

# 戦略コンピテンシーと人材コンピテンシー が人事担当者の職務満足に及ぼす影響 ——交互作用効果に着目して

厨子 直之

(和歌山大学准教授)

井川 浩輔

(琉球大学准教授)

本研究の目的は、人事担当者が経営戦略への貢献と労働者の能力発揮のための環境整備の双方の要求に応える人事コンピテンシーを発揮することが、彼(彼女)らの職務満足にどのような影響を与えるのかを定量的に明らかにすることである。従来、人事担当者が発揮するコンピテンシーの実態については議論されてきたが、人事コンピテンシーがどのようなものから構成されており、それらがどう個別的または相互補完的に発揮されるべきかについて定量的に検証されたケースはまだ少ない。本研究では、日本企業の人事担当者を対象に実施された質問票調査から得られたデータのうち、140名分のサンプルを分析対象としている。分析の結果、人事担当者の職務満足に対して、1) 経営戦略の実現に求められる「戦略コンピテンシー」、労働者の能力発揮のための環境整備に関連する人材コンピテンシーに含まれる「労働法務コンピテンシー」による主効果は非有意である一方、人材コンピテンシーを構成するもう1つの「能力開発コンピテンシー」による主効果は有意な正の値であったこと、2) 戦略コンピテンシーと労働法務コンピテンシーとの交互作用項が有意な正の関連を示していたのに対し、戦略コンピテンシーと能力開発コンピテンシーの交互作用項は有意でなかったことが示された。これら発見事実から、戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーを同時に発揮することが重要であるが、戦略コンピテンシーと相性が必ずしも良くなく単独で発揮した方が望ましい人材コンピテンシーも存在することが示唆される。

【キーワード】 人事労務一般, 職業心理, 能力開発

## 目次

- I 研究目的
- II 先行研究と分析モデル
- III 研究方法
- IV 結果
- V 考察

## I 研究目的

近年、グローバル市場主義の波に迫られている

主要な経営システムの1つに人事部が挙げられ、変革のキーワードは国内外を問わず人事担当者による経営パートナーとしての戦略への貢献である(DIAMOND ハーバード・ビジネス・レビュー 2015)。米国において、人事部が経営陣の一員となり、戦略的な人事計画、組織設計、戦略的変革を導く役割を担うことと組織業績の間に正の関連を示すエビデンスが出てき始め(e.g., Lawler and Boudreau 2015)、日本企業の人事担当者も戦略的貢献への移行が求められている(金井・守島編 2004)。特

に、わが国においては、昨今のコーポレートガバナンス改革とあいまって、企業価値向上の持続的な実現に向け、自社の人事戦略について機関投資家と対話することの重要性が指摘され（経済産業省 2020）、人材マネジメントの実践の場において、ますます戦略的価値創造に注力する傾向が強まっている。こうした動向と軸を一にして、投資と業績の関連性を分析するバランス・スコアカードを核とした管理会計的アプローチによる人的資源管理の実証研究の必要性が主張（山田・金 2020）されるようにまでなっている。

これらの論調の背後には、人材の投資価値を考慮に入れず、労働者のコミットメントを引き出すことや人事管理の規則・規程の遵守といった労働者対応を基軸とした従来の人事担当者の役割遂行は、戦略的パートナーによるものとは相容れないとの暗黙の前提がある。後述するように、人的要素にフォーカスした管理業務が前者、ビジネス面での価値創出が後者に相当し、それぞれ人材軸、戦略軸の人事担当者の役割（Ulrich et al. 2008）と定義されているものである。ところが、異質な人事施策や行動を同時に実施し補完しあうことが企業経営において有用とする、一種のパラドックス的な人材管理に対する捉え方の妥当性が最近になって数多く実証されている（e.g., Su, Wright and Ulrich 2018；Kearney et al. 2019）。

こうした人材マネジメントの根底となっているのが、戦略的人的資源管理（Strategic Human Resource Management：以下、SHRM）の視点である。SHRMの特徴は、次の2点にまとめることができる（McMahan, Vrick and Wright 1999；岩出 2002）。1つめの特徴は、労働者をコストとしてみなすのではなく、全人的な視点で企業の成長に不可欠な労働者の能力伸長を促す人事部門や人事担当者の役割を重視し、労働者が有する欲求等も考慮に入れて満足やコミットメントを高める人事施策を策定する点である。2つめの特性は、企業の経営環境への適応行動を競争優位性を生み出す経営戦略の策定と実施として捉えた上で、その経営戦略を実現するために個々の人事施策をシステムとして構築して運用するところにある。

このように、SHRMは労働者が成長して能力

を発揮する環境を整えるという考え方を重視しながら、経営戦略を達成するための人事施策の編成を目指すものと考えられる。SHRMの戦略的側面が強調されるにつれ、ヒトの存在を軽視するきらいがある（Keenoy 2009；守島 2010）が、今日、市場主義的な人事管理が強化される中で、SHRMの基本的思想に立ち帰ると、人材のマネジメントにおいて労働者の能力発揮に向けた環境整備と経営戦略の実現の同時達成が求められていると言える。

そうした状況の下、人事施策の実践者である人事担当者に求められる資質や能力にはさまざまなものがあると考えられる。その中でもSHRMという人材マネジメントの観点や、その観点に基づく人事施策の実現において不可欠なものとして、本研究において取り上げようとする概念は、人事担当者の人事コンピテンシー（human resource competency）（e.g., Ulrich et al. 2008）である。

コンピテンシー（competency）とは、「ある職務または状況に対し、基準に照らして効果的、あるいは卓越した業績を生む原因として関わっている個人の根源的特性」（Spencer and Spencer 1993：9=2011：11）と定義される。コンピテンシーには知識やスキル、態度や価値観という要素が含まれ、技術者や専門職、セールス職、管理者などの対象によって異なるモデルが開発されており、そのモデルに示された基準が採用管理や人材育成、人事評価などに応用されているという（Spencer and Spencer 1993）。

Ulrich et al. (2008) は、コンピテンシーを「人が仕事を成し遂げる過程において顕在化させる知識、スキル、そして態度」（Ulrich et al. 2008：22=2013：27）と定義付けている。その上で、人事コンピテンシーとは人事という職種に固有のコンピテンシーであり、それには特定の領域の専門性という技術的要素と人間関係構築という社会的要素が含まれるとされている（Ulrich et al. 2008）。なお、人事コンピテンシーの具体的な構成要素については、以下で改めて説明することとしたい。

本稿では、SHRMという人材マネジメントに基づく人事施策を職場で実現する上で、人事担当者が施策を実施する際に異なるタイプの人事コン

ピテンシーを発揮することが、彼（彼女）らの心理状態にどのような影響を与えるのかを解明する。本研究で人事担当者の心理変数に着目する理由は、もし彼（彼女）らが異なる種類の知識やスキルを仕事に対して用いる時、ポジティブな心理を認知できなければ、そのような状態の人事担当者が策定した人事施策の下で、現場の労働者は満足を感じながら働くことは難しく、経営戦略の実現も困難になると考えられるからである。Ulrich et al. (2008) も人事担当者に対して調査を行い、人事コンピテンシーのモデルを開発してきた。しかしながら、IIで述べるように、人事担当者がSHRMを構成する異なるタイプの施策に関わる人事コンピテンシーを同時に発揮した際に、どのような心的インパクトが生じるかについては十分に検討されているとは言い難い。

