビジネスユニットの業績に対して経済的に重要な影響を与えるということを発見した。加えて、推定された個人差は、マネジャーのキャリア、年齢の違いと有意に関係していることを発見した。

〈キーワード〉

マネジャー、個人差、人的資源、業績、階層線形モデル(HLM)

The Influence of Managers on Their Business-Units' Performance

Tomohiro Sakuma

Abstract

This paper investigates whether and how managers affect their business-unit's performance. Although it is often assumed that managers can exert idiosyncratic influence on their business-units' performance, this is neither theoretically consistent nor empirically tested. Using proprietary archival data from a bakery firm, DONQ Co., LTD., I estimate the shop managers' effect on the units' performance and find them to be statistically and economically significant. I further show that the estimated manager-specific effects are associated with their career and age.

Key Words

Manager, Style, Human resource, Performance, Hierarchical linear model (HLM)

2014年6月2日 受付
2015年8月21日 受理
松山大学経営学部講師

Submitted : June 2, 2014
Accepted : August 21, 2015
Lecturer, Faculty of Business Administration, Matsuyama University

1. はじめに

1.1 目的

「組織は人である」という格言がいたるところで使われることから分かるように、経営者が誰か、マネジャーが誰かによって企業やビジネスユニットの業績に大きな違いが生まれることは、多くの企業実務や経営学の研究において前提となっている¹(Crossland and Hambrick 2011; Fulmer and Ployhart 2014)。経営者の個人差が企業業績に有意な影響を与えていることは幾らかの研究で発見されている(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003; Crossland and Hambrick 2011; Ge et al. 2011; Hambrick and Quigley 2014)ものの、マネジャーの個人差がビジネスユニットの業績にどのような影響を与えているのかについての客観的な証拠はほとんど示されてこなかった。そのため、最も重要な経営資源(Fulmer and Ployhart 2014)であるとされる人が、実際にどれほど重要であるのかは明らかになっていない。

以上のような背景から、本研究ではマネジャーの個人差が組織業績にどの程度の影響を与えるかを明らかにすることを第1の目的とする。もしマネジャーの個人差が業績に影響を与えるのであれば、次にどのような個人が業績に良い(悪い)影響を与えるのか、という疑問が生じる。そこで、個人差を規定する要因を探索することを第2の目的とする。

1.2 必要性と意義

マネジャーの個人差と業績の関係を明らかにすることは以下の2点の意義をもつ。第1に、マネジャーの個人差と業績の関係を明らかにすることは、個人差の一部に注目した先行研究の前提条件についての実証的証拠を示すことにつながる。個人の組織コミットメントやモチベーションといった個人属性に注目する先行研究では、個人差が組織の業績に大きな影響を与える、という前提が置かれている(Augier and Teece 2005; Fulmer and Ployhart 2014)。しかし、そもそもマネジャーが誰かによって業績がどの程度変動するのか、という根本的な疑問が明らかになっていない。もしマネジャーの個人差が業績にあまり影響を与えないのであれば、個人の属性や心理状態を良好なものにする施策を講ずることは組織業績に貢献しないかもしれない。本研究の分析を通じて個人差に注目した既存研究の前提条件を明らかにすることで、これらの研究の成果を組織業績への影響の大きさと関連付けて再検討することができる。

第2に、マネジャーの個人差が業績に与える影響を数量的に把握することは、実務におけるインセンティブ・システムの設計や人的資源開発への投資意思決定の指針となりうる。マネジャーの違いがどの程度の業績の違いをもたらすのかという情報は、インセンティブ強度をどの程度に設定すれば良いのか、人的資源開発の施策にどの程度投資するか等の意思決定に利用可能であると考えられる。さらに、どのようなマネジャーの業績が高いのかを明らかにすることで、どのようなマネジャーを登用すべきか、どのように教育すべきか、といった企業の行動に有用な情報を提供しうる。

1.3 研究方法

研究目的を果たすため、パンの製造・販売店を運営する株式会社ドンクの財務データおよび人事データを用いた定量的分析を行う。ドンクは、同業態の店舗を約200店有する。各店舗の

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
 -株式会社ドシンの店舗データを用いた定量的検証-

店長は、共通の業績評価システムのもとで他の店長と同一の業績指標に責任を持ち、評価される。そのため、同一の業務内容と業績責任を持ち、共通の業績評価システムで評価される数多くのマネジャーのサンプルを確保できる。

本研究では、店舗と店舗に所属する店長、という階層性を持つこのサンプルの分析に適合する階層線形モデルを使ってマネジャーの個人差が業績へ与える影響の有無とその大きさの検証、および個人差を規定する要因の析出を行うことにする。

本論文の構成は次のとおりである。次の2節ではマネジャーの個人差と業績の関係についての理論、および実証研究を整理し、研究課題を設定する。3節ではリサーチサイトの概要を説明し、作業仮説を提示する。その上で、データ、そして推定モデルを示す。4節では推定結果を示した上で、結果を考察する。5節では、4節で推定した個人差を規定する要因を探索する。6節で研究の結果をまとめ、研究の貢献と限界を述べる。

2. 先行研究のレビューと課題の設定

マネジャーの個人差が組織の意思決定や業績に大きな影響を与えることは、多くの経営学の研究において暗黙的に前提とされてきた(Crossland and Hambrick 2011; Fulmer and Ployhart 2014)。しかしながら、この当たり前とも思える前提に関して、経済学理論、戦略論等の理論ベースによって見解が異なる(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003; Lazear et al. 2015)。さらに、マネジャーの個人差の業績への影響について実証的に明らかになっているわけでもない。そこで本研究では、ノウハウや知識、キャリアパス、教育、経験、性格等の違いによって生じるマネジャーの違いを包括して「個人差」として扱い、個人差と業績の関係をテーマとする先行研究をレビューすることで、研究課題を設定する。

2.1 マネジャーの個人差と業績の関係

新古典派経済学の視点に立つと、マネジャーは均質的に、最も合理的な意思決定を行うと想定される(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003)。この想定の下では、マネジャーは互いに完全な代替関係にある(Bertrand and Schoar 2003)。同じ組織の同じ職務、職位のマネジャーは誰であっても最も合理的な意思決定を行うということを前提とするため、マネジャーの個人差が自身が責任を持つビジネスユニットの業績に影響を与えることを捨象している。

エージェンシー理論の考えの下では、マネジャーの組織内での行動はリスクに対する態度等に依りて異なることが想定される(Milgrom and Roberts 1992)。ただし、この文脈において個々のマネジャーが別々の行動をとるのは、コントロールが行き届いていない時である(Bertrand and Schoar 2003)。一般にマネジャーはマネジメント・コントロール・システムによって組織目標達成のために経営資源を効果的、効率的に獲得、利用するよう動機づけられる(Anthony et al. 1965, p. 2; Gibbons and Roberts 2013; Merchant and Van der Stede 2012, p. 6)。つまりマネジャーは、マネジメント・コントロール・システムを通して組織目標達成のために最も合理的な意思決定を行うようコントロールされているため、彼らの個人差が意思決定や業績に影響を与えることは想定されない。

一方で、リソース・ベースの経営学の考えに従って、個人差を人的資源と捉えるインタングブルズ(無形資産)・マネジメントの文脈では、マネジャーの個人差が競争優位に影響を与える

と考えられている(Augier and Teece 2005). マネジャーのノウハウ, 知識, キャリアパス, 教育, 経験といった個人差は, 個人が保有し, 個人とともに移動するインタンジブルズであり, 人的資源と呼ばれる(MERITUM 2001). この人的資源の異質性が自身のビジネスユニットの異質性につながり, 結果として業績の違いをもたらす(Kristandl and Bontis 2007; Marr and Roos 2005). この研究文脈の視点に立つと, マネジャーの個人差が自身のビジネスユニットの意思決定や業績に有意かつ大きな影響を与えることが予測される.

