

ワーク・ライフ・バランスを考慮した就職条件分析 モデル

メタデータ	言語: jpn 出版者: 明治大学商学研究所 公開日: 2017-02-06 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 山下, 洋史, 萩原, 統宏 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/18442

ワーク・ライフ・バランスを考慮した 就職条件分析モデル

An Analysis Model of Company Entrance Condition
Considering Work Life Balance

山下 洋史・萩原 統宏

Hiroshi Yamashita and Motohiro Hagiwara

目 次

1. はじめに (山下)
2. 企業価値と労働条件 (萩原)
3. 日本におけるワーク・ライフ・バランス研究 (萩原)
4. 「魅力的品質」と「当たり前品質」(山下)
5. 「動機づけ要因」と「衛生要因」(山下)
6. 「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」(山下)
7. 「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」のダミー変数重回帰分析モデル (山下)
8. 「ワーク・ライフ・バランスを考慮した就職条件の就職満足度分析モデル」の提案 (山下)
9. 本研究の提案モデルによる「魅力的就職条件」「当たり前就職条件」「一元的就職条件」の実証分析 (山下・萩原)
10. おわりに (山下)

1. はじめに

企業活動を展開するための経営資源は、ヒト・カネ・モノ・情報の3M+I (Man, Money, Material, Information) に大きく分類され、これらの経営資源を有効に活用することが、企業価値を高めることへとつながる。とりわけ、上記のような3M+Iの中でも、「ヒト」という経営資源(人的資源)は、プライム・リソースと言われており、企業には、優秀な人材を採用し、その能力を伸ばしていくような動機づけと教育訓練が求められる。

ここで、「優秀な人材の採用」に焦点を当てると、当然のことながら、就職活動を展開する人材(主に、学生)にとって好ましい労働条件、そして魅力的な労働条件を準備する必要があることがわかる。賃金・福利厚生や労働時間等の労働条件を整備することが求められるのである。筆者らは、前報[1]においてこうした点に注目し、就職活動を展開する学生にとってのさまざまな

労働条件（以下、「就職条件」）を、「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」に分けて考える枠組みを提示している。前者（魅力的就職条件）は、それが充足されれば魅力的であるが、充足しなくても「やむを得ない」と考える就職条件である。また、後者（当たり前就職条件）は、それが充足されないと不満をもたらすが、充足したからといって満足を生み出すわけではなく、これだけは「妥協することができない」と考える就職条件である。すなわち、後者の当たり前就職条件は、それが充足されることが当たり前で、充足されないと不満をもたらすような就職条件なのである。

上記のような「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」の枠組みは、品質管理の領域における狩野モデル[2]の「魅力的品質」と「当たり前品質」や、行動科学の領域における Herzberg [3]の「動機づけ要因」と「衛生要因」の枠組みを基に、筆者らが前報[1]で提示した新たな枠組みである。ここで、充足しなくても「やむを得ない」と考える前者の就職条件（魅力的就職条件）が満足要因という意味で「魅力的品質」や「動機づけ要因」に対応し、「妥協することができない」と考える後者の就職条件（当たり前就職条件）が不満要因という意味で「当たり前品質」や「衛生要因」に相当するのである。

さらに、筆者ら[1],[4]は、こうした「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」の枠組みの妥当性を検討するための「ダミー変数重回帰分析モデル」を設定し、大学生に対する就職条件のアンケート調査から得られた「就職した場合の満足度」（以下、「就職満足度」）のデータを用いてその実証分析を行っている。上記の「ダミー変数重回帰分析モデル」の大きな特徴は、説明変数のランク落ちを避ける際に、魅力的就職条件についてはそれを充足しない水準を除去し、当たり前就職条件についてはそれを充足する水準を除去するところにあり、これにより、魅力的就職条件を充足しなくても不満をもたらすわけではなく、当たり前就職条件を充足しても満足を生み出すわけではないという「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」の枠組みを定式化している。

一方、近年は、ワーク・ライフ・バランス（以下、「WLB」）に対する社会的関心が高まっており、WLBという面での労働条件が、労働条件の重要な要素として認識されるようになった。それに伴い、WLBは就職条件としても無視することのできない要因となりつつあり、企業は魅力的就職条件と当たり前就職条件の両面で、かつ従業員のみならず学生に対しても、WLBを重視する姿勢を示すことが求められる。

本研究では、上記のような魅力的就職条件と当たり前就職条件に関する筆者ら[1]の「ダミー変数重回帰分析モデル」（以下、「前報のモデル」）に対して、新たに「一元的就職条件」を追加するとともに、魅力的就職条件と当たり前就職条件にWLBの要因を組み込んだ就職満足度分析モデルを提案する。この提案モデルは、説明変数（就職条件の要因と水準を表すダミー変数）のランク落ちを避けるべく、魅力的就職条件と当たり前就職条件の性格に従って、それぞれの水準（カテゴリー）を1つずつ除去するという前報[1]のモデルの特徴を維持しながら、こうした水準の除去を行わない「一元的就職条件」を新たに導入するところに特徴がある。また、前報[1]のモデルでは、個人（被験者）ごとの分析モデルであったため、被験者の属性（本研究では、学年）

の違いや被験者全体に共通した特徴を単純には比較することができなかったという問題点をふまえ、本研究の提案モデルでは、個人差パラメータのみならず、属性差パラメータと全被験者共通のパラメータを新たに導入する。その際、上記の個人差パラメータと属性差パラメータ・全被験者共通のパラメータは、互いに「分離可能」[5]でないため、2段階の手順により、3つのパラメータ群を同定する新たな方法を提示する。これにより、WLBの要因を組み込んだ「魅力的就職条件」「当たり前就職条件」と「一元的就職条件」が、学生の就職満足度に与える影響を、定量的に捉えることが可能になるのである。

さらに、本研究の提案モデルの実証分析として、大学生に対する就職条件のアンケート調査により「就職満足度」のデータを収集し、上記の「魅力的就職条件」「当たり前就職条件」「一元的就職条件」の分析を試みる。そこで、筆者ら[4]が実験計画法の $L_8(2^7)$ 型直交配列により魅力的就職条件と当たり前就職条件および一元的就職条件を組み合わせで作成した企業のプロフィール・データをアンケート調査の被験者（学生60名）に提示し、それぞれのプロフィールの企業に対する就職満足度データを収集する。その上で、各就職条件のダミー変数を説明変数に、就職満足度を被説明変数に、それぞれ設定し、本研究で提示する2段階の手順（パラメータ同定の手順）により、個人差パラメータと属性差パラメータ、および全被験者共通のパラメータを推定する。これにより、本研究の提案モデルの妥当性を検討していくことにする。

2. 企業価値と労働条件

民間企業を対象とした、労働条件と企業パフォーマンスへの貢献についての学術的研究例は、労働経済学の分野において豊富であり、伊丹[6]において、網羅的に展望されている。労働条件をどのような側面から捉えるのかについての多様性が、研究群の豊富さをもたらしていると考えられるが、本節では、日本国内において最近約20年にわたって導入が試みられ、その効果について議論が継続されてきた「成果主義賃金」に視点を絞って、研究群をまとめてみたい。