本研究は設計された人事制度の効果的・効率的な運用を実現する上でも、一定の意義を有するものと考えられる。経営戦略と適合的な人事制度（の束）を構築することこそが、予定調和的に組織の業績向上に資するとのシステムの発想がSHRM論の基礎となっている。ところが、人事部が企画・立案した人事施策（意図された人的資源管理）が、現場の管理職により人事部の定めた方向性と一致した形で運用され（実行された人的資源管理）、適用された人事施策に対して労働者から好意的な認知（知覚された人的資源管理）が得られた結果、組織全体のアウトカムに繋がるとする因果モデルが提唱されている（Purcell and Hutchinson 2007）ように、人的資源管理が成果に結びつくまでのプロセスは単純ではない。特に、この因果モデルの出発点に位置する人事担当者が肯定的な心理状態を保持していなければ、現場の人事管理を誤った方向に導き、労働者のネガティブな反応を誘発する可能性がある。

以上のことから、本稿はSHRMという人材マネジメントの観点や人事施策を主な分析対象とした上記の先行研究において十分に検討されてこなかった、施策の実行者である人事担当者の労働としての人事管理に着目するものである。本研究は、意図された人事施策を展開するための基盤となる人事担当者がコンピテンシーを発揮して人事

管理を実行する際の心的メカニズムの解明を目指す研究として位置づけられる。

## II 先行研究と分析モデル

人事担当者のコンピテンシーを取り扱った研究は、筆者らの知る限り、十分に蓄積が進んでいるわけではない。戦略パートナーとしての人事担当者の自己評価と組織成果の関係について実証した研究が見られる（例えば、平野 2010；Lawler and Boudreau 2015）が、人事担当者がどのような知識やスキルを発揮することが彼（彼女）らの心理状態にいかなる影響を与えているかは、明らかにされていない。

このように先行研究が限られる中で、人事担当者が組織内外のステークホルダーに対し付加価値を提供するメカニズムを、前述した人事コンピテンシーという人事担当者の知識やスキル、態度から解明を試みた研究の1つがUlrich et al. (2008)である。Ulrich et al. (2008)が世界6地域413のビジネス組織に所属する人事担当者を対象とし、彼（彼女）らの人事コンピテンシーとその人の有能さとの関係を定量的に検証していることは、人事コンピテンシーをポジティブな心理変数に関連づけて探究しようとする本研究にとって示唆的である<sup>1)</sup>。ただし、Ulrich et al. (2008)は人事担当者が戦略の立案・実行の寄与に関連する人事コンピテンシーと従業員への配慮や公正な対応に関連する人事コンピテンシーの片方のみを追求したとしても長期的なビジネスの成功を導かないことを強調しているものの、1人の人事担当者がタイプの異なる人事コンピテンシーを発揮した時に、ポジティブな心理変数にいかなる影響を及ぼすかについては、十分に実証されていない。

わが国においても、厨子・井川 (2015) は、日本企業に所属する人事担当者が発揮しているどのような種類の人事コンピテンシーが職務態度に寄与するかについて、Ulrich et al. (2008)のモデルなどを基礎理論として定量的に検討を加えている。しかし、人事担当者の心理変数に有意な影響を及ぼす個別の人事コンピテンシーを探索的に特定化しているに留まったままである。

このように Ulrich et al. (2008) の知見は、本研究の目的を達成する上で一定の意義を有するものと考えられるが、これをもとに分析モデルをどのように設定することが妥当であろうか。以下では、Ulrich et al. (2008) の貢献と課題について確認しながら、本稿の分析モデルについて説明する。結論を先取りすれば、「戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーの交互作用が人事担当者の職務満足と正の関連を有する」という基本仮説をベースとした枠組みである。

Ulrich et al. (2008) に示される人事コンピテンシーのモデルは、調査が継続して実施されることに合わせて変化し続けており、その後も調査に基づくモデル開発は続いている (e.g., Ulrich et al. 2013)。具体的には、1987年の調査において提示された人事コンピテンシーのモデルは、「ビジネス知識」「人事の職務をまっとうする」「変革する」という3つの要素から構成され、1992年の調査で示されたモデルには、1987年のモデルに「個人に対する信頼」という変数が新たに加えられ、1997年の調査で見出されたモデルには1992年のモデルに「文化」という要素が加わり、2002年の調査に基づくモデルは、「ビジネス知識」「個人に対する信頼」「戦略への貢献」「人事の職務をまっとうする」「人事テクノロジー」という5つの変数から構成され、2007年の調査から導き出されたモデルは、「人材の管理者・組織の設計者」「文化と変革の執事」「戦略の構築家」「業務遂行者」「ビジネスの協力者」「信頼される行動家」という6つの次元から構成されている (Ulrich et al. 2008: 223-226=2013: 253-257)。多様な人事コンピテンシー・モデルの開発は、人事担当者に求められる多様な役割の理解の促進に貢献していると解釈できる。

しかしながら、人事コンピテンシー・モデルの変遷に示されるように、Ulrich et al. (2008) が示したモデルは調査実施年によって構成する要素が異なるため、モデルの構成要素の多様性に注目した場合、モデル間の関係において論理的な一貫性を見出すことは容易ではないと考えられる。各モデルの差異だけに囚われてしまうと、人事コンピテンシー研究が進展しない可能性が危惧されよう。

そこで、本稿では Ulrich et al. (2008) が抱える課題を解決するために2つの手続きを行い、人事コンピテンシーの本質的・安定的な構成要素を特定することとした。1つは、本稿の2名の共著者が Ulrich et al. (2008) に整理される人事コンピテンシー・モデルの変遷における構成要素の内容を分析した。その結果、モデルが発展する中で SHRM に関連するコンピテンシーを整理しうる2つの軸の重要性が浮かび上がった。もう1つは、モデルの内容の分析で示された2種類のコンピテンシーの理論的根拠を人材マネジメントに関する文献をレビューして探究した。その結果、Iにて示した SHRM を構成する2つの要素が、それぞれのコンピテンシー・タイプの理論的な基盤となりうることを確認できた。

これらの手続きを行い、多様化していた人事コンピテンシー・モデルの発展過程で本質的・安定的な構成要素を特定した。それは、人材コンピテンシーと戦略コンピテンシーである。人材コンピテンシーとは、人材のサポートに関するコンピテンシーで、理論的基盤は SHRM を構成する労働者の成長と能力発揮のための環境整備に関連する考え方である。一方、戦略コンピテンシーとは、経営戦略の実現に求められるコンピテンシーで、理論的基礎は SHRM を構成する経営戦略達成の人事施策編成に関する考え方である。本研究において用いられる分析モデルでは、この2つの変数が独立変数となり交互作用すると仮定している。

また、Ulrich et al. (2008) は、上記の6つの次元からなる人事コンピテンシーと人事担当者の「有能さ」との関係を定量分析し、「信頼される行動家」と呼ばれる従業員に対し誠実で人間的な配慮を示す人事コンピテンシーが人事担当者の「有能さ」に最も寄与する一方、戦略実現に関連する人事コンピテンシーである「ビジネスの協力者」は差別的要因とならないとの結果を見出している。Ulrich et al. (2008) が「有能さ」を従属変数として採用した理由は明確に論じられていないが、人事担当者には高度な専門性が求められると言及していることから、そうした専門性が発揮できているか否かに関心があったことが、「有能さ」という変数を分析に用いた背後に存在すると解釈

できよう。

このような Ulrich et al. (2008) の「有能さ」に関連する研究成果を人事担当者を対象とした人事コンピテンシー研究に援用することも考えられる。しかし、それは次の諸問題を抱えていることから限界があると言わざるをえない。