上記のように, 理論によって異なる前提が置かれるマネジャーの個人差とビジネスユニットの意思決定および意思決定の帰結としての業績との関係であるが, 実証的な証拠が十分に蓄積されているとはいえない. 個人差と業績の関係を想定しない経済学の文脈に依拠した実証研究では, 個人差を誤差として扱い, インセンティブ等の注目する要因の違いがマネジャーの行動に一樣に影響を与え, 結果として業績に影響を与える様を検証する. 一方の個人差と業績の関係を想定する理論に依拠した研究もまた, 想定した以外の個人差の多くの要因を誤差として扱う. 管理会計領域の実証研究では, 例えば組織コミットメント(Lau and Moser 2008), 従業員の満足度(Banker and Mashruwala 2007), 公正感や自己効力感(Burney et al. 2009; Burney and Widener 2013; Lau and Moser 2008), 組織市民行動(Burney et al. 2009; Burney and Widener 2013)といった個人属性が業績に影響を与えることが発見されてきた. しかしながら, 先行研究で取り上げられた個人属性はあくまでも個人差を形成する一部分である. これらの研究が検証しているのは, モチベーションやコミットメントといった個人差のうちの一部である個人属性を抽出して定量化した尺度と業績との間にある関係であり, それぞれの研究が注目する特定の個人属性以外の個人差は誤差として扱われる. そのため, 経済学ベースの実証研究, 従業員の個人属性に注目した実証研究, どちらの研究も個人差を捉えておらず, これらの研究からは, 本研究が注目する個人差とビジネスユニットの業績との間の関係は明らかにならない.

2.2 個人差に注目した先行研究

個人差を対象とした実証研究がほとんど行われてこなかったのは, 個人差全体を測定し, 分析に加えることが方法論的に困難であること, そしてデータの獲得が困難であることによる. ただし, 経営者の個人差を対象とした先行研究はいくつか存在する.

Bertrand and Schoar (2003)は, 公表財務データと経営者の在籍情報を組み合わせてパネルデータを作成し, 業績に対する経営者の固定効果を推定することで, 個人差にアプローチした. 彼らは, 企業業績や経営者の意思決定を表す変数を従属変数にとり, 年度の固定効果, 企業の固定効果, その他コントロール変数とともに経営者の固定効果を回帰した. 彼らは推定された経営者の固定効果を, 年度・企業・その他年度とともに変動する企業レベルの要因をコントロールした上で生じる, 業績に対する経営者の個人差(彼らは経営者の"Style"と呼称した)の影響であると解釈した. 検証の結果, 経営者の固定効果, つまり経営者の個人差が, 業績や投資, 財務, 組織的実務といった多くの範囲の企業の決定に有意かつ大きな影響を与えていることが発見された. Bamber et al. (2010)は Bertrand and Schoar (2003)と同様の方法を用いて, 複数企業を渡り歩いた経営者の固定効果が自発的な業績予測の公表に与える影響を検証した. その結果, 予測頻度, 予測の正確性, 予測によって伝えられる内容, そして予測の正確性についてのバイアスに経営者の固定効果が有意に関係していることを発見した. Ge et al. (2011)も同様の方法を用いて, CFOの固定効果が裁量的会計発生高やオフ・バランスシート活動, 会計操作等の会計実務に有意に関係していることを発見した.

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

このような経営者の固定効果を用いて経営者の個人差が業績に与える効果を推定するモデルに対して、そのモデルとは別に業績の分散を分解することで経営者の個人差の効果の大きさを推定する方法(Variance Partition Methodology: VPM)を用いて、上のアプローチでは検証できなかった「経営者の個人差は業績にどの程度の影響を与えるのか」を統計的に推定する研究も存在する(Hambrick and Quigley 2014). Crossland and Hambrick (2011)は、階層線形モデル(HLM)を用いて企業業績の変動に CEO の違いが与える影響を検証した。その結果、ROA や ROIC, ROS といった企業の業績の変動のうち、いくらかの割合はマネジャーの効果によって変動すること、そしてその変動の大きさは国ごとに違うことが発見された。例えば経営者の権限が大きいとされるアメリカでは、ROA の変動のうち 15%が経営者の違いで説明されるが、経営者の権限が小さいとされる日本では 6%であったと推定された。

これらの先行研究は、経済学において誤差として扱われる経営者の個人差が、業績や意思決定の違いをもたらす重要な要因であることを示した(Bertrand and Schoar 2003)。しかし、データの入手可能性から、組織内のマネジャーを対象とした研究は行われていない(Lazear et al. 2015)。

組織内のデータを用いた数少ない研究のひとつである Lazear et al. (2015)は、テクノロジーベースの企業の生産データを用いた分析から、監督者が労働者の生産性に優位な影響を与えることを発見した。下位 10%点の監督者と上位 10%点の監督者との間には 9名のチームにおいて労働者 1人分以上の生産性の違いをもたらし、この影響は部下への教育のスキルの違いから生じることを発見した。彼らの研究は組織内の人材を対象とした数少ない先行研究である。ただし、この研究では、研究対象がチームであり、監督者はチームメンバーの生産性や、自身のチームの業績責任を持つ存在ではないと考えられる。そのため、この研究の対象である監督者は組織の業績責任と権限を持ち、自身のビジネスユニットに関する意思決定を行うようなマネジャーではない。

2.3 研究課題

マネジャーの個人差と業績の間には、理論ベースによって異なる前提が設けられている。しかしながら、どちらの理論ベースに立った研究も、マネジャーの個人差が業績にどれほどの影響を与えるのか、という前提条件に対する実証的証拠を示していない(Lazear et al. 2015)。経営者を対象とした研究では、経営者の個人差が業績や意思決定に大きな影響を与えることが発見されているが、マネジャーもまた経営者と同じく、個人差が業績に大きな影響を与えているのか否かは未だ検証されていない実証的課題である。

マネジャーも経営者と同様、個人差を意思決定に反映させ、業績に影響を与えている可能性がある。しかしながら、マネジャーは経営者にコントロールされる立場にある。一般に、マネジャーに与えられる権限や責任は経営者より小さい。そのため、業績に個人差を反映させる余地が小さく、経営者と同じように個人差が業績に大きな影響を与えない可能性もある。

経営者の個人差を対象とした実証研究を行うためには、企業の業績データに加え、経営者の所属に関するデータをパネルデータとして利用する必要がある。特に後者のデータは獲得が難しいため、研究の数が少なかった。マネジャーを対象とする場合、社内のビジネスユニットごとに集計された業績データおよび人事データを用いる必要があるため、データの入手がさらに困難となる。そのため、マネジャーを対象とした研究はほとんど行われていなかった。以上から本研究は、未だ実証的課題として残された「マネジャーの個人差は業績に大きな影響を与えるのか」に取り組むこととする。

3. 研究のセッティング

3.1 リサーチサイト

課題を検証するため、株式会社ドンク(以下ドンクと表記)における各店舗のデータを用いる。ドンクは、百貨店等を中心としたインスタペーカリーの先駆的存在であり、今なおリーディングカンパニーである。創業100年を超え、国内外に約200店舗を展開する。インスタペーカリーの業態では、セントラルキッチンで作った冷凍パン生地を店舗に配送し、店舗の窯で焼き、販売する企業も少なくないが、ドンクは各店舗で毎日の気温や湿度に合わせて粉から生地を作り、焼き上げて販売する。このような方式を取ることで、高品質で新鮮なパンを販売することができる。しかし、各店舗に技能の高い職人を抱えることや製造のための設備やスペースを設けることを必要とするため、コストは割高となる(三矢 2007)。加えて、セントラルキッチンで作成された冷凍品を用いる場合に比べて生産のリードタイムが長く、当日の生産量の可変性が小さいため、適切な販売予測に基づいた生産の意思決定が重要となる。

本研究において注目するマネジャーは各店舗の店長である。各店舗はプロフィット・センターであり、店長が裁量権を持つ管理可能な範囲で店舗の利益責任を持つ。店長は、自身の店舗の売上高、労働生産性²、そして貢献利益の予算比および前年同月比によって評価を受ける。