成果主義賃金の導入による企業パフォーマンスへの貢献の可能性についての研究は、成果主義賃金に関する研究群の多くを占める。まず、米国の実例の基づくケーススタディとして、Ichniowskiら[7]やLazear[8]は、製造業のそれぞれ異なる業種において、出来高給および革新的な人的資源管理の手法が、伝統的な人的資源管理手法を導入した場合よりも、生産性という面で見えた企業パフォーマンスの向上をもたらしていることを確認した。

他方、日本においては、生産性・収益性とは別の面における企業パフォーマンスへの貢献について分析したものが多い。1990年代の富士通における目標管理評価制度と職能資格制度の廃止に伴う等級制度の導入の事例、2000年代のキヤノンにおける職能等級制度から役割等級制度・職群等級制度への移行の事例に基づいて、社会経済生産性本部[9]や経済産業省[10]が研究を行っており、賃金コスト総額の減少と格差の拡大を確認している。守島[11]は、成果主義を導入する際に、評価制度の情報公開を促進することは、従業員の満足度が高まることを示した。玄田ら

[12]や大竹・唐渡[13]は、成果主義を導入する際に、採用範囲の拡大・明確化、スキルアップの機会が同時に与えられれば、従業員の勤労意欲が高まることを確認した。都留ら[14]は、成果主義の導入前後における、従業員のインセンティブに対する敏感さを比較しており、事後的には、より敏感に反応するようになることを確認している。

3. 日本におけるワーク・ライフ・バランス研究

少子高齢化やグローバル化が進展する中、日本では労働市場における女性活用の必要性が訴えられて久しい。日本における女性活用がほかの先進諸国に比べて遅れている要因としては、長期的雇用や長時間労働が常態となっている正社員の雇用慣行、育児と就業の両立支援策の不備、企業における女性差別的な価値観、仕事に対する女性労働者の意識等、相互に関係するさまざまなものが挙げられる。そこで、もし女性活用で企業業績が高まるのであれば、競争力を高める必要性が増している状況下で、企業が積極的に女性の活用を進める可能性はあり、そこに解決の糸口があるように思われる。

経済産業省[15]は、女性雇用と企業のパフォーマンス（ROA）との関係を、女性活用が進んでいる10社の人事担当者からのヒアリングに基づき考察している。その結果、業種・企業規模・財務内容・外資比率・創業年等の違いを調整した後、女性比率とROAの関係を回帰すると、有意な正の相関が考察される。ただし、女性比率とROAの関係は、ある種の企業風土や何らかの経営資源が女性比率とROAを共に高める効果を有している「見かけ上の相関」が疑われることから、複数年の時系列データにより女性比率とROAの変動関係が分析されている。その結果は、個別企業毎の時系列では、女性比率の変化とROAの変化の間には有意な関係は存在しなかった。このことから、女性比率はROAを高める見かけ上の要因であって、真の要因ではないと言える。真の要因は、企業固有の特徴で女性が活躍できる風土を有し、これにより利益を上げるような人事・労務管理の能力が高いことにある。

兎玉[16]は、女性の雇用が企業の収益性を上げるというBecker[17]の予測やその背後のメカニズムについて、これまでの実証研究はデータや方法論の制約のために明確な証拠を示すことができていなかったことを指摘している。この研究では、日本企業についての政府統計データを用いることで、2000年代において女性管理職を雇うことが企業に好業績をもたらしたかどうか調査し、先行研究においてはデータ制約により解明されなかった問題に取り組んだ。主な結果として、それまでの既存研究ではデータや方法論の制約のために、Beckerの差別理論に対して、正・負の結果が混在していたのに対して、既存文献におけるデータ制約に対応し、日本の製造企業は女性役員や女性管理職を雇うことによって利益を得ていることを示唆した。高収益の要因は女性役員や女性管理職に対する低い人件費による費用節減により説明される。とはいえ、女性管理職と男性管理職の賃金の違いですべてが説明可能であるわけではなく、Beckerの差別理論による説明では不十分である。高収益の要因の一部は女性管理職のリーダーシップにより、高い生産性

が引き出された結果といえる。この結論はサービス業にはあてはまらないが、サービス業は製造業に比べると、女性管理職を雇うことによる競争上の差別化の機会が少ない可能性があるため、今後は女性経営企業に関する量的・質的データを利用して企業業績と結び付ける研究が望まれる。

山本[18]は、2004年から2009年までの上場企業パネルデータを用いて、女性活用を進める企業ほど業績が高いという差別仮説(Becker[17])が近年の日本の企業で成立するか、女性労働者の働きやすい環境を整えることで女性活用による企業の生産性向上がみられるようになるかという2つの検証を行っている。その結果、正社員女性比率が高い企業ほど、利益率が高くなることが示されたが、さらに詳しく正社員女性比率と利益率の関係をみると、正社員女性比率が0.4以上と相当に高い水準まで女性を活用しないと、利益率は有意に高まらないことも明らかになった。このことは、Beckerが指摘するように、女性差別的な嗜好をなくして女性活用を進めることで、企業は女性労働者の賃金を上回るような生産性を享受するものの、その効果が利益率の上昇として目に見える形で現れるようになるためには、男性労働者中心の雇用慣行や企業風土をドラスティックに変えるほど、積極的に女性の活用を進める必要があることを示唆している。このほか、女性労働者が能力を発揮しやすいような環境を整えている企業、具体的には、短時間勤務制度や在宅勤務制度、WLBやダイバーシティ推進等の専任部署を設置している企業に関しては、正社員や管理職の女性比率を高めることで、高い生産性が実現しているとの結果も得ている。企業で女性活用を進める際には、女性労働者の能力を十分に引き出せるような環境やWLB施策を整備することが重要であり、これにより企業は生産性の上昇を期待することが可能であると指摘される。

一方、辻本[19]は女性役員比率と企業パフォーマンスの相関について検証している。これにより、女性役員比率はROAに対して統計的有意な関係を見出すことができないが、トービンのQに対してはプラスに有意であることを統計的に示している。これは、ROAが直接的な財務パフォーマンスであるが、トービンのQは株式市場からの評価が含まれているからであろう。つまり、株式市場は短期の収益性だけでなく、将来的に長期の成長をも考慮していると考えられるからである。また、収益だけではなく、リスクについても評価の対象としている。したがって、女性役員は現時点や短期の財務パフォーマンス(ROA)ではなく、将来の財務パフォーマンスに寄与すると考えられる。しかしながら、このことが、一定比率の女性役員の導入を義務化すべきであるという結論には至らない。2003年にノルウェイが40%の女性取締役の導入を義務化した。Ahern and Dittmar[20]は、人材が限られている中、各企業が急激に女性取締役を登用したため、経験の浅い取締役が増えたことが要因となって、企業パフォーマンスが悪化したことを報告している。したがって、こうした女性取締役の制度化については、さらなる検証が必要であろう。