1つは、Ulrich et al. (2008) では、6因子の人事コンピテンシーが人事担当者の「有能さ」に与える影響に関して、多重共線性を回避するために2変量解析が行われており (Ulrich et al. 2008 : 253 = 2013 : 260)、人事担当者のポジティブな心理状態に寄与する固有の人事コンピテンシーについて特定化には至っていないという問題である。さらに、人材軸とビジネス軸に集約される6つの人事コンピテンシーは性質が全く異なり、通常はいくつかの人事コンピテンシーを併せ持って仕事に従事するにも関わらず、複数の人事コンピテンシーを発揮することの心理的影響に関して検討が加えられていない。

もう1つは、「有能さ」が人事コンピテンシーのポジティブな影響を測定しうる心理状態の部分的な側面しか取り扱っていない可能性があるという問題である。「有能さ」という変数は、Spreitzer (1995) の心理的エンパワーメントの下位次元の1つ「有能感」と同義と解釈できる。心理的エンパワーメントとは、個人が仕事において直面する出来事や状況、人々に対処する際に認知する内的なタスク・モチベーション (Spreitzer 1995 ; Stewart and Manz 1997) を意味する。心理的エンパワーメントは、仕事に対する認知的評価である職務態度の一部であるが、数多くの実証研究やメタ分析において、あくまでも心理的エンパワーメント以外の職務態度を促進する先行要因として位置づけられている (Maynard, Gilson and Mathieu 2012 ; Seibert, Wan and Courtright 2011)。人事コンピテンシーの効果を正確に見定めるには、最終的な職務における態度的結果の変数を用いることが求められよう。

そこで、本研究では Ulrich et al. (2008) が抱えていた問題の解決も視野に入れた上で、人事コンピテンシーのポジティブな影響を捉えるために、職務態度に含まれる心理変数の中でも全体的

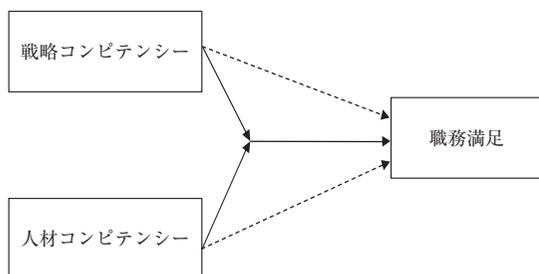
な職務満足を取り上げる。職務満足とは、「個人の仕事と仕事の経験の評価によりもたらされる喜ばしいもしくは肯定的な感情」 (Locke 1976 : 1300) を意味する。職務満足を結果変数とみなす理由の1つめは、Iで触れたように、人事担当者の肯定的な心理状態の醸成が設計された人事施策の効果的・効率的運用の実現を促す第1ステップと考えるためである。人事担当者がコンピテンシーを発揮した時に肯定的な感情を知覚するか否かによって彼(彼女)らの職務パフォーマンスは変化し、その心理状態の如何によって必要になるサポートやマネジメントが異なると考えられるためである。もう1つの理由は、職務満足がさまざまな職務態度から導き出される最終的なポジティブな心理状態の代表としてみなされている (Maynard, Gilson and Mathieu 2012 ; Seibert, Wan and Courtright 2011) からである。

これまでの検討を踏まえ、本稿では、相異なるタイプの人事施策を補完的に実施することの重要性を示唆する SHRM の発想や、人事コンピテンシーが職務満足に影響するという Ulrich et al. (2008) の基本的な考え方を踏襲しつつも、それらの研究に含まれる課題の解決を目指すため、戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーという人事担当者が発揮する異なるタイプの人事コンピテンシーが職務満足に与える作用を捉える仮説を設定することとした。すなわち、人事担当者の職務満足に対する戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーの主効果は有意でないが、両者の交互作用は有意であるとする分析モデルと仮説である。本研究で検証する分析モデル (図1) と仮説は以下の通りである。

仮説1：戦略コンピテンシーおよび人材コンピテンシー単独では、人事担当者の職務満足に対して影響を与えない。

仮説2：戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーは、人事担当者の職務満足に対して正の交互作用効果を持つ。すなわち、人材コンピテンシー (戦略コンピテンシー) の程度が強い場合には、人事担当者の職務満足に対する戦略コンピテ

図1 本研究の分析モデル



注：点線は有意な影響を及ぼさないことを意味する。

ンシー（人材コンピテンシー）の効果はより大きくなる。それに対し、人材コンピテンシー（戦略コンピテンシー）の程度が弱い場合には、戦略コンピテンシー（人材コンピテンシー）と人事担当者の職務満足の関連はより弱まるか、両者の関連は見られなくなる。

### Ⅲ 研究方法

#### 1 調査の概要・手続き

本研究は、2014年11月25日から2015年2月10日の期間で、一般社団法人A協会が主催する人事担当者向けセミナーの参加者を対象に質問票調査によって実施した。調査の実施目的と分析結果の活用方法、個人情報は一切特定されないこと、質問票への回答は任意であることを説明した上で調査協力を求めた。合計144票を回収することができたが、半数以上の質問項目が未回答な質問票が4件あったため、以下ではその4票を取り除いた140名のデータを用いて分析を行った<sup>2)</sup>。

#### 2 測定尺度

本研究では、Ulrich et al. (2008) において質問項目の詳細が示されておらず、既存尺度を使用することに限界があった。そこで、Ulrich et al. (2008) の6つの人事コンピテンシーに対して質問項目を作成することから開始した。これらの項目をベースに戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーの2次元の妥当性を確かめ、内容的妥当性と表面的妥当性（村上2006）の確保を試みた。

第1に、質問項目が測定目的に一致するかを意味する内容的妥当性である。まず、7名の民間企業の人事担当者に対して、「人事業務を成し遂げる上で重要になっている能力とその能力の具体的事例」について2時間のグループ・インタビューを行った<sup>3)</sup>。次に、Ulrich et al. (2008) が提示している6種類の人事コンピテンシーに関する定義を筆者らが説明し、7名の人事担当者にはディスカッションしながら、グループ・インタビューのデータを6カテゴリーの人事コンピテンシーに分類してもらった。ここで出てきた事例は、7名の人事担当者固有の経験に偏っている可能性があるため、大手製造企業の人事担当者に1時間のインタビューを実施し、これまでの人事キャリアの中でいつ、どのような能力が、なぜ求められたかを尋ねた。この質的データをUlrich et al. (2008) の6つのカテゴリーに分け、7名の人事担当者による人事コンピテンシーの分類内容と齟齬がないことを確認し、暫定的に質問項目を作成した。ここまでの手続きを踏まえた上で、筆者らが質問項目を、Ulrich et al. (2008) に内包される課題の解決、SHRMを構成する2つの要素との関連性、という上述した観点から検討した結果、2つのカテゴリー、すなわち、戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーに集約できるとの結論に至った。その際、「文化と変革の執事」と「信頼される行動家」については、Ulrich et al. (2008) の人事コンピテンシー・モデルにおいて戦略コンピテンシーと人材コンピテンシー双方の特徴を帯びるものとして位置づけられていることを考慮し、本稿の目的であるタイプの異なる人事コンピテンシーの関係と影響の解明を確実に達成するため分析の対象に含めないこととした。

第2に、測定尺度の正しさに対する被調査者の主観的判断を表す表面的妥当性である。暫定版の質問項目が現場レベルで理解可能な項目となっているかを確かめるべく、上記の7名の所属企業でプレ調査を実施し、質問項目の表現等を修正した上で、最終的な質問項目を完成させた<sup>4)</sup>。