彼らが店舗を管理し、業績目標を達成するために重要とされているのは、失敗・売れ残り等によって生じるロスを減らすこと、パート・アルバイトを含む人員の適切な管理、そして効果的な販売活動である(三矢 2007)。ドンクでは、各店舗の店長が、当日の天気や近隣の行事等から需要を予測し、製品ミックス(品揃え)や生産量を決定する。店舗ごと、時期ごと、更に細かくはその日の天気や周囲の催し等によって変動する適切な製品ミックスや生産量を予測し、リードタイムを勘案しながら、適切なタイミングで、適切な商品を適切な数量生産することで売れ残りによる廃棄のロスを減らすことが求められる。残品や、失敗品によるロスは集計され、店舗管理の重要な指標とされている。また各店舗の人員の多くはパートやアルバイトであるため、店長は日々の人件費をある程度コントロールすることができる。その時々によって変わる混雑具合に合わせて適切な人員を適切な人数配置することなどを通じた、人件費のコントロールをうまく行うことが求められる。複数のタスクをこなせる人員を育成することを通して、人件費の額に影響を与えることができる。このような権限を持つ一方で、店長は値下げを行う権限を持たない。また、一部の店舗オリジナルの製品を除き、価格の決定権を持たない。つまり売上高に直接影響する売値をコントロールする権限はほとんど持たない。

このような役割から、店長はプロフィット・センターの長であるが、管理可能性の高い業績指標はコストであり、コストに関する意思決定が店舗の利益目標の達成のために重要であることが分かる。ただし、一見直接影響を与えづらいと考えられる売上高もマネジャーによって大きく異なること、つまり「売る能力」が存在することも知られている。「売れる店長」は効果的な商品構成・ディスプレイ・販売促進活動を通して、同じ費用のもとでも、売上高を伸ばすことができると考えられている。逆に、顧客がほしい商品を切らせることによって生じる売り逃しは、売上高に悪影響を与える。そのため、売上高も店長にとって管理可能な指標であると考えられており、店長を評価する際に重要な業績指標とされる。

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

3.2 作業仮説の設定

このようなリサーチサイトの特性を踏まえ、前節で設定した本研究の課題をより具体的な作業仮説に置き換えることとする。ドンクの店長にとって管理可能性が高いロスや人件費といったコストに関する意思決定は、利益目標の達成を左右する重要な要因である。もし、店長が一律に最も合理的な意思決定を行うのではなく、個人差が業績に影響を与えるならば、ロス・人件費という管理可能性の高いコスト項目がマネジャーの違いによって大きく変動すると考えられる。ここから次の仮説を設定する。

H1: マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与としたロスの変動に影響を与える。

H2: マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与とした人件費の変動に影響を与える。

一方で、予めレシピで分量が決められている材料費については、一部の店舗オリジナル、エリアオリジナル品を除いて同じ商品に対して同じ分量が用いられる。そのため、材料費はマネジャーが誰であるかにかかわらず売上高の変動に対して一定の割合で推移すると考えられる。ここから、次の仮説を設定する。

H3: マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与とした材料費の変動に影響を与えない。

総費用にはロスや人件費のようにマネジャーの個人差が影響を与えると予測される費目に加え、光熱費、テナント料など、マネジャーの意思決定に関わらず固定的に発生する費用が含まれる。そのため、マネジャーたちの個人差は、総費用に対して影響を与えるが、ロスや人件費ほど大きな影響を与えないと予測される。

H4: マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与とした総費用の変動に影響を与える(ただし、ロスや人件費よりは影響が小さい)。

上記のようにマネジャーの「売る能力」が存在する場合、売上高がマネジャーの違いによって大きく変動すると考えられる。そこで、次の仮説を設定する。

H5: マネジャーの個人差は、費用の変動を所与とした売上高の変動に影響を与える。

ドンクの各店舗はプロフィット・センターであり、店舗で集計される最も集約された業績指標は営業利益である。もし、上記のロス、人件費、売上高の変動にマネジャーの個人差が大きな影響を与えたとしたら、利益にもまた影響を与えることが予想される。

H6: マネジャーたちの個人差は、利益の変動に影響を与える。

3.3 データ・変数・推定モデル

仮説を検証するための分析には、ドンクの店舗ごとの月次財務データおよび店長の所属に関する人事データを用いる。本研究の課題を検証するにあたって、ドンクのデータは以下の2点から適していると言える。第1に、各店舗の月次財務データ、および店長の人事データの両方を利用できる。マネジャーがビジネスユニットの業績に与える影響を検証するためには、ビジネスユニットの財務業績データと、マネジャーの所属に関する人事データが必要となる。しかし、このような社内アーカイバルデータを入手することは非常に困難である(Matsumura and Shin 2006; Moers 2006)。ドンクのデータは本研究の課題を検証することができる貴重なデータである。第2に、共通の職務内容で、なおかつ共通のマネジメント・コントロール・システムで管理されるマネジャーのサンプルを多数得られる。これによって業務内容や業績責任、業績評価など、マネジャーの個人差以外の要因がコントロールされた状況で、マネジャーの個人差と業績の関係を検証することができる。

本研究における業績、つまり従属変数は店舗ごとに集計されたコスト(ロス、人件費、材料費、

そして総費用), 売上高, 労働生産性および貢献利益の変動である。ロス(製造段階での失敗や売れ残りによって生じた材料の費用)である。人件費には社員, パート・アルバイトの人件費, 交通費や法定福利費, 賞与引当金, 退職金³等が含まれる。材料費は店舗のコスト構造の中で比較的多くの割合を占める, 店舗で消費された材料費の合計である。総費用は店舗の業績測定に用いられるすべての費用である。また, 労働生産性は, 粗利益を人件費で割って計算され, マネジャーの業績評価に用いられる利益指標である。貢献利益は, 売上高と変動費の差額でありマネジャーの評価に用いられる最も集約された指標である。

これらの業績変数とマネジャーの個人差の関係を検証するため, 階層線形モデル(Hierarchical linear model: HLM)を用いた分析を行う。HLMとは, データの階層関係を組み込んだ統計技法である。本研究で用いるデータには, 店舗とそこに属するマネジャーという階層関係がある。このような階層関係を考慮しないまま回帰分析を行うと, 誤差項に級内相関が生じ, 分散が不均一となる。具体的には, 同一店舗の t 期の業績と $t+1$ 期の業績との間には他店舗の t 期の業績との間にはない相関関係があることが推測される。同様に, あるマネジャーが店長であった時の業績には, 他のマネジャーが店長であった時の業績との間にはない相関関係があることが推測される。HLMを用いることで, このようなデータの階層関係によって生じる級内相関の問題に対処できる(新井ほか 2014; Ho et al. 2014; Misangyi et al. 2006)。

さらに, HLMは本研究の仮説を検証するにあたって重要な特性を持つ。すなわち, HLMを用いると, 階層別に分解した誤差項の分散の相対的な割合を示すことができる。これは, 従属変数の分散が階層関係の中のどのレベルで, どの程度説明できるかを推定することができる, ということの意味する(新井ほか 2014; Crossland and Hambrick 2011; Mollick 2012; Misangyi et al. 2006)。HLMのこの特性を利用すると, 業績の変動のうちどの程度の割合がマネジャーレベルで説明できるかを推定することができる。

経営者を対象とした先行研究では, 前述のように経営者の固定効果を用いて経営者の個人差が業績に与える効果を推定するものも存在する(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003; Ge et al. 2011)が, 本研究では以下の3つの理由からHLMを採用する。まず第1に, 固定効果を用いたモデル化は, データの特性を適切に表現できているとはいえないためである。固定効果を用いたモデルでは, 店舗の効果と店舗に所属するマネジャーの効果が独立かつ並列の要因として扱われる。上述のように, 店舗と店舗に所属する店長, という構造が存在することを鑑みると, 固定効果によるモデル化よりも, 階層関係を想定したHLMのほうがデータに適合していると言える。第2に, 固定効果を用いる場合, マネジャーの所属する店舗の固定効果とマネジャーの固定効果の間の多重共線の問題を避けるため, サンプルを2店舗以上の店長を経験したマネジャーのものに限定する必要があるため, 分析に用いることができるサンプル数が限定される。HLMを用いることで, サンプルの大幅な削減を避けることができる。第3に, 店舗や期間, マネジャーの固定効果を含める固定効果モデルは, 非常に多くの独立変数をモデルに含めることになり, 自由度が下がる(有効性が低くなる)という問題を持つ。HLMを用いることで, 固定効果モデルに比べ有効性の高い推定結果が得られる。