4. 「魅力的品質」と「当たり前品質」

製品やサービスのさまざまな品質には、消費者にとって「魅力」を生み出す品質と、「不満」を生み出す品質があるものと思われる。例えば、他社の製品にはない付加機能は多くの場合、消費者にとって「魅力」を生み出す品質となり、製品の故障は消費者にとって「不満」をもたらす品質となる。ここで、重要な点は、前者（他社の製品にはない付加機能）が充足されていないとしても、それが直接的に不満を生じさせるわけではなく、後者（故障しないこと）が充足されているとしても、それが直接的に満足を生み出すわけではないという点である。

狩野モデル[2]では、消費者にとって、魅力（満足）を生み出す前者の品質と不満をもたらす後者の品質を、それぞれ「魅力的品質」と「当たり前品質」として位置づけている。このように、狩野モデル[2]において、前者の「魅力的品質」は、それが充足されていれば消費者に魅力（満足）を与えるが、それが充足されていなかったとしても直接的に不満をもたらすわけではない「満足要因」であり、後者の「当たり前品質」は、それが充足されていないと消費者に不満をもたらすが、それが充足されていても直接的に満足をもたらすわけではない「不満要因」なのである。したがって、「当たり前品質」をいくら高めても、消費者に満足を与えることはできず、コストだけが上昇してしまうことになる[1]。

狩野モデル[2]は、多くの企業、とりわけ製造業の企業に浸透しており、従来は消費者にとってそれぞれの品質が充足されていれば満足をもたらす、充足されていなければ満足をもたらすという一次元的な品質（これを、狩野[2]は「一元的品質」と呼んでいる）の視点から、製品の品質を捉えてきたことに対する反省を促し、消費者に魅力を与えるための品質（魅力的品質）と不満を生じさせないようにするための品質（当たり前品質）を明確に区別した商品企画や製品設計の必要性を示唆している。すなわち、当たり前品質を確実に維持したもとの、いかに魅力的品質を生み出していくかが、企業における商品企画や製品設計に求められるのである。

5. 「動機づけ要因」と「衛生要因」

行動科学の代表的な理論として、Herzberg[3]の「動機づけ・衛生理論」が広く知られている。動機づけ・衛生理論では、マズローの欲求5段階説を基礎にして、職務満足と不満足をもたらすさまざまな要因を、動機づけ要因と衛生要因の2つに分類している。すなわち、それまで1次的に捉えられてきた、職務や労働に関するさまざまな要因（various factors）を、図1のように、動機づけ要因（motivatorsまたはmotivational factors）と衛生要因（hygienesまたはhygiene factors）の2つに分類したのである。

前者の動機づけ要因は、達成・承認・責任・昇進・成長・仕事そのもの等、マズローの欲求5段階説における高次の欲求から生じる要因であり、それが充足されると職務満足をもたらすが、

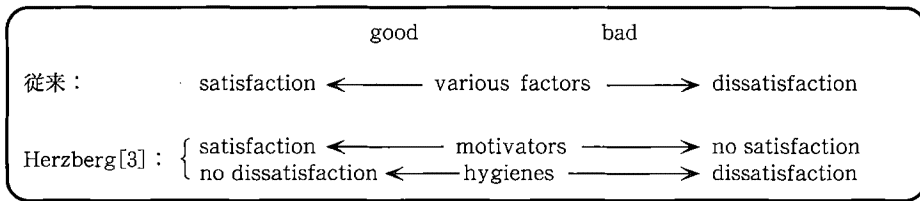


図1 Herzberg[3]の動機づけ要因 (motivators) と衛生要因 (hygienes)

それが充足されないからといって必ずしも不満を起こすわけではない「満足要因」である。これに対して、衛生要因は、経営政策・作業環境・給与・監督・対人関係等、低次の欲求から生じる要因であり、それが充足されても不満を防ぐにすぎず、それが充足されないと不満を起こすことになる「不満要因」である。すなわち、Herzberg[3]は、職務満足と不満足を別次元[21]として位置づけたのである。

ここで注目すべきことは、「給与」を動機づけ要因ではなく、衛生要因として位置づけたことである。従来は、給与が高ければ従業員に職務満足をもたらす、低ければ不満をもたらすという考え方（1次元的思考、これは狩野モデル[2]における「一元的品質」に対応する）が支配的であったことに対して疑問を投げかけ、給与を高めただけでは職務満足に結びつかないとする考え方を広く社会に植えつける役割を果たしたのである。こうした衛生要因としての給与の位置づけは、賛否両論が存在するが、仕事のやりがいを重視する日本では、欧米よりも説得力を持つ[1]。

6. 「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」

日本人の就職は、「就職」の意識というよりも「就社」の意識に近いことが、しばしば指摘される。すなわち、職に就くのではなく、「会社に就く」という意識である。そのため、日本では多くの学生が長期勤続（あるいは、終身雇用）を前提にした就職活動（就社活動）を展開しており、こうした就職活動では、予め何年か経験を積んだら他の企業に移ることを前提にした就職活動に比較して、より慎重な就職条件の吟味が必要になる[1]。

しかしながら、高度成長期やバブル期の就職活動とは異なり、バブル崩壊後は学生にとって非常に厳しい就職活動を余儀なくされている。そこで、学生はさまざまな就職条件に対して、自身のプライオリティを設定し、優先度の低い就職条件は充足しなくても「やむを得ない」と考えていることが予想される。すなわち、充足すれば魅力的であるが、充足しなくても「やむを得ない」と考える就職条件と、これだけは「妥協することができない」と考える就職条件という就職活動のプライオリティである[1]。こうしたプライオリティが、理想を言えばきりのない就職条件のハードルを下げ、厳しい就職活動において内定獲得の確率を高める役割を果たすのである。

筆者らは、前報[1]において、上記のような就職条件のプライオリティに注目し、狩野モデル[2]が焦点を当てていた、顧客にとっての製品・サービスの品質を、就職前の学生にとっての就職条件（労働条件）へと置き換えた「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」の枠組みを提示

している。こうした前報[1]の枠組みにおける基本的な考え方は、顧客にとって自身の満足を生み出す品質（魅力的品質）と不満を生み出す品質（当たり前品質）が存在するのと同様に、就職活動を展開する学生にとっても自身の満足を生み出す就職条件（魅力的就職条件）と不満を生み出す就職条件（当たり前就職条件）が存在するであろうというところにある。すなわち、前者（魅力的品質と魅力的就職条件）は、それが充足されれば顧客や学生にとって満足が得られるが、充足されなくても直接的には不満が生じるわけではない「満足要因」となるのに対して、後者（当たり前品質と当たり前就職条件）は、それが充足されても直接的に満足が得られるわけではないが、それが充足されないと不満が生じる「不満要因」となると考えるのである。

こうした考え方は、前節で述べた動機づけ・衛生理論（Herzberg[3]）とも共通している。すなわち、動機づけ・衛生理論における動機づけ要因（満足要因）が、本研究の魅力的就職条件に、衛生要因（不満要因）が本研究の当たり前就職条件に、それぞれ対応づけられるのである。