### (1) 人事コンピテンシー

第1に、戦略コンピテンシーである。このコンピテンシーは、Ulrich et al. (2008) の「戦略の構築家」と「ビジネスの協力者」から構成される。戦略の構築家とは、「現在と将来にわたって組織や市場でどうやって『勝つ』ことができるのか」ということに対して洞察する」(Ulrich et al. 2008 : 35=2013 : 41) ことを意味する。ビジネスの協力者とは、「ビジネスを行う社会的な意味や、おかれている状況を理解することによって、そのビジネスの成功に貢献する」(Ulrich et al. 2008 : 36=2013 : 42) ことを表す。前者については、下位因子のうち「戦略的な敏捷性の維持」因子を参考に、「私は、将来、戦略的に必要となる人材像を見極めている」など3問で聞いた。後者に関しては、下位因子の中の「バリュー・プロポジションの明確化」に基づき、「私は、自身の組織が顧客に提供している価値を正確に把握している」といった3問で尋ねた。

第2に、人材コンピテンシーである。本コンピテンシーは、Ulrich et al. (2008) の「業務遂行者」と「人材の管理者・組織の設計者」を基礎とする。業務遂行者とは、「人材と組織の管理業務を遂行する」(Ulrich et al. 2008 : 36=2013 : 42) ことを表す。人材の管理者・組織の設計者とは、「企業の人事管理の方法や組織能力が、顧客の要望や戦略に沿い、互いに連携し、効率的かつ効果的に機能させるようにする」(Ulrich et al. 2008 : 35=2013 : 41) ことを意味する。前者に関しては、下位因子に含まれる「職場におけるポリシーを実行する」因子をもとに、「私は、人事・労務管理に関係する法律を把握している」など3つの項目を設定した。後者については、下位因子のうち「能力開発を行う」因子を参考に、「私は、従業員の成長を常に考えて自身の業務を行っている」他3項目で測定した。

### (2) 職務満足

Cammann et al. (1983) の尺度より、人事担当者の仕事に関する全般的な満足感を意味する全体的職務満足感を用いた。具体的には、「全体的に見て、私は今就いている仕事に満足している」と

いった3つの項目からなる。

なお、人事コンピテンシー、職務満足ともに、回答者にはすべての項目に対して5件法によるリッカート尺度(1.全く当てはまらない~5.非常に当てはまる)で評定してもらうことにした。

## IV 結果

### 1 因子分析と信頼性分析の結果

因子分析に先立ち、潜在変数に含まれるすべての観測変数について、天井効果および床効果が見られるかを確認した。その結果、各項目の平均値に1SDを加えた値の最大値は4.90、1SDを減じた値の最小値は1.55となり、取りうる値の最大値(5)を超えるもの、最小値(1)を下回るものはなかった。したがって、天井効果と床効果は確認できず、分析で用いたデータに異常な偏りはないとみなされるため、以降の分析ではすべての質問項目を用いることとした。

#### (1) 人事コンピテンシー

人事コンピテンシー尺度の12項目について探索的因子分析をした(最尤法、プロマックス回転)。因子数はカイザー基準およびスクリー基準に基づいて選択した。1回目の分析の際、因子負荷量のカットオフ値である0.4を下回る項目が確認されたため、それらの項目を削除し、解析を繰り返した結果、最終的に固有値1.0以上の因子が3つ抽出された(表1)。3因子で項目の全分散の82.44%を説明した。

第1因子は、戦略コンピテンシーで設定した3項目から構成されており( $\alpha=.87, \omega=.87$ )、各項目の平均値で操作化した。第2因子と第3因子は、人材コンピテンシーの下位次元として解釈できる項目が収束した。第2因子は、業務遂行者の「職場におけるポリシーを実行する」因子に含まれ、法律に即して人事業務を遂行する内容を意味する項目であることから、労働法務コンピテンシー( $\alpha=.94, \omega=.94$ )と名付けた。第3因子は、「人材の管理者・組織の設計者」のうち「能力開発を行う」因子に相当するものが確認でき、従業員の育

表1 人事コンピテンシー尺度の探索的因子分析結果

| 項目                                       | 1    | 2    | 3    |
|--|------|------|------|
| 戦略コンピテンシー ( $\alpha=.87, \omega=.87$ )   |      |      |      |
| 私は、将来、戦略的に必要となる人材像を見極めている。               | .89  | -.02 | .00  |
| 私は、これから戦略上重要となる人材を理解している。                | .81  | .02  | .01  |
| 私は、今後、戦略を実現する際に欠かせない人材を把握している。           | .76  | .02  | .00  |
| 人材コンピテンシー                                |      |      |      |
| 労働法務コンピテンシー ( $\alpha=.94, \omega=.94$ ) |      |      |      |
| 私は、人事・労務に関する法律を知っている。                    | .00  | .99  | -.01 |
| 私は、人事・労務管理に関係する法律を把握している。                | .01  | .87  | .02  |
| 私は、労働に関する法律を理解している。                      | .01  | .87  | -.02 |
| 能力開発コンピテンシー ( $\alpha=.87, \omega=.88$ ) |      |      |      |
| 私は、従業員の成長を心に掛けて仕事をしている。                  | -.04 | .01  | .94  |
| 私は、従業員の成長を念頭に置いて業務を行っている。                | .05  | .06  | .82  |
| 私は、従業員の成長を常に考えて自身の業務を行っている。              | .01  | -.08 | .73  |
| 固有値                                      | 4.38 | 1.90 | 1.15 |
| 因子寄与                                     | 3.23 | 3.23 | 2.74 |
| 因子間相関                                    |      |      |      |
| 1  | 1.00 |      |      |
| 2  | .52  | 1.00 |      |
| 3  | .47  | .26  | 1.00 |

注：太字はそれぞれの因子に高い負荷量を示していることを表す。因子負荷量は最尤法プロマックス回転後のものである。また、括弧内は信頼性係数（クロンバック  $\alpha$  係数と  $\omega$  係数）を示す。

成支援を表す項目のため、能力開発コンピテンシー ( $\alpha=.87, \omega=.88$ ) とラベリングした。第2因子・第3因子ともに、それぞれの因子が強く負荷した項目の合計得点を項目数で除した単純平均により変数化した。

### (2) 職務満足

職務満足を測定する3つの質問項目について探索的因子分析をしたところ（抽出法と因子数の決定は先ほどと同様）、想定どおり1因子に収束し ( $\alpha=.90, \omega=.90$ )、1因子で全分散の82.80%を説明した。3項目の平均値を算出したものを職務満足の変数とした。

### (3) 構成概念妥当性の確認

以上を踏まえ、Anderson and Gerbing (1988) に倣い、収束妥当性と弁別妥当性の2つの観点から構成概念の妥当性を検討した。まず、上記の構成概念のすべてを投入した確認的因子分析を行ったところ、 $\chi^2(48) = 63.81 (p = .06)$ 、CFI = .99、RMSEA = .05、SRMR = .04であった。CFIは.95以上、SRMRは.05以下で十分な適合度、RMSEAは.08未満がカットオフ値として推奨されている

(Schermelleh-Engel, Moosbrugger and Müller 2003; van de Schoot, Lugtig and Hox 2012) ことから、それぞれの項目は各構成概念の指標として妥当である判断した。

収束妥当性は、潜在変数から観測変数への標準化推定値 ( $\lambda$ )、AVE (average variance extracted: 平均分散抽出度)、CR (composite reliability: 合成信頼性) の3つの指標により評価した。収束妥当性は、 $\lambda$  の値が0.5を超えかつ有意であり (Anderson and Gerbing 1988)、AVEは0.5 (Fornell and Larcker 1981)、CRは0.6 (Hair et al. 2010) をそれぞれ超えていることが条件となる。表2を見ると、すべての基準を満たしており、収束妥当性が確保されていると言える。また、弁別妥当性に関しては、AVEが構成概念同士の相関係数の二乗の値を上回っているかがポイントとなる (Fornell and Larcker 1981) が、表2と表3の値から、いずれの潜在変数も問題ないことが確認できた<sup>5)</sup>。