本研究で検証する業績は, いずれかの店長の指揮下にあるという意味で, 店長にネストされる。さらに店長は, いずれかの店舗に所属するため, 店舗にネストされる。一般的なHLMは, 図1の左のように各階層が完全な入れ子構造になっていることを仮定している。しかし, 本研究で用いるデータでは, 店長がサンプル期間内に複数の店舗に所属している(図1右)⁴。このように下位構造であるマネジャーが複数の上位構造, つまり店舗に所属している特殊な階層構造

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

(クロス分類構造)を持つデータを分析するためには、クロス分類モデル(Cross-Classified Model)の適用が必要になる。そのため下記に示す(1)式を用いる。

$$y_z = \beta_0 + \gamma_t + \beta_k X_z + u_{shop(z)}^{(3)} + u_{manager(z)}^{(2)} + e_z \quad (1)$$

このモデルの従属変数である y_z は、任意の年月における任意の店舗 z の業績の前年同月比を対数表示したものである。 y にはロス(Loss)、人件費(Person)、材料費(Material)、総費用(Total)、売上高(Sales)の前年同月比を対数表示したもの、労働生産性(Labor)、営業利益(Cont)の前年同月比のいずれかを代入する。それぞれの業績変数を前年同月比としたことにより、月ごとの需要の変動の影響が排除できる。マネジャーは前年同月の業績を店舗管理のベンチマークとしており、業績評価の際にも前年比が用いられるため、前年同月比はマネジャーの意思決定に利用される情報とも整合する。

右辺の β_0 は切片、 γ_t は、期間の固定効果(月次のダミー変数として推定式に含める)、 β_k は業績レベルでの固定効果である。 X の内容は従属変数ごとに異なる。まずコスト(ロス、人件費、材料費、総費用)を従属変数にとった推定では、売上高の変動を対数表示したもの、すなわち $\log(Sales_t / Sales_{t-12})$ を含める。ロスを従属変数にとった推定の際には、ロスの金額は材料費に依存するため、材料費の変動 $\log(Material_t / Material_{t-12})$ を加える。同様の理由で、材料費を従属変数とする推定にはロスの変動 $\log(Loss_t / Loss_{t-12})$ を加える。売上高を従属変数にとる際には、総費用の変動 $\log(Total_t / Total_{t-12})$ を含める。

$u_{shop(z)}^{(3)}$ は業績 y_z に対する店舗レベル(レベル 3)の効果、 $u_{manager(z)}^{(2)}$ はマネジャーレベル(レベル 2)の効果、そして e_z は業績レベルの誤差項である。これらはそれぞれ確率変数であり $u_{shop(z)}^{(3)} \sim N(0, \sigma_{u(3)}^2)$ 、 $u_{manager(z)}^{(2)} \sim N(0, \sigma_{u(2)}^2)$ 、 $e_z \sim N(0, \sigma_e^2)$ であるとする。このモデルにおける $u_{manager(z)}^{(2)}$ はマネジャーの違いによって生じる業績 y_z の分散を表す。このマネジャーの効果が各従属変数に対して有意に関係するか否か、そして、マネジャーの効果が業績の変動のどれほどの割合を占めるかを推定することを通して、仮説を検証する。

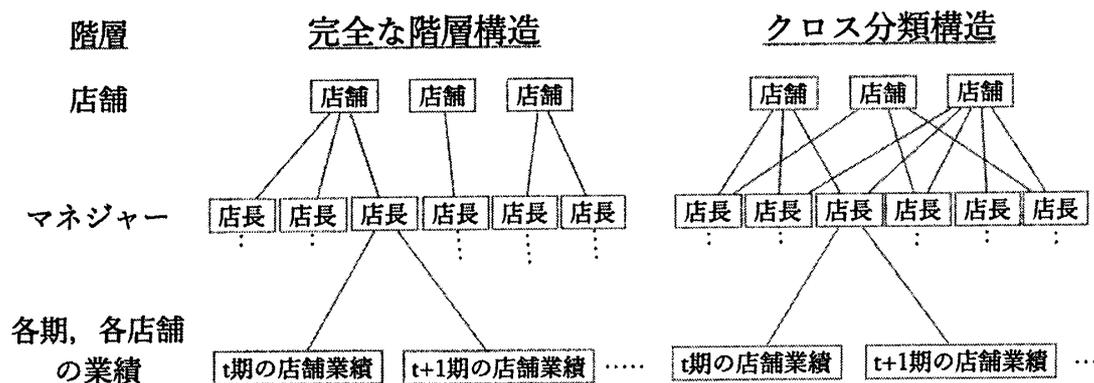


図1 データの階層関係

4. 結果

4.1 記述統計

本項では、分析に用いるデータの説明を行い、記述統計量を示す。表1はデータの記述統計

量である。10,578 の元サンプルからコスト、売上高の数値が 0 以下、前年同月比が 10%未満、もしくは 200%以上の異常サンプル⁵を除外した上で、前年業績が存在しないなどの理由で前年同月比が作成できないサンプルを除外した。さらに本研究で用いる最も集約された業績指標である貢献利益について、上下 1%を除外した 8,639 サンプルを分析に利用した。それぞれの業績指標は、前年同月比として表示している。なお、このデータには 203 店舗のデータが含まれており、2006年3月から2011年2月までの60ヶ月のサンプル期間内に店長を務めたのは278名であった。

表 1 記述統計量

業績指標	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
売上高(Sales)	8,639	.968	.108	.305	1.866	店舗数
材料費(Material)	8,639	.954	.131	.305	1.958	203
ロス(Loss)	8,639	.976	.256	.100	2.000	店長数
人件費(Person)	8,639	.988	.118	.292	1.982	278
総費用(Total)	8,639	.967	.099	.258	1.538	期間
労働生産性(Labor)	8,639	.995	.129	.257	1.996	60
貢献利益(Cont)	8,639	.951	.733	-3.796	5.802	

4.2 仮説の検証

本項では、上記データを用いて(1)式を推定した結果を示し、作業仮説を検証する。表2は(1)式の推定結果であり、店舗・マネジャー・およびその他の誤差によって生じる分散のみを表示している。(1)式のモデルは、線形モデル、および店舗レベルのランダム効果のみを加えた2レベルモデルよりも有意に当てはまりがよく(表2の下2行のカイ二乗検定、それぞれ $p < .001$)、マネジャーの効果が存在することが示唆される。また、各々の業績指標について、ランダム効果の推定値を正規確率プロットで確認したところ、店舗、マネジャーの効果はおおよそ正規的であることが見てとれた(正規確率プロットの結果は省略)。

表 2 (1)式におけるランダム効果の推定結果

	ロス	人件費	材料費	総費用	売上高	労働生産性	貢献利益
$u_{shop(z)}^{(3)}$.008 (.001)	.002 (.000)	.001 (.000)	.001 (.000)	.001 (.002)	.003 (.000)	.034 (.007)
$u_{manager(z)}^{(2)}$.011 (.001)	.003 (.000)	.002 (.000)	.001 (.000)	.001 (.000)	.004 (.000)	.040 (.007)
e_z	.053 (.001)	.007 (.000)	.006 (.000)	.004 (.000)	.004 (.000)	.011 (.000)	.464 (.007)
χ^2 (liner)	861.71	1225.43	695.66	479.07	895.89	982.81	343.57
χ^2 (2level)	352.49	763.64	451.39	208.74	426.57	565.80	122.41

推定値下の()内は標準誤差。 χ^2 横の()内は比較対象のモデル。

次に、マネジャーの個人差が業績に与える影響の大きさを確認するため、ランダム効果部分の各階層の VPC (Variance Partition Coefficient)を算出する。VPC は、誤差変動全体の中での、レ