このように、品質管理の領域における狩野モデル[2]の「魅力的品質」と「当たり前品質」の枠組みを、就職前の学生にとっての「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」へと置き換えることは、Herzberg[3]の動機づけ・衛生理論が焦点を当てていた就職後の従業員を就職前の学生へと置き換えることに相当する。これにより、就職後の従業員にとっての満足要因（動機づけ要因）と不満要因（衛生要因）の枠組みを、就職前の学生に対しても、魅力的就職条件と当たり前就職条件として適用することが可能になるのである。

7. 「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」のダミー変数重回帰分析モデル

就職活動を展開する学生にとっての就職条件を、前節で述べた「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」の枠組みによって記述すべく、筆者らは前報[1]において下記のようなダミー変数重回帰分析モデル（以下、「前報のモデル」）を提示している。この分析モデルでは、学生が企業 i に就職した場合の満足度 y_i を「就職満足度」として位置づけ、これと魅力的就職条件・当たり前就職条件との関係を被験者別に捉えている。

その際、上記の就職満足度 y_i を、これが「満足」の場合 $y_i > 0$ 、「不満」の場合 $y_i < 0$ で、「どちらともいえない」の場合 $y_i = 0$ として中心化し、それぞれの就職条件をダミー変数 d_{ijk} により記述している。ただし、添え字 j は魅力的就職条件 ($j=1$) か当たり前就職条件 ($j=2$) を表す添え字であり、 k は要因を表す添え字、 c は各要因 k 内の水準（好ましい順に $c=1, 2, 3$ ）を表す添え字である。

その上で、上記の就職満足度 y_i に対して、「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」が与える影響を被験者別に分析すべく、(1)式のように定式化している[1]。ただし、(1)式の a_{jkc} はカテゴリー・ウェイト（パラメータ）で、 e_i は残差である。

$$y_i = \sum_j \sum_k \sum_c a_{jkc} \cdot d_{ijk} + e_i \quad (1)$$

ここで、(1)式における説明変数 d_{ijk} は、 $d_{ijk1} + d_{ijk2} + d_{ijk3} = 1$ となるダミー変数であるため、そのままでは説明変数の「ランク落ち」が生じ（行列式の値が0になってしまう）、正規方程式を解くことができない。そこで、前報のモデル[1]ではこうした問題に対して、魅力的就職条件の水準 $c=3$ と、当たり前就職条件の水準 $c=1$ を除去することにより、説明変数のランク落ちを回避している。これにより、当たり前就職条件の水準 c については、 $c=2$ を $c=1$ に、 $c=3$ を $c=2$ に、それぞれ c の番号が置き換えられ、(1)式のモデルにおけるカテゴリ・ウェイト a_{jkc} の最小二乗解は、通常正規方程式により与えられる[1]。

上記のように、魅力的就職条件の水準 ($c=3$) と、当たり前就職条件の水準 ($c=1$) を除去することは、これらのカテゴリ・ウェイトを0に固定することを意味するため、もし(1)式のモデル（前報[1]のモデル）により就職満足度 y_i を模写することができれば、魅力的就職条件と当たり前就職条件の枠組みの妥当性を確認することができる。すなわち、魅力的就職条件の水準 $c=3$ と、当たり前就職条件の水準 $c=1$ を除去することにより、説明変数のランク落ちを回避するだけでなく、魅力的就職条件と当たり前就職条件の枠組みの妥当性についても確認することができるのである。

さらに、筆者ら[1]は、明治大学商学部の学生に対して、魅力的就職条件と当たり前就職条件を組み合わせたプロフィール・データ（表1）を提示して各プロフィールの企業 i に対する「就職満足度」を、7件法（「大いに不満」「かなり不満」「やや不満」「どちらともいえない」「やや満足」「かなり満足」「大いに満足」の7段階）で回答してもらい、前報[1]のモデルの実証分析を試みている。その際、実験計画法の $L_9(3^4)$ 型直交配列により、魅力的就職条件と当たり前就職条件を組み合わせて企業のプロフィール・データを作成している。ここで、直交配列により、プロフィール・データを作成しているのは、被験者（大学生）にかかる時間的・労力的な負荷を軽減するためであり、すべての組み合わせを調査すると 3^4 回=81回の回答となる調査を9回の回答へと大幅に削減することができる[1]。

表1 前報[1]のプロフィール・データ： $L_9(3^4)$ 型直交配列

No.	魅力的就職条件		当たり前就職条件	
	株式上場	診療設備	採用身分	通勤費・住宅手当
1	一部上場	自社病院あり	総合職正社員	両方あり
2	二部上場	医務室あり	総合職正社員	通勤費のみあり
3	非上場	なし	総合職正社員	なし
4	二部上場	なし	一般職正社員	両方あり
5	非上場	自社病院あり	一般職正社員	通勤費のみあり
6	一部上場	医務室あり	一般職正社員	なし
7	非上場	医務室あり	契約社員	両方あり
8	一部上場	なし	契約社員	通勤費のみあり
9	二部上場	自社病院あり	契約社員	なし

その上で、表1のプロファイル・データからダミー変数 d_{ijk} を作成し、この d_{ijk} と、中心化された就職満足度 y_i との関係を、前報のモデル[1]により分析している。その結果、表2のように、現実に即したカテゴリー・ウェイト a_{jkc} の推定値と、ほとんどの被験者について0.9以上の高い重相関係数が得られ、モデルの妥当性を確認している。前述のように、魅力的就職条件を充足しない水準 ($c=3$) と、当たり前就職条件を充足する水準 ($c=1$) を除去することは、これらのカテゴリー・ウェイトを0に固定することを意味するため、これらの水準を除去しても、就職満足度(被説明変数)が高い精度(概ね0.9以上の高い重相関係数)で模写されていることは、魅力的就職条件と当たり前就職条件の枠組みの妥当性を示している。