表2 全構成概念の妥当性の検証

| 潜在変数と観測変数                      | $\lambda$ | SE  | Z        | AVE  | CR   |
|--------------------------------|-----------|-----|----------|------|------|
| 戦略コンピテンシー                      |           |     |          | 0.69 | 0.87 |
| 私は、将来、戦略的に必要となる人材像を見極めている。     | .87       | .07 | 12.23*** |      |      |
| 私は、これから戦略上重要となる人材を理解している。      | .84       | .07 | 11.52*** |      |      |
| 私は、今後、戦略を実現する際に欠かせない人材を把握している。 | .78       | .08 | 10.45*** |      |      |
| 労働法務コンピテンシー                    |           |     |          | 0.83 | 0.94 |
| 私は、人事・労務に関する法律を知っている。          | .98       | .07 | 15.59*** |      |      |
| 私は、人事・労務管理に関係する法律を把握している。      | .88       | .07 | 13.18*** |      |      |
| 私は、労働に関する法律を理解している。            | .87       | .07 | 12.88*** |      |      |
| 能力開発コンピテンシー                    |           |     |          | 0.70 | 0.87 |
| 私は、従業員の成長を心に掛けて仕事をしている。        | .90       | .06 | 12.90*** |      |      |
| 私は、従業員の成長を頭頭に置いて業務を行っている。      | .88       | .05 | 12.49*** |      |      |
| 私は、従業員の成長を常に考えて自身の業務を行っている。    | .72       | .06 | 9.43***  |      |      |
| 職務満足                           |           |     |          | 0.74 | 0.89 |
| 概して、私は今の仕事にやりがいを感じている。         | .91       | .06 | 13.24*** |      |      |
| 私は、全般的に現在の仕事が好きである。            | .86       | .06 | 12.13*** |      |      |
| 全体的に見て、私は今就いている仕事に満足している。      | .81       | .06 | 11.13*** |      |      |

\*\*\* $p < .001$ , 両側検定。

## 2 コモン・メソッド・バイアス

各構成概念は、ワンショットのサーベイによって収集されたクロス・セクション・データをもとに測定している。また、自身の保有するコンピテンシーや職務態度について、回答者本人による自己報告形式をとっている。したがって、同一測定法に起因する回答結果の過度な一貫性が顕在化するというコモン・メソッド・バイアスが生じる可能性を否定できない。この問題が発生していないかを確認するために、Harmanの単一因子テストを行った(Podsakoff et al. 2003)。

具体的には、全観測変数を対象に探索的因子分析(最尤法、回転なし)をした結果、固有値1以上の因子が3つ抽出された(累積寄与率70.38%)。

固有値が最大の第1因子のみによって説明される全観測変数の分散の割合は44.77%であり、50%にも満たなかった。この結果から、今回のサンプルにおいてはコモン・メソッドに伴うバイアスは深刻でないと見なした。

## 3 各変数の基本統計量と相関係数

従属変数である職務満足に外在的な影響を与えうると考えられる、①性別(男性:1, 女性:0にダミー変数化)、②年齢、③勤続年数、④役職(有り:1, 無し:0にダミー変数化)が統制変数として考慮された。全変数の記述統計量および相関係数を示したものが表3である。

表3 分析で使用了各変数の基本統計量と相関係数

|                   | M     | SD   | 1      | 2      | 3      | 4      | 5      | 6     | 7      | 8    |
|-------------------|-------|------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|------|
| 1. 性別(男性=1, 女性=0) | —     | —    | 1.00   |        |        |        |        |       |        |      |
| 2. 年齢             | 41.27 | 9.04 | .31*** | 1.00   |        |        |        |       |        |      |
| 3. 勤続年数           | 16.14 | 9.97 | .36*** | .81*** | 1.00   |        |        |       |        |      |
| 4. 役職(有=1, 無=0)   | —     | —    | .21*   | .41*** | .26**  | 1.00   |        |       |        |      |
| 5. 戦略コンピテンシー      | 3.25  | 0.88 | .04    | .32*** | .19*   | .30*** | 1.00   |       |        |      |
| 6. 労働法務コンピテンシー    | 2.73  | 1.01 | .14    | .26**  | .16    | .34*** | .48*** | 1.00  |        |      |
| 7. 能力開発コンピテンシー    | 4.01  | 0.68 | -.03   | .35*** | .31*** | .22*   | .42*** | .24** | 1.00   |      |
| 8. 職務満足           | 3.81  | 0.76 | -.06   | .21*   | .07    | .15    | .30*** | .15   | .47*** | 1.00 |

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ , 両側検定。

#### 4 分析モデルの検証

図1の分析モデルの妥当性を検討するために、Aguinis and Gottfredson (2010) の手順にしたがい、人事担当者の職務満足に従属変数とした階層的重回帰分析を実施する。階層的重回帰分析は、Model 1～Model 3の3つのモデルで構成されている(表4)。Model 1は統制変数のみのモデル、Model 2は統制変数に加え、3つの独立変数を投入したモデル、Model 3はModel 2に交互作用項を投入したモデルである。Model 3では、3つの独立変数を組み合わせてできる交互作用項3つではなく、戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーに関わる2つの交互作用項のみ、すなわち戦略コンピテンシーと労働法務コンピテンシー、戦略コンピテンシーと能力開発コンピテンシーの交互作用を検証する。なお、多重共線性の問題を回避する目的で、交互作用項の変数には中心化の処理を施した(Cohen et al. 2003)。

まず、Model 2を見ると、人事担当者の職務満足に対する戦略コンピテンシー、労働法務コンピテンシーによる主効果は有意でなかった( $\beta = .10, p = .30, \beta = -.01, p = .93$ )一方で、能力開発コンピテンシーによる主効果は有意なプラスの値を示した( $\beta = .41, p < .001$ )。この結果より、仮説1は部分的に支持されたと言える。

次に、Model 2とModel 3を比較すると、Model 3において決定係数が有意に増加し( $\Delta R^2$

$= .05, p < .01, R^2 = .31, p < .001$ )、戦略コンピテンシーと労働法務コンピテンシーの有意な交互作用( $\beta = .25, p < .01$ )が確認された。対して、戦略コンピテンシーと能力開発コンピテンシーの交互作用項は有意でなかった( $\beta = -.15, p = .09$ )。

戦略コンピテンシーと労働法務コンピテンシーの交互作用効果が認められたので、①単純傾斜の下位検定(Cohen et al. 2003)、②ジョンソン・ネイマン法(Johnson-Neyman technique)を用いた単純傾斜の有意領域(region of significance)と95%信頼帯(confidence band)の算出(Bauer and Curran 2005)を行った<sup>6)</sup>。

まず、単純傾斜の検定については、労働法務コンピテンシーの平均値から $\pm 1SD$ を基準とし、それぞれの条件下における人事担当者の職務満足に対する戦略コンピテンシーの回帰直線の傾きを求めた(図2)<sup>7)</sup>。その結果、労働法務コンピテンシーの程度が強い場合(+1SD)には、人事担当者が戦略コンピテンシーを保有しているほど職務満足が高い( $\beta = .38, p < .01$ )のに対し、労働法務コンピテンシーの程度が弱い場合(-1SD)では、そのような関連を示さなかった( $\beta = -.11, p = .33$ )。