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

ベルの違いが原因で生じる誤差変動の割合であり、業績に対する各レベルの効果の程度と解釈できる(Misangyi et al. 2006; Mollick 2012). VPC を見ることでコストの変動を説明する際に店舗、マネジャーの各レベルの違いが業績変数の分散のうちどの程度の割合を説明するのか、ということがわかる。VPC は、それぞれのレベルの推定された分散を全体の分散で除することで得られる。例えばマネジャーレベルの VPC は以下の(2)式から得られる。

$$VPC_{u(2)} = \frac{\sigma_{u(2)}^2}{\sigma_{u(3)}^2 + \sigma_{u(2)}^2 + \sigma_e^2} \quad (2)$$

表 3 は従属変数それぞれについて(1)式の推定結果を(2)式に代入し、計算した店舗、店長、そして残差各レベルの VPC である。まずロスに関しては、マネジャーレベルの VPC が.148 と推定された。これは、売上高、材料費を一定とした時のロスの前年同月比の変動のうち約 15% がマネジャーの違いで説明できることを意味する。同様に売上高を一定とした時の人件費の前年同月比の変動の約 23% がマネジャーの違いで説明できる。これは、店舗の違いによって説明される業績変動と比べても大きく、H1, H2 と整合する結果である。材料費や総費用に関しても、それぞれ約 17%, 約 12% の変動がマネジャーの違いで説明できる。材料費は製品あたりの使用量がマニュアル等で決められているため、マネジャーの違いによって大きく変動することはない、という H3 の予測に反して大きな割合の変動がマネジャーの違いによって説明されるという結果が観察された。総費用に関しては、マネジャーが管理することが出来ない百貨店へのコミットメントや水道光熱費等、固定的に発生する費目が反映されるため、他のコスト指標に比べマネジャーの違いによって生じる変動が小さかったと考えられる。この結果は H4 に整合する。

売上高に関しては、マネジャーの VPC が.186 であった。これは店舗の売上高の前年同月比業績の変動の約 19% がマネジャーの違いで説明されることを意味する。マネジャーの個人差が、売上高の変動に大きな影響を与える、という H5 と整合する結果である。また利益指標である労働生産性の VPC は.212 と大きい、貢献利益は.073 と、他と比べて小さかった。ロスや材料費、人件費、売上といったマネジャーの違いによって生じる変動が大きい項目によって集計される労働生産性は、マネジャーの違いによって変動する割合が大きく H6 に整合する結果であった。しかし、総費用と同様に固定的に発生する費目が影響する貢献利益についてはマネジャーの違いによって生じる効果は小さかった。

表 3 分散情報(VPC)

従属変数 レベル	ロス	人件費	材料費	総費用	売上高	労働生産性	貢献利益
店舗	.108	.185	.116	.100	.169	.147	.064
マネジャー	.148	.234	.174	.120	.186	.212	.073
残差	.744	.581	.709	.780	.644	.641	.863

追加的に、このマネジャーの違いによって説明される分散が具体的にどの程度の業績の差をもたらすのかを確かめる。表 4 は(1)式で推定されたマネジャーのランダム効果の、マネジャーごとの予測値(Best Linear Unbiased Predictor)の記述統計量である。この予測値は個々のマネジャーの業績をあげる能力の代理変数であると解釈できる⁶(Bamber et al. 2010; 中嶋ほか 2013)。こ

の情報をを用いて、能力が高い(コストが低い、もしくは売上高が高い)マネジャーと能力が低いマネジャーを比較し、マネジャーごとの具体的な業績の違いを見る。まずロスについて、上位10%のマネジャーと下位10%のマネジャーの間には.185の差がある。これは、売上高を所与とした時、期待されるロスの変動 $\log(Loss_t / Loss_{t-12})$ に.185の差があることを意味する。対数である.185を真数に変換すると $\exp(.185) = 1.203$ となる。これはつまり前年同月比が約20%異なることを意味する。人件費でも $\exp(.118) = 1.125$ 、約13%の差がある。ロス、人件費について、マネジャーの個人差の違いによって生じる業績変動は大きく、マネジャーの効果は、経済的に重要な(Economically Significant)影響を与えていると言える。これはH1、H2と整合する結果である。

材料費では $\exp(.063) = 1.065$ 、約7%の差であり変動が小さい。材料費はそもそもの業績の変動が少ないため、マネジャーの違いによって生じる経済的影響が他の業績に比較して小さい。材料費の変動の約17%という大きな割合がマネジャーの違いによって説明されるが、マネジャーの違いによって生じる業績変動の大きさは必ずしも大きくないということを示す。この点においてはH3に整合する結果であると言える。総費用では $\exp(.044) = 1.045$ 、約5%の差がある。総費用は、マネジャーの意思決定に関係なく生じる固定費の影響を受けるため、マネジャーの違いによる経済的影響が材料費よりもさらに小さい。ここから、総費用の変動に対するマネジャーの効果の総費用に対する経済的影響は必ずしも大きくないと言える。

売上高に関しては、 $\exp(.065) = 1.067$ 、つまり約7%の差がある。売上高も材料費と同様、そもそもの業績の変動が少ないため、マネジャーの違いによって生じる経済的影響がロスや人件

表4 マネジャーのランダム効果の予測値の記述統計量

	ロス	人件費	材料費	総費用	売上高	労働生産性	貢献利益
サンプル数	278	278	278	278	278	278	278
平均値	0	0	0	0	0	0	0
標準偏差	.083	.046	.032	.019	.027	.051	.145
最小値	-.307	-.187	-.125	-.091	-.104	-.140	-.525
下位10%	-.089	-.058	-.032	-.023	-.034	-.064	-.142
上位90%	.096	.060	.031	.021	.031	.066	.177
最大値	.249	.122	.206	.063	.086	.173	.723
ロス	1						
人件費	.377 (.000)	1					
材料費	-.128 (.033)	-.186 (.002)	1				
総費用	.295 (.000)	.680 (.000)	.395 (.000)	1			
売上高	-.166 (.006)	-.317 (.000)	-.323 (.000)	-.539 (.000)	1		
労働生産性	-.312 (.000)	-.749 (.000)	-.289 (.001)	-.771 (.000)	.771 (.000)	1	
貢献利益	.015 (.798)	-.127 (.035)	-.226 (.000)	-.258 (.000)	.458 (.000)	.373 (.000)	1

表の下段はピアソンの積率相関係数を示す。()内はp値。

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
-株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

費と比較して小さい。これはH5の予測とは異なる。マネジャーの違い、すなわち「売る能力」は確かに存在し、売上高の変動の大きな割合を説明する要因であったが、そのマネジャーの違いによって生じる業績変動は必ずしも大きくない。

労働生産性は対数表示していないため、単純に10%点と90%点の差分をとると.130であった。これは労働生産性が上位のマネジャーと下位のマネジャーの間には、前年同月比に13%の差があることを意味する。同様に、貢献利益の上位、下位のマネジャーの推定値の差は32%であった。労働生産性に比べ、貢献利益に関するマネジャーの違いによって説明される業績変動の割合は小さいが、上位のマネジャーと下位のマネジャーの業績の差はそれぞれ13%、32%であり、利益尺度もまた、マネジャーの違いが経済的に重要な影響を与えており、特に貢献利益のマネジャーの違いによる業績への影響が大きいことが見てとれた。

表4下部の相関係数から、人件費と労働生産性には強い負の相関があることが見てとれる。これは人件費を管理する能力が労働生産性を高めるために重要であることを示唆する。また、総費用の推定値と売上高の推定値には負の相関がある。これは、コストを管理する能力が高いマネジャーは売上高を高める能力も高い傾向があることを示す。また、売上高の推定値と労働生産性の推定値の間にも強い正の相関が見てとれる。これは労働生産性を高めるためには人件費の低くする能力に加え売上高を高める能力が重要であることを示す。