表2 前報[1]の分析により得られたカテゴリー・ウェイト a_{jkc} と重相関係数

プロファイル (水準)	重相 関係数	一部 上場	二部 上場	非上場	病院 あり	医務室 あり	なし	総合職	一般職	契約 社員	通勤・宅 手当	通勤費 のみ	なし
被験者1	0.999	1.444	0.778	—	1.444	0.778	—	—	-2.889	-3.889	—	-0.556	-1.222
被験者2	0.974	1.111	1.111	—	1.444	1.778	—	—	-1.556	-3.222	—	-0.889	-1.889
被験者3	0.978	1.333	1.333	—	1.333	1.333	—	—	-0.667	-2.667	—	-0.667	-1.667
被験者4	0.949	1.111	1.444	—	1.111	0.444	—	—	-3.222	-4.222	—	0.111	-0.556
被験者5	0.980	1.778	1.111	—	0.778	1.111	—	—	-0.556	-4.556	—	-0.222	0.111
被験者6	0.846	1.222	0.889	—	0.889	1.222	—	—	0.222	-2.111	—	-0.111	-0.778
被験者7	0.785	1.111	1.111	—	0.778	1.444	—	—	-0.222	-1.556	—	-0.556	-2.222
被験者8	0.997	2.444	0.444	—	0.444	-0.556	—	—	-0.556	-0.556	—	-0.889	-2.222
被験者9	0.938	1.000	1.000	—	1.333	0.667	—	—	0.333	-1.333	—	-1.667	-3.333
被験者10	0.885	0.889	1.222	—	1.222	0.889	—	—	-0.111	-2.778	—	-0.111	-1.778
被験者11	0.964	1.111	1.444	—	1.444	1.111	—	—	-0.889	-2.556	—	-0.556	-1.889
被験者12	0.909	1.333	0.667	—	1.000	1.000	—	—	-0.333	-1.667	—	-0.667	-2.333
被験者13	0.869	1.222	1.222	—	0.889	1.556	—	—	-1.111	-2.444	—	-0.778	-1.778
被験者14	0.938	1.556	1.556	—	0.889	1.222	—	—	-0.111	-1.778	—	-0.778	-2.111
被験者15	0.704	0.778	0.778	—	1.111	0.444	—	—	0.111	-1.556	—	-0.222	-1.222
被験者16	0.879	1.000	1.000	—	1.333	0.667	—	—	0.333	-1.333	—	-0.667	-3.333
被験者17	0.976	1.111	1.444	—	1.444	1.111	—	—	0.111	-2.556	—	-0.556	-2.889
被験者18	0.930	1.333	1.333	—	1.000	0.667	—	—	0.000	-2.333	—	-1.000	-2.333
平均	0.917	1.272	1.105	—	1.105	0.938	—	—	-0.617	-2.395	—	-0.599	-1.858

8. 「ワーク・ライフ・バランスを考慮した就職条件の就職満足度分析モデル」の提案

本研究では、前報[1]で提示した「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」の分析視座に対して、新たに「一元的就職条件」を追加し、これらの就職条件と、学生がその企業に「就職する場合の満足度」(就職満足度)との関係を定量的に捉えるための分析モデルを提案する。ただし、本研究で新たに追加する「一元的就職条件」は、「魅力的就職条件」や「当たり前就職条件」とは異なり、これが充足されれば満足を、充足されなければ不満を、それぞれ生じさせる就職条件であり、狩野モデル[2]の「一元的品質」に相当する。これにより、上記の魅力的就職条件 ($j=1$)、当たり前就職条件 ($j=2$)、一元的就職条件 ($j=3$) が、就職満足度に対して与える影響

の違いをモデル化するのである。

その際、前報[1]のモデルにおける魅力的就職条件と当たり前就職条件に対して、新たにWLBに関する就職条件を組み込むことにするが、これに加えて上記の一元的就職条件を追加するため、そのままでは要因数が増加し、被験者にかかる負荷が増大してしまう。そこで、本研究の提案モデルでは、前報[1]で3水準であった各要因の水準数を2水準（要因 k を充足する水準が $c=1$ で、充足しない水準が $c=2$ ）へと圧縮し、プロフィール・データの組み合わせ数が増加することを抑制していくことにする。

一方、前報のモデル[1]は、被験者 s （学生）別にカテゴリー・ウェイト（本研究における「個人差パラメータ」）の最小二乗解を推定する分析モデルであったため、被験者の属性 t （本研究では、学年）ごとの違いを単純には比較することができなかった。そこで、本研究では、被験者 s 別のモデルであった前報のモデル[1]を、1つのモデルへと統合すべく、被験者 s 別のカテゴリー・ウェイト a_{tsjkc} （個人差パラメータ）と定数項 b_{ts} （被験者 s 別の平均）のみならず、属性 t 別のパラメータ w_{tjk} （属性差パラメータ）と全被験者共通のパラメータ W_3 （一元的就職条件に対するウェイト）を新たに導入し、(2)式のような就職満足度分析モデルを提案する。ただし、属性 t と被験者 s が異なっても、同一の企業 i であれば、ダミー変数 d_{ijk} （説明変数）は共通であることに注意を要する。

$$y_{tsi} = b_{ts} + \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^3 w_{tjk} \cdot \sum_{c=1}^2 a_{tsjkc} \cdot d_{ijk} + W_3 \cdot (a_{ts311} \cdot d_{i311} + a_{ts312} \cdot d_{i312}) + e_{tsi} \quad (2)$$

(2)式の提案モデルにおいて、 t は属性を表す添え字、 k は要因を表す添え字、 c は各要因内の水準を表す添え字で、 e_{tsi} は残差である。また、被説明変数 y_{tsi} は、前報のモデル[1]と同様、企業 i に対する就職満足度（「どちらともいえない」の場合 $y_{tsi}=0$ で、「満足」の場合 $y_{tsi}>0$ 、「不満」の場合 $y_{tsi}<0$ ）であり、説明変数 d_{ijk} は、それぞれの就職条件（プロフィール・データ）を表すダミー変数である。ただし、一元的就職条件については、これが充足されれば満足を、充足されなければ不満を、それぞれ生じさせる就職条件であるため、水準の除去を行わないことにする。

その際、説明変数行列の「ランク落ち」を回避すべく、一元的就職条件($j=3$)の要因数については、1要因のみに限定する（水準の除去を行わない要因数が1つの場合、上記の「ランク落ち」は生じない）。したがって、本研究の提案モデルにおける魅力的就職条件($j=1$)と当たり前就職条件($j=2$)については複数の要因を設定することになるが、一元的就職条件($j=3$)については1要因のみとなる。

このように、本研究の提案モデルは、①被験者 s によって異なる個人差パラメータ a_{tsjkc} （カテゴリー・ウェイト）と、②同じ属性 t であれば共通の属性差パラメータ w_{tjk} ($j=1, 2$)、および③全被験者共通のパラメータ W_3 （一元的就職条件に対するウェイト）を持つところに特徴があり、①の a_{tsjkc} により、要因 k における水準 c （ただし、前述のように、魅力的就職条件と当たり前就職条件の実質的な水準数は1）が満足度 y_{tsi} に与える影響の大きさを、被験者 s ごとに把

握することができる。また、②の w_{ij} により、魅力的就職条件 ($j=1$) と当たり前就職条件 ($j=2$) が就職満足度 y_{tsi} に与える影響の違いを、被験者の属性 t 別に捉えることができる。さらに、③の W_3 により、一元的就職条件 ($j=3$) が就職満足度 y_{tsi} に与える影響の大きさを、全被験者共通の値として捉えることができる。さらに、魅力的就職条件の個人差パラメータ a_{ts1k1} (カテゴリー・ウェイト) が正、当たり前就職条件の個人差パラメータ a_{ts2k2} が負となるかどうか、および一元的就職条件の個人差パラメータ a_{ts311} が正で、 a_{ts312} が負となるかどうかにより、本研究で設定した「魅力的就職条件」「当たり前就職条件」「一元的就職条件」の枠組みの妥当性を確認することが可能になる。

本研究のモデルは、互いに分離可能[5]でない複数のパラメータ群 (a_{tsjkc} , w_{ij} , W_3) を持つため、一度にこれらのパラメータ群を推定することはできない。そこで、下記のような2段階の手順で、パラメータ a_{tsjkc} と w_{ij} および W_3 を推定していくことにする。