次に、単純傾斜の有意領域と95%信頼帯をグラフ化したものが図3である。図3の中央の直線(実線)は単純傾斜(労働法務コンピテンシーがある値をとる時の戦略コンピテンシーが人事担当者の職務満足に及ぼす影響)の推定値を表し、その95%信頼区間の上限(ULCI)と下限(LLCI)を

表4 人事担当者の職務満足に従属変数とした階層的重回帰分析の結果

|                       | Model 1 |     |    | Model 2 |     |     | Model 3 |     |     |
|-----------------------|---------|-----|----|---------|-----|-----|---------|-----|-----|
|                       | $\beta$ | SE  | p  | $\beta$ | SE  | p   | $\beta$ | SE  | p   |
| 性別ダミー                 | -.11    | .15 |    | -.03    | .14 |     | -.04    | .14 |     |
| 年齢                    | .43     | .01 | ** | .30     | .01 | *   | .35     | .01 | *   |
| 勤続年数                  | -.25    | .01 |    | -.31    | .01 | *   | -.33    | .01 | *   |
| 役職ダミー                 | .06     | .14 |    | -.01    | .14 |     | .02     | .13 |     |
| 戦略コンピテンシー             |         |     |    | .10     | .08 |     | .13     | .08 |     |
| 労働法務コンピテンシー           |         |     |    | -.01    | .07 |     | -.05    | .07 |     |
| 能力開発コンピテンシー           |         |     |    | .41     | .10 | *** | .34     | .10 | *** |
| 戦略コンピテンシー×労働法務コンピテンシー |         |     |    |         |     |     | .25     | .07 | **  |
| 戦略コンピテンシー×能力開発コンピテンシー |         |     |    |         |     |     | -.15    | .09 |     |
| $\Delta R^2$          |         |     |    |         | .17 | *** |         | .05 | **  |
| $R^2$                 |         | .09 | *  |         | .26 | *** |         | .31 | *** |

注： $\beta$ は標準化偏回帰係数。 $\Delta R^2$ はModel 2はModel 1から、Model 3はModel 2からの $R^2$ の変化量を記載している。

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

図2 労働法務コンピテンシーの高低による戦略コンピテンシーと人事担当者の職務満足との関係

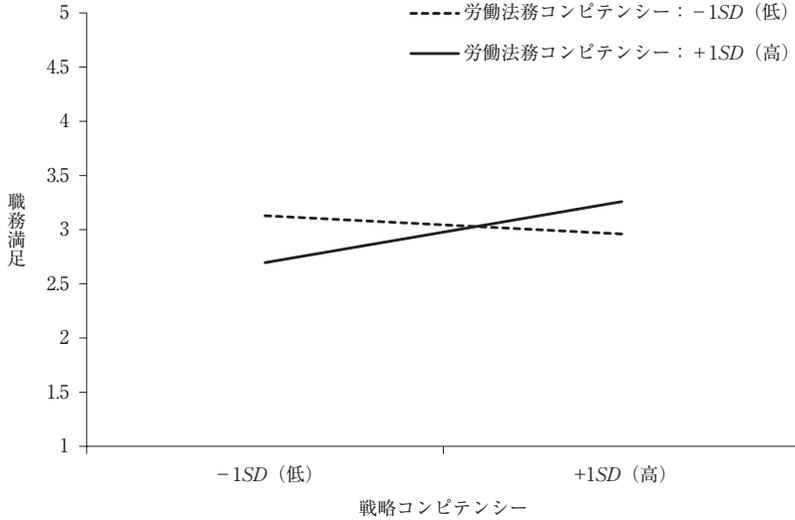
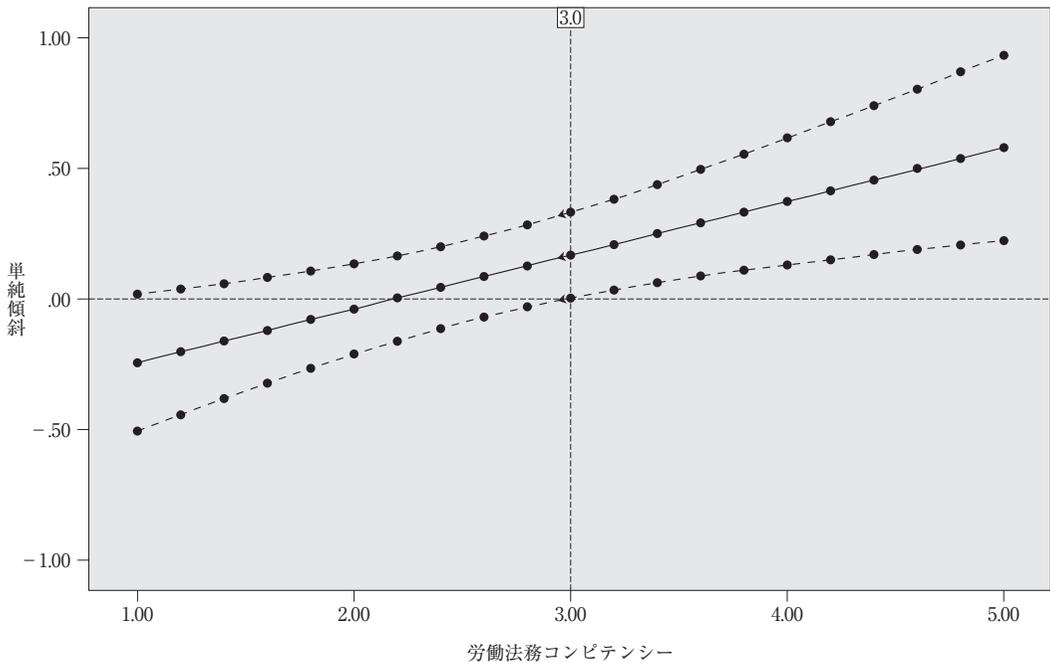


図3 単純傾斜の有意領域と信頼帯



注：中央の実線は単純傾斜の推定値，上下の破線はその95%信頼区間を示す。

プロットしたものが上下2本の曲線（破線）である。有意領域と信頼帯を算出し可視化することにより、労働法務コンピテンシーが具体的にどのくらいの範囲にあると単純傾斜が有意になるのかを明らかにできる。

図中の縦の点線は有意領域の境界値を示し、今回のデータでは3.00（労働法務コンピテンシーの有

意領域が3.00以上）であった。すなわち、労働法務コンピテンシー得点が3.00以上の時、戦略コンピテンシーが人事担当者の職務満足に与える影響が有意になると言える。労働法務コンピテンシーの平均値が2.73であることから、平均をやや上回る程度の労働法務コンピテンシーでも、職務満足に対する戦略コンピテンシーの有効性がみ

られると解釈できるだろう。

以上より、戦略コンピテンシーと職務満足の関係に対する労働法務コンピテンシーの交互作用効果は認められ、かつ労働法務コンピテンシーが強い場合に戦略コンピテンシーと人事担当者の職務満足との関連性を強め、労働法務コンピテンシーの程度が低いと両者の関係性が見出されなかった。他方、戦略コンピテンシーと能力開発コンピテンシーの交互作用と人事担当者の職務満足との関連性は見出されなかった。したがって、仮説2は部分的に支持されたと言える。

## V 考 察

今回の分析は、一時点での調査で収集されたデータに基づいて行われているがゆえに、厳密には因果関係を特定したとは言いきれない。ただし、相関関係であっても因果関係の存在を予測しうる有効なエビデンスを提供していると考えている。以下では発見事実を整理しながら、本研究のインプリケーションを整理したい。