5. マネジャーの個人差を規定する要因

5.1 個人差を規定する要因

本節では、(1)式で推定し、表4にまとめられた業績を高める能力は、どのような要因によって規定されるのかを探索する。マネジャーの業績を高める能力を規定する要因として、マネジャーの観察可能な特性、特に社内でのキャリアと年齢に注目する。

マネジャーたちは、自身の職能の経験から業務に関する知識やノウハウを得る。また、現在の機会や問題を認識する視点を形成する(Hambrick and Mason 1984; Bamber et al. 2010)。機会や問題を認識する視点が異なると、それを基にした意思決定も異なる。そのため、経験したキャリアの違いは、4.2の分析で発見したマネジャーごとの業績の違いをもたらす要因であると予測できる。

ドンクの店長は販売、生産、管理部門、カフェの4つの職能のいずれかうちいくつかを経験する。販売は、店頭での接客や陳列等を担当し、生産は、各店舗における製パンを担当する。管理部門は店舗経営から離れた管理部門での勤務、カフェはカフェ業態での勤務である。店舗運営に直結する職務は販売と生産であり、販売と生産の経験が店舗の管理に関する知識やノウハウと関連していると考えられる。そのため、販売と生産の経験に注目する。

表5は、分析対象のマネジャーの各職能の経験の有無に関するクロス集計表である。なお、キャリアに関するデータの制限により、278名のマネジャーのうち203名のサンプルのみを用いている。表5を縦に見るとすべてのマネジャーが販売または生産うち少なくともひとつの職能を経験していることがわかる。カフェ業態は一般の店舗に比べ少ないため、カフェ職能を担当した経験のあるマネジャーは少ない(24名)。

年齢もまた、マネジャーの個人差を規定する要因とされる。年齢は、マネジャーの価値観や認知スタイルを規定し、それゆえ意思決定に影響を与える要因であるとされる(Bamber et al.

2010; Bertrand and Schoar 2003; Hambrick and Mason 1984). 経営者を対象とした研究では, 年齢が高いほど保守的で成長性が低いと予測・実証されている(Bamber et al. 2010; Bertrand and Schoar 2003; Hambrick and Mason 1984). 店舗のマネジャーも同様に, 年齢が高いほど保守的で, 成長性が低いと予測できる. その結果, 前年同月比の業績は年齢が高いほど低くなることが予測される. また, 年齢が高いほど, 後の昇進の可能性が低くなり, 昇進によってもたらされる長期的インセンティブの効果が弱まると考えられる(Campbell 2008; Gibbs 1995; Merchant and Van der Stede 2012). ここから, 年齢が高いほど前年同月比業績を高めるモチベーションが下がり, 業績が低くなることが予測される. マネジャーの2011年時点での年齢は, 平均44.46, 標準偏差7.96, 最小値30, 最大値62であった.

表5 マネジャーのキャリア(経験した職種)のクロス集計表

カフェ・管理部門の経験			販売・生産の経験				計
			両方あり	販売のみ	生産のみ	両方なし	
カフェ	なし	管理部門なし	80	47	0	0	127
		管理部門あり	16	7	29	0	52
	あり	管理部門なし	9	9	0	0	18
		管理部門あり	1	4	1	0	6
計			106	67	30	0	203

5.2 分析方法と結果

マネジャーの業績をあげる能力とマネジャーが経験した職能, および年齢の関係を検証するため, 以下の(3)式を推定する.

$$u_{m,y}^{(2)} = \alpha_0 + \alpha_1 Sales_or_Baking_m + \alpha_2 Admin_m + \alpha_3 Cafe_m + \alpha_4 Age_m + \varepsilon_{m,y} \quad (3)$$

従属変数 $u_{m,y}^{(2)}$ は, (1)式で推定し表4で記述統計量を示したマネジャーのランダム効果の予測値($\hat{u}_{manager(z)}^{(2)}$)である. m はマネジャー, y は業績変数(ロス・人件費・材料費・総費用・売上高・労働生産性・貢献利益)を表す. ただし, 推定の際には推定値を標準化したものを用いる. $Sales_or_Baking$ は店舗管理に直結する職能である販売・生産職能のうち, 販売と生産両方を経験している場合0, 販売の経験があり, 生産の経験がない場合に1, 生産の経験があるが販売の経験がない場合に2をとるカテゴリ変数である. $Admin, Cafe$ はそれぞれ管理部門, カフェの職能を経験していたら1をとるダミー変数である. Age はマネジャーの2011年時点での年齢である.

(3)式の結果の解釈は, 従属変数によって異なる. ロスから総費用までのコストを従属変数にとった推定式の従属変数は, マネジャーが売上高を所与としたコストの変動に与える影響であるため, 小さいほうが良い業績であると言える. そのため, 回帰係数が負であることが望ましい. 一方売上高, 労働生産性, 貢献利益は大きいほうが良い業績であるといえ, 回帰係数が正であることが望ましい.

表6は(3)式の推定結果をまとめたものである. $Sales_or_Baking$ は0, すなわち販売, 生産両方を経験した場合を基準として推定しているため, 推定結果には販売のみを経験したもの

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

(Sales)と生産のみを経験したもの(Baking)が表示されている。推定の結果、生産のみを経験したマネジャーは、販売のみを経験したマネジャー、販売・生産両方を経験したマネジャーに比べ有意に人件費が高い、すなわち人件費の管理能力が低い($p < .01$)⁷。この結果は、顧客の動向や需要を予測し、人員をコントロールする際に販売職能の経験が有用であることを示唆する。労働生産性指標も同様の結果であったが、これは人件費における差が影響していると考えられる。また、販売のみを担当したマネジャーは、販売・生産両方を経験したマネジャーよりも有意に売上高が低い($p < .05$)。これは、売上高を高めるためには販売で培う知識、ノウハウのみでなく、生産に関する知識、ノウハウが必要であることを示唆する。貢献利益について、販売、生産のどちらかのみを経験したマネジャーは、販売・生産両方を経験したマネジャーに比べ業績が低い($p < .1$)。ここから店舗の利益を高めるためには、販売、生産両方の経験が重要であることが示唆される。

年齢については、材料費以外のすべてのコスト項目で、業績と正の関係、つまり年齢の増加に伴いコストが高くなる(ロス、人件費、総費用それぞれ $p < .05, p < .1, p < .1$)。また、売上高、労働生産性、貢献利益と負の関係、つまり年齢の増加に伴い業績が低くなる(売上高、労働生産性、貢献利益それぞれ $p < .05, p < .01, p < .1$)。これは、予測と一貫した結果であった。

表 6 (3)式の推定結果

	ロス	人件費	材料費	総費用	売上高	労働生産性	貢献利益
<i>Sales</i>	.023 (.150)	-.113 (.175)	.144 (.190)	-.004 (.160)	-.302** (.149)	-.127 (.151)	-.297* (.167)
<i>Baking</i>	.241 (.216)	.490*** (.176)	-.179 (.199)	.155 (.184)	-.164 (.203)	-.400** (.186)	-.284* (.165)
<i>Admin</i>	-.154 (.228)	.354 (.227)	-.679** (.263)	-.052 (.206)	.361 (.263)	.236 (.217)	.575** (.233)
<i>Cafe</i>	-.022 (.243)	.436* (.228)	.224 (.220)	.492** (.218)	-.140 (.202)	-.343* (.179)	.081 (.237)
<i>Age</i>	.022** (.011)	.018* (.013)	.008 (.013)	.018* (.010)	-.029** (.011)	-.034*** (.010)	-.021* (.011)
<i>cons</i>	-1.004** (.474)	-.924 (.562)	-.300 (.578)	-.857* (.466)	1.384*** (.503)	1.645*** (.473)	.977* (.514)
<i>n</i>	203	203	203	203	203	203	203
<i>R</i> ²	.003	.071	.033	.033	.045	.078	.034

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$. ()内は分散不均一頑健標準誤差。R²は自由度調整済み決定係数。

6. まとめ

6.1 結果の要約

本研究では、「マネジャーの個人差は業績に大きな影響を与えるのか?」という研究課題を設定し、ドンクのデータを用いて検証した。階層線形モデルを用いた結果から、以下の2点を発見した。