〈手順1〉 個人差パラメータ a_{tsjkc} の設定

まず、被説明変数 y_{tsi} の被験者別平均 b_{ts} を求め、個人差パラメータ a_{tsjkc} を、(3)式のように定義する。この a_{tsjkc} は、中心化された被説明変数 ($y_{tsi} - b_{ts}$) を、各要因 k における水準 c の該当数 $m (= n/2)$ で割った被験者別の平均を意味する。

$$a_{tsjkc} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{tsi} - b_{ts}) \cdot d_{ijkc}}{m} \quad (3)$$

ただし、前述のように、魅力的就職条件 ($j=1$) は、これが充足されれば満足をもたらすが、充足されないとしても直接的に不満をもたらすわけではないため、 $a_{ts1k2} = 0$ に固定し、逆に当たり前就職条件 ($j=2$) については、これが充足されないと不満をもたらすが、充足されたとしても満足をもたらすわけではないため、 $a_{ts2k1} = 0$ に固定する。

〈手順2〉 属性差パラメータ w_{ij} と全被験者共通のパラメータ W_3 の推定

手順1の(3)式により算出した個人差パラメータ a_{tsjkc} を用いて、(4)式の u_{tsijkc} を計算し、これを要素とする説明変数行列 U を作成する。説明変数行列 U の行は属性 t と被験者 s と企業 i の組合せであり (ただし、 t は s に従属) であり、列は j と要因 k と水準 c の組合せであるが、魅力的就職条件 ($j=1$) については、個人差パラメータを $a_{ts1k2} = 0$ に固定するため、水準 $c=2$ を除去する。これと同様に、当たり前就職条件 ($j=2$) については、個人差パラメータを $a_{ts2k1} = 0$ に固定するため、水準 $c=1$ を除去する。

$$u_{tsijkc} = a_{tsjkc} \cdot d_{ijkc} \quad (4)$$

その上で、 $y_{tsi} - b_{ts}$ を要素とする被説明変数ベクトル $\mathbf{y} = (y_{tsi} - b_{ts})$ を作成し、この \mathbf{y} と U を用いて、(5)式の正規方程式により、属性差パラメータ w_{ij} と全被験者共通のパラメータ W_3 を要素とするウェイト・ベクトル $\mathbf{w} = (w_{(ij)}, W_3)$ の最小二乗解を推定する。

$$\mathbf{w} = (\mathbf{U}^T \cdot \mathbf{U})^{-1} \cdot \mathbf{U}^T \cdot \mathbf{y} \quad (5)$$

こうして推定した w_{ij} と W_3 を用いて、(5)式のモデル式により、被説明変数 y_{tsi} (就職満足度) の推定値を求めた上で、この推定値を用いて重相関係数を算出し、分析を終了する。

9. 本研究の提案モデルによる「魅力的就職条件」「当たり前就職条件」「一元的就職条件」の実証分析

本研究では、被験者 s 別の分析であった前報のモデル[1]に対して、新たに属性差パラメータ w_{ij} (魅力的就職条件と当たり前就職条件に対するウェイト) と全被験者共通のパラメータ W_3 (一元的就職条件に対するウェイト) を導入することにより、被験者 s 別のモデルを1つのモデルへと統合したが、ここでは明治大学商学部の学生 60 名 (2年生: 17名, 3年生: 18名, 4年生: 25名) に対するアンケート調査[4]により収集した就職満足度 y_{tsi} のデータを用いて、本研究の提案モデルの実証分析を試みることにする。このアンケート調査は、表 3 (権・山下[4]) のように、WLB に関する就職条件 (フレックス・タイム制度, 深夜勤務, 土日出勤) を要因 k として組み込んでいるところに特徴がある。ただし、各要因 k の水準 c については、前節で述べたように、水準数を 2 に設定しているため、我々の先行研究[4]において実験計画法の $L_8(2^7)$ 型直交配列により作成した表 3 のプロフィール・データを使用している。

その上で、本研究の提案モデルにおける手順 1 と手順 2 (前節を参照) に従って、企業のプロフィールを表すダミー変数 d_{ijk} と就職満足度 y_{tsi} との関係进行分析し、その分析結果により、提案モデルの妥当性を検討していくことにする。

表 3 本研究の提案モデルの実証分析におけるプロフィール・データ: $L_8(2^7)$ 型直交配列

データNo. i	魅力的就職条件			当たり前就職条件			一元的就職条件
	株式上場	留学制度	フレックス タイム	身分	深夜勤務	土日出勤	初任給
$i=1$	上場	あり	あり	正規社員	なし	なし	業界平均より5万円高い
$i=2$	上場	あり	なし	契約社員	あり	あり	業界平均より5万円高い
$i=3$	非上場	なし	あり	正規社員	あり	あり	業界平均より5万円高い
$i=4$	非上場	なし	なし	契約社員	なし	なし	業界平均より5万円高い
$i=5$	上場	なし	あり	契約社員	なし	あり	業界平均より5万円低い
$i=6$	上場	なし	なし	正規社員	あり	なし	業界平均より5万円低い
$i=7$	非上場	あり	あり	契約社員	あり	なし	業界平均より5万円低い
$i=8$	非上場	あり	なし	正規社員	なし	あり	業界平均より5万円低い

以上のような本研究の実証分析により得られた個人差パラメータ a_{tsjkc} (被験者 s 別のカテゴリー・ウェイト) と定数項 b_{ts} (就職満足度 y_{tsi} の被験者 s 別平均) を表 4 に、また個人差パラメータ