第1に、戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーの中の労働法務コンピテンシーの交互作用項が人事担当者の職務満足に有意な影響を及ぼしていたことである。この結果は、分析モデルや統計分析手法に不十分な点が残されていた Ulrich et al. (2008) の人事コンピテンシー研究発展への寄与に留まらない。I で述べたように、わが国企業において株主を中心としたステークホルダーに提供する価値の最大化機運が高まる中で、総体的に見て人事担当者が戦略的な役割に傾注して突き進むことに警鐘を鳴らす注目すべき事実が提示されていると言える。特に、戦略コンピテンシーが単独で人事担当者の職務満足と関連がなかった事実と突き合わせると、戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーの同時発揮の重要性が示唆される。また、単純傾斜の有意領域と95%信頼帯の図から、平均的なスコアの労働法務コンピテンシーでも戦略コンピテンシーの交互作用効果の有効性が見出されており、戦略性が人事担当者に要請される方向にシフトする場合には、もう一方の人材軸のコンピテンシーが看過されていないかに着目す

ることが必要であろう。

第2に、戦略コンピテンシーと人事担当者の職務満足との関係に、人材コンピテンシーの下位次元である労働法務コンピテンシーは交互作用の機能を有していたが、能力開発コンピテンシーはそうした役割が確認されていないことである。「人事部に配属になった初期、労働法の学習を求められ、労働時間管理ばかりさせられて、仕事にやりがいを感じられなかった。しかし、その経験をもとに戦略的な人事業務を行うと、仕事に対する意義が見出され始めた」(大手製造業人事担当者A氏)<sup>8)</sup>との質的データがあるが、まさに人事担当者の職務満足に対する労働法務コンピテンシーの主効果は非有意であり、戦略コンピテンシーとの交互作用項が有意であった結果と整合的である。法的な知識に準拠して戦略的な役割を人事担当者が遂行することにより、経営者の目先の方針だけに流されないフェアな人事管理が展開でき、人事の存在意義が認知されるものと考えられる<sup>9)</sup>。一方、能力開発コンピテンシーは次世代リーダー育成など成果を挙げるために長期間を要する業務で発揮されるが、戦略コンピテンシーは事業の拡大や縮小に伴う人事異動という戦略的な決定に基づいた、未来志向的ではあるものの、計画がある程度定められた業務にて発揮される。したがって、コンピテンシーを発揮した結果として生み出される成果の時間的ズレが能力開発コンピテンシーと戦略コンピテンシーの間には存在するため、交互作用項が有意ではなかったと推測できよう。能力開発コンピテンシーについては、SHRMを構成する要素の中でも人事担当者が以前から継続的に発揮してきた専門的なものであるため、単独で人事担当者の職務満足に有意に影響しうるものと解釈できる。仮説が一部支持されたとする理由はこの点に求められるが、本結果をネガティブに捉えていない。第一の発見事実に基づけば、人事担当者は戦略コンピテンシーと人材コンピテンシーの双方を発揮することが肝要であるものの、他方で一定の期間内で成果が求められるような戦略的要素だけを強めることが望ましくない次世代リーダー育成など長期的で多様な視座も求められる能力開発に関連する人事コンピテンシーも存在す

る。それゆえ、人事担当者のすべての業務に戦略志向だけを突き進めることは問題を含んでいることが推察され、Iで述べた現代日本企業の人事の潮流に再検討を迫る証拠を提供しており、錯綜する人事の役割変容に関する議論に与えるインプリケーションは大きいと言えよう。

最後に、本研究の残された課題について言及したい。第1に、調査においてコモン・メソッド・バイアスに完全には対処できていないことである。特に人事コンピテンシーは調査対象者の主観的認知で測定しているため、他者評定に基づくデータ収集を行うことで結果の頑強性が高まるであろう。第2に、サンプルが偏っている可能性である。今回、一般社団法人A協会が主催するセミナー参加者を対象に質問票を配布した。回答者の企業規模について尋ねていないが、A協会の会員企業は比較的大企業が多いため、本研究の発見事実は大企業の人事担当者に限定した知見になっているかもしれない。第3に、質問項目に関する限界である。本稿では回答者の負担を軽減するため、下位因子の設定において多様な項目を用いることができなかつた。先行研究の下位因子に含まれる構成要素がすべて反映されていない点に留意の必要がある。また、ワーディングでは人事担当者に協力を得たものの、質問で用いられている表現の中には、人事担当者の行動ではなく意識を測定しているとの誤解が生じうるものも見られる。第4に、分析モデルに関する課題である。コンピテンシー発揮への職務環境の影響が推察されるものの、本研究では理論的空白であった異なるコンピテンシーと職務満足との関係の検証に焦点を絞ったため、フレームワークに含めることができなかつた。今後は、職務環境を含めた質問項目を改善した上で、幅広い業種や規模の企業からデータを集め、分析モデルの妥当性を再検証していくことが課題である。

\*本研究はJSPS科研費23530478およびJSPS科研費21K01675の助成を受けたものです。また、本論文の作成にあたり、匿名のレフリーと編集委員会から多くの有益で具体的なご助言をいただき、心より感謝申し上げます。

- 1) 本研究でUlrich et al. (2008)に注目する理由は、そのモデルが人材軸とビジネス軸の2軸から構成され、わが国の人事担当者を対象としたグループ・インタビューの結果、人事コンピテンシーの有効性を検証する上で妥当であると判断されたためである。
- 2) 調査対象者の基本プロフィールは、以下の通りである。回答者の性別は男性が69.3%、女性が29.3%と男性が過半数を占めている。平均年齢は41.3歳(標準偏差9.04歳)、平均勤続年数は16.1年(標準偏差9.97年)となっている。また、役職構成は管理職が42.1%、非管理職が57.9%と概ね半数ずつの割合であった。
- 3) この7名は、今回の定量調査の対象者にはなっていない。
- 4) 例えば、戦略コンピテンシーに含まれる戦略の構築家について、暫定版では「私は、組織全体に顧客情報が浸透するように働きかけている」という質問項目を設定していた。パイロット調査の際、通常、顧客情報に人事がアクセスできないとの指摘を受け、戦略的な人材像の把握を軸とする項目に修正を加えた。
- 5) 各構成概念のAVEの平方根を算出すると、戦略コンピテンシーが0.83、労働法務コンピテンシーが0.91、能力開発コンピテンシーが0.84、職務満足が0.86となり、構成概念間の相関係数の値より上回っていた。
- 6) 有意領域とは、単純傾斜が有意となる調整変数の値が取りうる範囲であり、信頼帯とは単純傾斜の推定値の信頼区間を指す。±1SDの定点ベースのアプローチ(pick-a-point approach)は、交互作用効果の下位検定を行う手法として多くの研究において採用されている。しかし、特に調整変数が連続変数の場合に限界が指摘されている(e.g., Hayes 2013)ことから、有意領域と信頼帯が追加的に検討される。
- 7) 図2は戦略コンピテンシーを独立変数、労働法務コンピテンシーを群分けする変数とした交互作用のみを表している。これらの変数を入れ替えても、類似した傾向が確認された。
- 8) 筆者の1人が2021年7月10日に実施したA氏が所属する企業の研修において、今回の分析結果についてディスカッションした際に、A氏から得られた発言である。
- 9) この解釈はA氏とのディスカッションから得られたものである。