(1) マネジャーの個人差は業績に有意(Statistically Significant)な影響を与える。

マネジャーの個人差は、売上高の変動を所与としたコストの変動、コストの変動を所与とし

た売上高の変動、そして利益の変動の7~23%を説明する要因であった。特に人件費や売上高、労働生産性といった項目について、マネジャーが誰かによって業績の変動の大きな割合が説明されることを発見した。一方、総費用や貢献利益といったマネジャーの意思決定に関係のない固定費を含む業績尺度は、マネジャーの違いによって説明される業績の変動が小さかった。

(2) マネジャーの個人差は業績に対して経済的に重要な(Economically Significant)影響を与える。

マネジャー個々人が業績に与える影響の推定値を、業績を管理する能力の代理変数と解釈し、能力が高い(コストが低い、売上が高い、もしくは利益が高い)マネジャーと能力が低いマネジャーを比較した結果、ロス・人件費・労働生産性について、マネジャーの個人差の違いによって生じる業績変動は大きく、マネジャーの能力の差が経済的に重要な影響を与えているといえた。一方、そもそもの業績の分散が小さい材料費、総費用、売上高は、上位10%点のマネジャーと下位10%点のマネジャーの間の業績差が10%未満であり、マネジャーの能力差が業績に与える影響は限定的であった。元々の業績の変動が大きい貢献利益については、マネジャーの違いによって大きな業績変動が起こると推定された。

また、階層線形モデルで推定したマネジャー毎の推定値を用いて、「マネジャーの個人差を規定する要因」を探索した。その結果、以下の2点を発見した。

(1) マネジャーのキャリア(経験した職能)は、マネジャーの業績を管理する能力と有意に関係する。

店舗の運営に直結する販売と生産の2つの職能の経験の有無は、マネジャーの人件費や売上高、利益を管理する能力と有意に関係していた。特に、生産のみを経験しているマネジャーは販売のみを経験したマネジャーや、販売・生産両職能を経験したマネジャーよりも有意に人件費が高く・労働生産性が低い。また、両職能を経験したマネジャーは販売のみを経験したマネジャーよりも売上高が高く、販売・生産どちらかのみを経験したマネジャーよりも貢献利益が高い。

(2) マネジャーの年齢は、マネジャーの業績を管理する能力と有意に関係する。

マネジャーの意思決定が反映されにくい材料費以外のコスト、売上高、利益指標について、マネジャーの年齢が高いほどコストが高く、売上高と利益が低い。

6.2 研究の貢献・限界

本研究の結果は、研究課題を明らかにすることによる理論的貢献および管理会計研究の方法論に対する貢献を持つ。第1に、本研究の結果は、マネジャーの個人差とビジネスユニットの意思決定や業績との関係に関する理論予測について、実証的証拠を示した。経済学ベースの研究では、個人差が業績に与える影響は限定的であることが想定され、分析の際には誤差として扱われていた。リソース・ベース経営学を理論ベースとした研究では、人的資源が業績に大きな影響を与えることを想定するものの、実証研究では、特定の個人属性以外の個人差を誤差として扱われていた。そのためこれらの研究の前提条件である「個人差は業績に大きな影響を与えない(与える)」ということに対する実証的証拠は提示されてこなかった。本研究では、実証的課題として残されていたマネジャーと業績の関係を定量的に示した。特に、マネジャーの個人差は業績に有意な影響を与えること、そして(その大きさは業績指標によって異なるが)この影響は誤差として無視できないほど大きな場合があることを示した。

第2に、コストや売上高に対してマネジャーが与える影響を数値で表現した本研究の成果は、

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

業績評価やインセンティブ報酬といった管理会計の幅広い研究文脈に対する応用可能性を持つ。業績評価に関する理論的考察では、マネジャーの努力の差がどの業績指標に現れ、どの程度の影響を与えるのか、つまり業績指標の正確性と感度に関する情報が、インセンティブの設計において重要であるとされてきた(Banker and Datar 1989)。しかしながら、このような情報を得ることは困難である。そのため業績評価に関する実証研究のほとんどは「どの指標が管理可能か」、つまり業績指標の正確性までしか考慮せずに検証を行ってきた。本研究ではアーカイバルデータを用いて「どの指標のどのぐらいの割合がマネジャーの違いによって変動するか」を推定した。この推定値は業績指標の感度に関する情報とも言える。この情報を用いることでマネジャーの業績評価における正確性と感度に関する理論をより精緻に検証できると考えられる。

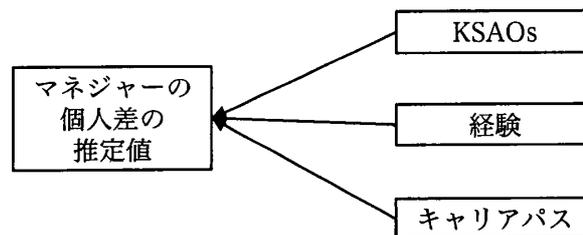


図 2 今後の研究の方向性: マネジャーの能力を規定する要因の検証

第3に、本研究ではコストや業績に対するマネジャーの個人差の予測値を、業績を管理する能力の代理変数として用い、業績を管理する能力を規定する個人の特性に関するさらなる分析を行った。本研究のように、まずマネジャーの個人差と業績の関係を推定した上で、業績に影響を与える要因を検証することで、マネジャーは業績にどの程度の影響を与えるのかを明らかにした上で、どのような特徴を持つ従業員を採用すればよいのか、どのようなキャリアを積み重ねればよいのか、といったより実践的な研究課題を検証することができる。本研究で検証した年齢やキャリア以外にも、先行研究で用いられてきた個人属性の代理変数(例えば、知識・スキル・能力・その他(KSAOs)や教育、性格、モチベーションやコミットメント(Cherian and Farouq 2013)など)とマネジャーの業績を管理する能力の関係を検証することが有用であると考えられる(図2)。

第4に、本研究は階層線形モデルを用いた検証が管理会計研究にとって有用であることを示した、という意味で方法論における貢献をもつ。新井ほか(2014)は、シミュレーションを用いて、階層線形モデルの管理会計研究における有用性を提唱した。本研究は実際のデータでの分析を通して、階層線形モデルの管理会計研究での有用性を示し、彼らの主張を補強する。管理会計研究で用いられるデータ、特に企業内のアーカイバルデータには多くの場合、部署、部長、課、課長といった階層構造が存在する。このような組織の階層構造を分析に取り込むことでより精緻な分析、もしくはこれまでになかった視点からの新たな分析を行うことができる可能性がある。

本研究は、1社のデータを用いた分析である点に限界がある。本研究では、同一の業績責任を有し、同一のマネジメント・コントロール・システムによってコントロールされる多くのマネジャーのサンプルを用いたため、マネジャーの職務や組織システムに関する要因がコントロールされた状態で、マネジャーの違いが業績に与える影響の大きさを定量的に推定することが出来た。しかしながら、このような研究上の利点は、研究の限界と表裏一体の関係にある。本

研究は理論的予測を検証する定量的実証研究であり、高い内的妥当性を有する一方で外的妥当性は低く、この結果をどの程度他の企業、業界に一般化できるかは明らかではない。これは1社のデータを用いた定量的研究に共通する限界である(Bol et al. 2010; Bouwens and Kroos 2011; Campbell 2008; Matsumura and Shin 2006)。個人差、特に組織内のマネジャーの個人差に注目した研究は、まだ緒についたばかりであり、先行研究が非常に少ない(Lazear et al. 2015)。与えられた責任や権限が異なる他の組織においても、個人差の効果が存在するのか、存在する場合、どの程度の大きさなのか等を検証する研究が望まれる。

謝辞

研究機会とデータを提供いただいた株式会社ドンクに感謝申し上げます。また、本論文の作成にあたり、計3名の匿名のレフェリーの先生方から大変丁寧かつ貴重なアドバイスを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。