表4 個人差パラメータ a_{tsjkc} と定数項 b_{ts} の推定値

属性 t	被験者 No.	魅力的就職条件			当たり前就職条件			一元的就職条件		定数項 b_{ts}
		一部上場	留学制度	フレックス	契約社員	深夜勤務	土日出勤	初任給高い	初任給低い	
2年	1	1.083	-0.217	0.650	-2.815	0.650	-0.650	1.083	-1.083	3.375
	2	0.866	0.000	0.433	-2.165	0.000	-0.866	1.299	-1.299	3.250
	3	1.299	0.000	0.866	-1.299	0.000	0.000	2.165	-2.165	3.500
	4	0.866	0.000	0.433	-2.165	0.000	-0.866	1.299	-1.299	3.250
	5	1.516	-0.217	1.083	-1.949	0.217	-0.217	1.516	-1.516	3.375
	6	0.866	0.433	0.866	-1.299	-0.433	-0.866	1.732	-1.732	3.250
	7	0.866	-0.866	0.866	-0.866	-0.866	-0.866	1.732	-1.732	4.000
	8	0.433	0.000	0.000	-1.299	-0.433	-0.866	1.299	-1.299	4.000
	9	0.650	0.650	0.650	-1.516	-0.217	-0.650	1.516	-1.516	3.375
	10	0.650	0.217	0.217	-0.650	-0.217	-0.650	1.083	-1.083	4.875
	11	1.732	0.000	0.433	-0.433	-0.433	-0.433	2.598	-2.598	3.500
	12	0.650	0.650	0.217	-1.083	0.217	-0.217	0.650	-0.650	4.875
	13	0.866	1.732	0.433	-0.433	-0.433	-0.433	0.000	0.000	4.500
	14	1.083	0.217	0.650	-1.516	0.217	-0.217	0.650	-0.650	3.375
	15	0.650	0.650	0.650	-0.650	-0.650	-0.650	1.516	-1.516	2.875
	16	-0.217	0.650	0.650	0.217	-2.815	-3.681	1.083	-1.083	3.125
	17	0.866	-0.866	-0.866	-0.866	0.000	-0.866	0.866	-0.866	4.500
3年	18	0.650	1.516	0.217	-1.083	0.217	0.217	1.949	-1.949	3.625
	19	1.299	0.433	0.433	-2.165	0.433	0.000	0.866	-0.866	3.500
	20	1.949	-0.650	0.650	-1.516	-0.217	-1.083	1.516	-1.516	3.375
	21	0.650	0.217	0.650	-0.217	-0.650	-1.083	1.949	-1.949	4.375
	22	0.866	-0.433	0.866	-1.299	-0.433	-0.866	1.732	-1.732	3.750
	23	0.650	0.217	1.083	-0.650	-1.083	-0.650	1.083	-1.083	3.875
	24	0.000	0.433	0.866	-1.299	-0.433	-0.866	0.866	-0.866	4.250
	25	2.598	-2.598	0.000	0.000	0.000	0.000	2.598	-2.598	5.500
	26	1.299	0.000	0.866	-0.433	-0.433	-0.433	0.866	-0.866	3.750
	27	0.433	0.433	0.433	-0.433	-1.299	-1.299	2.165	-2.165	3.250
	28	0.433	0.433	1.299	-3.031	0.433	-0.433	1.299	-1.299	2.750
	29	0.866	0.433	0.866	-3.031	0.433	-0.866	0.866	-0.866	2.750
	30	0.866	0.000	0.433	-3.031	0.866	-0.866	0.433	-0.433	2.750
	31	0.000	0.433	0.433	-1.732	0.000	-0.866	2.165	-2.165	3.500
	32	0.650	0.650	0.217	-1.083	-0.650	-1.083	1.516	-1.516	3.375
	33	0.866	0.433	0.866	-0.433	-0.866	-0.866	0.000	0.000	4.750
	34	1.299	0.000	1.299	-1.732	0.000	-0.433	1.299	-1.299	3.500
35	1.299	0.000	0.433	-1.732	0.433	0.000	0.866	-0.866	4.250	
4年	36	0.000	0.000	1.732	-3.464	0.866	0.000	1.732	-1.732	3.000
	37	0.433	0.000	0.433	-2.598	0.866	-0.433	1.299	-1.299	4.000
	38	1.732	-0.433	0.000	-0.433	-0.866	-1.299	1.299	-1.299	4.000
	39	0.217	1.516	0.217	-1.516	0.650	0.217	1.516	-1.516	4.125
	40	0.000	0.000	0.433	-3.897	1.732	0.000	1.299	-1.299	3.750
	41	0.217	0.217	0.650	-0.650	-0.650	-1.516	0.217	-0.217	4.125
	42	0.866	0.000	0.000	-2.598	0.866	-0.433	0.433	-0.433	4.250
	43	0.866	0.000	0.000	0.000	-1.299	-1.299	2.165	-2.165	3.750
	44	0.866	0.433	0.866	-1.299	-0.433	-0.433	2.165	-2.165	3.000
	45	0.433	0.000	0.000	-3.031	1.299	0.000	1.299	-1.299	4.000
	46	0.650	-0.217	0.650	0.217	-1.949	-1.083	1.083	-1.083	4.125
	47	0.650	-0.217	1.083	-0.217	-1.083	-0.650	2.815	-2.815	3.625
	48	0.000	0.000	0.000	0.000	-2.598	-5.196	0.000	0.000	4.000
	49	0.433	0.000	0.433	-0.866	-0.866	-0.866	1.732	-1.732	3.750
	50	0.217	0.217	0.217	-1.083	-1.083	-1.516	2.382	-2.382	2.875
	51	0.866	0.866	1.732	-1.732	-0.433	-0.433	1.299	-1.299	2.750
	52	0.217	-0.217	0.217	-2.382	1.083	-0.217	1.083	-1.083	3.875
53	0.866	0.866	1.299	-0.433	-0.866	-0.866	1.299	-1.299	3.750	
54	1.083	0.650	1.516	-1.949	-0.650	-1.083	1.516	-1.516	2.125	
55	0.866	0.433	0.866	-1.299	-0.433	-0.866	0.866	-0.866	3.750	
56	-0.433	0.866	2.165	-2.598	0.433	0.000	1.732	-1.732	3.250	
57	0.217	0.217	0.650	-4.114	1.516	-0.217	0.650	-0.650	3.375	
58	0.000	0.000	2.165	-3.031	0.433	0.000	2.165	-2.165	2.750	
59	0.433	0.433	0.433	-1.299	0.000	-0.433	1.299	-1.299	2.250	
60	0.650	0.217	0.217	-1.516	0.217	-0.650	1.083	-1.083	3.375	

表5 個人差パラメータ a_{tsjkc} の属性 t 別平均

属性 t	魅力的就職条件			当たり前就職条件			一元的就職条件	
	一部上場	留学制度	フレックス	契約社員	深夜勤務	土日出勤	初任給高い	初任給低い
2年	0.866	0.178	0.484	-1.223	-0.306	-0.764	1.299	-1.299
3年	0.926	0.108	0.662	-1.383	-0.180	-0.637	1.335	-1.335
4年	0.494	0.234	0.719	-1.671	-0.130	-0.771	1.377	-1.377

表6 属性差パラメータ w_{ij} と全被験者共通のパラメータ W_3

属性 t	就職条件		
	魅力的就職条件	当たり前就職条件	一元的就職条件
2年	0.829	0.628	0.577
3年	1.054	0.847	
4年	0.918	0.665	

表5に、 a_{tsjkc} の属性 t 別平均をそれぞれ示す。さらに、属性差パラメータ w_{ij} (魅力的就職条件と当たり前就職条件に対するウェイト；それぞれ1つの水準を除去するため、添え字 c は消える) と全被験者共通のパラメータ W_3 (一元的就職条件に対するウェイト) を表6に示す。

こうした実証分析から得られた重相関係数の値は0.894であり、すべての被験者の就職満足度を1つのモデルで記述していることをふまえると、かなり高い重相関係数が得られていることがわかる。この結果は、魅力的就職条件を充足しない水準と、当たり前就職条件を充足する水準を除去し、一元的就職条件については2つの水準をそのまま残す(除去しない)ことの妥当性、言い換えれば上記の各水準の個人差パラメータを $a_{ts1k2} = 0$ 、 $a_{ts2k1} = 0$ に固定することの妥当性を示している。すなわち、魅力的就職条件と当たり前就職条件の枠組み[1]に従って、「魅力的就職条件を充足しなくても満足が得られないだけで、不満となるわけではない」「当たり前就職条件を充足しても不満とはならないだけで、満足が得られるわけではない」という考え方にに基づき、上記の個人差パラメータを a_{ts1k2} と a_{ts2k1} を0に固定し、一元的就職条件のみ2つの水準を維持しても、比較的高い精度で就職満足度 y_{tsi} を模写しているのである。