#### 参考文献

- 岩出博(2002)『戦略的人的資源管理論の実相——アメリカSHRM論研究ノート』泉文堂。
- 金井壽宏・守島基博編(2004)『CHO最高人事責任者が会社を変える』東洋経済新報社。
- 経済産業省(2020)『持続的な企業価値の向上と人的資本に関する研究会報告書——人材版伊藤レポート』。(https://www.meti.go.jp/shingikai/economy/kigyo\_kachi\_kojo/pdf/20200930\_1.pdf, 2022年8月1日アクセス確認)
- 厨子直之・井川浩輔(2015)「人事コンピテンシーに関する予備的分析」『経済理論』381号, pp. 149-170。
- DIAMOND ハーバード・ビジネス・レビュー(2015)「特集 戦略人事」『DIAMOND Harvard Business Review』第40巻第12号, pp. 28-86。
- 平野光俊(2010)「戦略的パートナーとしての日本の人事部——その役割の本質と課題」『国民経済雑誌』第202巻第1号, pp. 41-67。
- 村上宣寛(2006)『心理尺度のつくり方』北大路書房。
- 守島基博(2010)「社会科学としての人材マネジメント論へ向けて」『日本労働研究雑誌』No. 600, pp. 69-74。
- 山田崇志・金紅花(2020)「HRMに対する管理会計的アプローチ」『事業創造大学院大学紀要』第11巻第1号, pp. 81-92。

- Aguinis, H. and Gottfredson, R. K. (2010) "Best-practice Recommendations for Estimating Interaction Effects using Moderated Multiple Regression," *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 31, No. 6, pp. 776-786.
- Anderson J. C. and Gerbing, D. W. (1988) "Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-step Approach," *Psychological Bulletin*, Vol. 103, No. 3, pp. 411-423.
- Bauer, D. J. and Curran, P. J. (2005) "Probing Interactions in Fixed and Multilevel Regression: Inferential and Graphical Techniques," *Multivariate Behavioral Research*, Vol. 40, No. 3, 373-400.
- Cammann, C., Fichman, M., Jenkins, G. D. and Klesh, J. R. (1983) "Assessing the Attitudes and Perceptions of Organizational Members," In S. E. Seashore, E. E. Lawler, P. H. Mirvis and C. Cammann (Eds.) *Assessing Organizational Change: A Guide to Methods, Measures, and Practices*, New York: Wiley, pp. 71-138.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. and Aiken, L. S. (2003) *Applied Multiple Regression/correlation Analysis for the Behavioral Sciences*, 3rd ed., Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Fornell, C. and Larcker, D. F. (1981) "Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement error," *Journal of Marketing Research*, Vol. 18, No. 1, pp. 39-50.
- Hair, J. F. Jr., Black, W. C., Babin, B. J. and Anderson, R. E. (2010) *Multivariate Data Analysis: A Global Perspective*, 7th ed., Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Hayes, A. F. (2013) *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-based Approach*, New York: Guilford Press.
- Kearney, E., Shemla, M., van Knippenberg, D. and Scholz, F. A. (2019) "A Paradox Perspective on the Interactive Effects of Visionary and Empowering Leadership," *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, Vol. 155, pp. 20-30.
- Keenoy, T. (2009) "Human Resource Management," in M. Alvesson, T. Bridgman and H. Willmott (Eds.) *The Oxford Handbook of Critical Management Studies*, Oxford: Oxford University Press, pp. 454-472.
- Lawler, E. E. and Boudreau, J. W. (2015) *Global Trends in Human Resource Management: A Twenty-year Analysis*, Stanford, Calif: Stanford Business Books.
- Locke, E. A. (1976) "The Nature and Causes of Job Satisfaction," In M.D. Dunnette (Ed.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Chicago: Rand McNally College Pub. Co., pp. 1297-1349.
- Maynard, M. T., Gilson, L. L. and Mathieu, J. E. (2012) "Empowerment: Fad or Fab? A Multilevel Review of the Past Two Decades of Research," *Journal of Management*, Vol. 38, No. 4, pp. 1231-1281.
- McMahan, G. C., Vrick, M. and Wright, P. M. (1999) "Alternative Theoretical Perspectives for Strategic Human Resource Management Revisited: Progress, Problems, and Prospects," *Research in Personnel and Human Resource Management*, Vol. 4, No. 1, pp. 99-122.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y. and Podsakoff, N. P. (2003) "Common Method Biases in Behavioral Research: A Critical Review of the Literature and Recommended Remedies," *Journal of Applied Psychology*, Vol. 88, No. 5, pp. 879-903.
- Purcell, J. and Hutchinson, S. (2007) "Front-line Managers as Agents in the HRM-performance Causal Chain: Theory, Analysis and Evidence," *Human Resource Management Journal*, Vol. 17, No. 1, pp. 3-20.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. and Müller, H. (2003) "Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-fit Measures," *Methods of Psychological Research*, Vol. 8, No. 2, pp. 23-74.
- Seibert, S. E., Wan, G. and Courtright, S. H. (2011) "Antecedence and Consequences of Psychological and Team Empowerment in Organizations: A Meta-analytic Review," *Journal of Applied Psychology*, Vol. 96, No. 5, pp. 981-1003.
- Spencer, L. M. and Spencer, S. M. (1993) *Competence at Work: Models for Superior Performance*, New York : John Wiley & Sons. (=2011, 梅津祐良・成田攻・横山哲夫訳『コンピテンシー・マネジメントの展開 [完訳版]』生産性出版).
- Spreitzer, G. M. (1995) "Psychological Empowerment in the Workplace: Dimensions, Measurement, and Validation," *Academy of Management Journal*, Vol. 38, No. 5, pp. 1442-1465.
- Stewart, G. L. and Manz, C. C. (1997) "Understanding and Overcoming Supervisor Resistance during the Transition to Employee Empowerment," In W. A. Pasmore and R. W. Woodman (Eds.), *Research in Organizational Change and Development*, 10, Greenwich: JAI Press, pp. 169-196.
- Su, Z.-X., Wright, P. M., and Ulrich, M. D. (2018) "Going beyond the SHRM Paradigm: Examining Four Approaches to Governing Employees," *Journal of Management*, Vol. 44, No. 4, pp. 1598-1619.
- Ulrich, D., Brockbank, W., Johnson, D., Sandholtz, K. and Younger, J. (2008) *HR Competencies: Mastery at the Intersection of People and Business*, Alexandria, VA: Society for Human Resource Management. (=2013, 中島豊詞『人事コンピテンシー』生産性出版).
- Ulrich, D., Brockbank, W., Younger, J. and Ulrich, M. (2013) *Global HR Competencies: Mastering Competitive Value from the Outside in*, New York: McGraw-Hill. (=2014, 加藤万里子訳『グローバル時代の人事コンピテンシー——世界の人事状況と「アウトサイド・イン」の人材戦略』日本経済新聞出版社).
- van de Schoot, R., Lugtj, P. and Hox, J. (2012) "A Checklist for Testing Measurement Invariance," *European Journal of Developmental Psychology*, Vol. 9, No. 4, pp. 486-492.

〈投稿受付 2020 年 7 月 29 日, 採択決定 2022 年 7 月 25 日〉

ずし・なおゆき 和歌山大学経済学部准教授。最近の主な論文に「アブリシエイティブ・インクワイアリーによる大学生アルバイトの心理的資本に与える効果に関する量的比較分析」『商学論究』第66巻第3号, pp. 157-188 (2019年)。人的資源管理論, ポジティブ組織行動論専攻。  
 いがわ・こうすけ 琉球大学国際地域創造学部准教授。最近の主な論文に「医療現場における自律的作業集団と労働生活の質との関係における多技能化の媒介効果」『日本労務学会誌』第22巻第2号, pp. 4-23 (2021年, 共著)。人的資源管理論, ポジティブ組織行動論専攻。