なお、本研究は2013年度メルコ学術振興財団研究助成を受けて行った研究成果の一部です。

注

- 1 経営者とは CEO, CFO などのトップ・マネジメントを指す。組織内のマネジャーとは経営者以外の管理職、特にビジネスユニットの管理者とし、以後マネジャーと表記する。
- 2 労働生産性は、付加価値/人件費=(売上高-売上高原価)/人件費で計算される。
- 3 ここでの退職金は、退職に伴う公休買い上げの金額を指す。
- 4 半数弱(47%)が2店舗以上に所属していた(異動の平均は.651回、標準偏差.831、最小0回、最大4回)。
- 5 このような異常サンプルは開店直後(もしくは準備期間)や閉店直後(もしくは閉店処理期間)といった、営業がなされていない期間のものである。
- 6 売上の変動を所与としたコストはより低いほうが好ましいため、ロス、人件費、材料費、総費用の推定値は低いほど能力が高いと解釈できる。一方、コストの変動を所与とした売上高の変動、利益は高いほうが好ましいため、売上高、労働生産性、貢献利益の推定値は高いほど能力が高いと解釈できる。
- 7 生産のみを経験したマネジャーと販売のみを経験したマネジャーの間の差を確認するため、基準となるカテゴリを1、すなわち販売のみを経験したマネジャーとした検証を行った。その結果、生産のみを経験したマネジャーは販売のみを経験したマネジャーよりも有意に高いことが示された($p < .01$)。

参考文献

- Anthony, R. N., J. Dearden, and R. F. Vancil. 1965. *Management Control Systems: Cases and Readings*. Homewood, IL: Irwin.
- 新井康平・大浦啓輔・加登豊. 2014. 「顧客収益性の統計的分析: 管理会計研究へのマルチレベル分析の適用可能性」原価計算研究 38(2): 78-88.

マネジャーの個人差が意思決定・業績に与える影響
 -株式会社ドンクの店舗データを用いた定量的検証-

- Augier, M., and D. Teece. 2005. An Economics Perspective on Intellectual Capital. In *Perspectives on Intellectual Capital*, edited by B. Marr. Boston, MA: Butterworth-Heinemann, 3-27.
- Bamber, L. S., J. Jiang, and I. Y. Wang. 2010. What's My Style? The Influence of Top Managers on Voluntary Corporate Financial Disclosure. *The Accounting Review* 85(4): 1131-1162.
- Banker, R. D., and S. M. Datar. 1989. Sensitivity, Precision, and Linear Aggregation of Signals for Performance Evaluation. *Journal of Accounting Research* 27(1): 21-39.
- Banker, R. D., and R. Mashruwala. 2007. The Moderating Role of Competition in the Relationship Between Nonfinancial Measures and Future Financial Performance. *Contemporary Accounting Research* 24(3): 763-793.
- Bertrand, M., and A. Schoar. 2003. Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies. *The Quarterly Journal of Economics* 118(4): 1169-1208.
- Bol, J. C., T. M. Keune, E. M. Matsumura, and J. Y. Shin. 2010. Supervisor Discretion in Target Setting: An Empirical Investigation. *The Accounting Review* 85(6): 1861-1886.
- Bouwens, J., and P. Kroos. 2011. Target Ratcheting and Effort Reduction. *Journal of Accounting and Economics* 51(1-2): 171-185.
- Burney, L. L., C. A. Henle, and S. K. Widener. 2009. A Path Model Examining the Relations among Strategic Performance Measurement System Characteristics, Organizational Justice, and Extra- and In-role Performance. *Accounting, Organizations and Society* 34(3-4): 305-321.
- Burney, L. L., and S. K. Widener. 2013. Behavioral Work Outcomes of a Strategic Performance Measurement System-based Incentive Plan. *Behavioral Research in Accounting* 25(2): 115-143.
- Campbell, D. 2008. Nonfinancial Performance Measures and Promotion-based Incentives. *Journal of Accounting Research* 46(2): 297-332.
- Cherian, J., and S. Farouq. 2013. A Review of Human Resource Accounting and Organizational Performance. *International Journal of Economics and Finance* 5(8): 74-83.
- Crossland, C., and D. C. Hambrick. 2011. Differences in Managerial Discretion across Countries: How Nation-level Institutions Affect the Degree to Which CEOs Matter. *Strategic Management Journal* 32(8): 797-819.
- Fulmer, I. S., and R. E. Ployhart. 2014. "Our Most Important Asset": A Multidisciplinary/Multilevel Review of Human Capital Valuation for Research and Practice. *Journal of Management* 40(1): 161-192.
- Ge, W., D. Matsumoto, and J. L. Zhang. 2011. Do CFOs Have Style? An Empirical Investigation of the Effect of Individual CFOs on Accounting Practices. *Contemporary Accounting Research* 28(4): 1141-1179.
- Gibbons, R., and J. Roberts. 2013. Economic Theories of Incentives in Organizations. In *The Handbook of Organizational Economics*, edited by R. Gibbons and J. Roberts. Princeton, NJ: Princeton University Press, 56-99.
- Gibbs, M. 1995. Incentive Compensation in a Corporate Hierarchy. *Journal of Accounting and Economics* 19(2-3): 247-277.
- Hambrick, D. C., and P. A. Mason. 1984. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers. *The Academy of Management Review* 9(2): 193-206.
- Hambrick, D. C., and T. J. Quigley. 2014. Toward More Accurate Contextualization of the CEO Effect on Firm Performance. *Strategic Management Journal* 35(4): 473-491.

- Ho, J. L. Y., A. Wu, and S. Y. C. Wu. 2014. Performance Measures, Consensus on Strategy Implementation, and Performance: Evidence from the Operational-level of Organizations. *Accounting, Organizations and Society* 39(1): 38-58.
- Kristandl, G., and N. Bontis. 2007. Constructing a Definition for Intangibles Using the Resource Based View of the Firm. *Management Decision* 45(9): 1510-1524.
- Lau, C. M., and A. Moser. 2008. Behavioral Effects of Nonfinancial Performance Measures: The Role of Procedural Fairness. *Behavioral Research in Accounting* 20(2): 55-71.
- Lazear, E. P., K. L. Shaw, and C. T. Stanton. 2015. The Value of Bosses. *Journal of Labor Economics* 33(4): 823-861.
- Marr, B., and G. Roos. 2005. A Strategy Perspective on Intellectual Capital. In *Perspectives on Intellectual Capital*, edited by B. Marr. Boston, MA: Butterworth-Heinemann, 28-41.
- Matsumura, E. M., and J. Y. Shin. 2006. An Empirical Analysis of an Incentive Plan with Relative Performance Measures: Evidence from a Postal Service. *The Accounting Review* 81(3): 533-566.
- Merchant, K. A., and W. A. Van der Stede. 2012. *Management Control Systems: Performance Measurement, Evaluation and Incentives*. Harlow, England: Financial Times/Prentice Hall.
- MERITUM. 2001. *Final Report: MEasuRING Intangibles To Understand and improve innovation Management (MERITUM)*.
- Milgrom, P. R., and J. Roberts. 1992. *Economics, Organization, and Management*. Englewood Cliffs, NJ.: Prentice-Hall.
- Misangyi, V. F., H. Elms, T. Greckhamer, and J. A. Lepine. 2006. A New Perspective on a Fundamental Debate: A Multilevel Approach to Industry, Corporate, and Business Unit Effects. *Strategic Management Journal* 27(6): 571-590.
- 三矢裕. 2007. 「日次決算導入がもたらす組織行動への影響: 株式会社ドンクにおけるアクションリサーチ」原価計算研究 31(1): 1-13.
- Moers, F. 2006. Doing Archival Research in Management Accounting. In *Handbooks of Management Accounting Research*, edited by C. S. Chapman, A. G. Hopwood and M. D. Shields: Elsevier, 399-413.
- 中嶋哲夫・梅崎修・井川静恵・柿澤寿信・松繁寿和編著. 2013. 『人事の統計分析: 人事マイクロデータを用いた人材マネジメントの検証』ミネルヴァ書房.