これより、前報のモデル[1]の魅力的就職条件と当たり前就職条件に対して、WLBに関する就職条件を新たに組み込み、かつ属性差パラメータと全被験者共通のパラメータを導入することにより、被験者横断的な分析モデルへと拡張しても、前報[1]の実証分析と同様の結果が得られていることがわかる。そういった意味で、前報[1]で設定した魅力的就職条件と当たり前就職条件の枠組み、および本研究で新たに追加した一元的就職条件の枠組みの妥当性が示唆されるのである。

一方、表4の個人差パラメータ a_{tsjkc} (被験者 s 別のカテゴリー・ウェイト) を見ると、魅力的就職条件 ($j=1$) では、ほぼすべての被験者について a_{tsjkc} の符号が正で、当たり前就職条件 ($j=2$) では、ほぼすべての被験者について a_{tsjkc} の符号が負になっていることがわかる。この結

果は、魅力的就職条件が充足されると満足が得られ、当たり前就職条件が充足されないと不満が生じることを示しており、これも魅力的就職条件と当たり前就職条件の枠組みの妥当性を示す結果であろう。

また、一元的就職条件 ($j=3$) の a_{ts31c} については、 $a_{ts311} \geq 0$ で、 $a_{ts312} \leq 0$ となっており、それが充足されると（初任給が高いと）満足が得られ、それが充足されないと（初任給が低いと）不満が生じるという一元的な結果が得られている。これより、初任給を一元的就職条件として位置づけることの妥当性、そして魅力的就職条件と当たり前就職条件に一元的就職条件を追加した本研究の提案モデルの妥当性が示唆される。

さらに、個人差パラメータ a_{tsjkc} の属性 t 別平均（表5）を要因 k ごとに見ると、魅力的就職条件 ($j=1$) では一部上場 ($k=1$) の値が大きく、当たり前就職条件 ($j=2$) では契約社員 ($k=1$) において負で絶対値が大きいことがわかる。また、一元的就職条件 ($j=3$) の個人差パラメータが大きい値となっている。これらの結果より、学生（今回の被験者）が、大企業への就職を志向する傾向、非正規従業員（契約社員）となることを何としても回避しようとする傾向、そして初任給を重視する傾向が示唆され、これらは現実に即した結果であろう。ただし、4年生に関しては、2年生や3年生に比較して、「一部上場」の個人差パラメータが小さい値となっていることは特徴的な結果である。これは、4年生は就職活動の経験から、あまり一部上場企業にこだわりすぎると内定獲得の可能性が低下するという認識を持つようになったことを示唆する結果であろう。

こうした点を含め、表5の結果（個人差パラメータ a_{tsjkc} の属性 t 別平均）を解釈すると、2年生 ($t=1$) から4年生 ($t=3$) へと進むにつれて、

- 1) 一部上場にこだわらなくなる
- 2) 契約社員の待遇に対する不満が高まる
- 3) 深夜勤務はやむを得ないと考えるようになる
- 4) 留学制度に対する評価が高まる
- 5) フレックス・タイム制度に対する評価が高まる

という傾向を指摘することができる。すなわち、学年が進み就職活動が身近な存在になるとともに、「長時間勤務はやれと言われればやってもよいが、スキルアップの機会と時間を確保するために、土日出勤は避けたい」と考える意識が強まるのである。これより、就職活動が近づくにつれて、WLBに関する就職条件のうち、「フレックス・タイム制度の活用」を、「深夜勤務の回避」よりも重視するようになることが示唆される。

次に、表6における属性差パラメータ w_{ij} を見ると、すべての学年（2年生、3年生、4年生）とも属性差パラメータの最も大きい就職条件が「魅力的就職条件」であり、次いで「当たり前就職条件」、「一元的就職条件」の順となっていることがわかる。これより、今回の被験者はすべての学年において、就職によって得られる「満足」を重視する傾向にあることが示唆される。とりわけ、2年生や4年生よりも3年生において、魅力的就職条件に対する属性差パラメータ (w_{21})

の値が大きくなっており、これは、2年生のときに漠然としていた就職に対する意識が、3年生になるとより良い（満足が得られる）就職条件を求めようとする意識に変わること、しかしながら4年生になると現実の厳しい就職活動を体験して、満足ばかりを求めてはられないという妥協が芽生えることを、それぞれ示す結果ではないかと思われる。この点に関しては、より多くのデータによる検証が必要であるため、今後も継続的な調査・分析を展開していきたい。

一方で、「一元的就職条件」よりも「当たり前就職条件」の属性差パラメータが大きい値となっているのは、被験者（学生）にとって初任給が大切であることは当然であるが、それ以上に「当たり前就職条件」を充足しないような状態を避けようとする意識による結果ではないかと思われる。とりわけ、非正規従業員（契約社員）となることは、何としても避けたいという強い意識（「契約社員」の個人差パラメータ a_{is211} を参照）が働いているということが予想される。また、「当たり前就職条件」には「深夜勤務」（ $k=2$ ）と「土日出勤」（ $k=3$ ）といったWLBを阻害する要因が含まれていることも、「当たり前就職条件」に対する属性差パラメータの値を大きくする心理的基盤となっているのかもしれない。こうした結果から、現在の学生にとってWLBの実現が一つの重要な就職条件となっていることが示唆される。

以上のように、本研究の実証分析から、比較的高い重相関係数（ $R=0.894$ ）と現実に即したパラメータ（ a_{isjkc} , w_{ij} , W_3 ）の推定値が得られ、本研究の「魅力的就職条件」「当たり前就職条件」「一元的就職条件」の枠組みと提案モデル（WLBを考慮した就職満足度分析モデル）の妥当性を確認することができる。そういった意味で、本研究の実証分析では一応の成果が得られている。しかしながら、これは限られた範囲の被験者（東京に位置する明治大学商学部の学生）による分析結果であるため、今後は他の地域・大学・学部でも就職満足度データを収集し、より広い範囲での実証分析を展開していきたい。

10. おわりに

本研究では、近年のWLBに対する社会的関心の高まりと、学生の就職活動における厳しい内定獲得の状況に注目し、前報[1]で提示した「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」の枠組みに「一元的就職条件」を追加した新たな枠組みを提示した。その上で、前報のダミー変数重回帰分析モデルにおける「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」に対して、WLBの就職条件を組み込むとともに、上記の「一元的就職条件」を追加することにより、新たな就職満足度分析モデルを提案した。

本研究の提案モデルは、魅力的就職条件を充足しない水準と当たり前就職条件を充足する水準（カテゴリー）を除去することにより、説明変数（就職条件の要因と水準を表すダミー変数）のランク落ちを避けるという前報のモデルの特徴を維持しながら、こうした「水準の除去」を行わない「一元的就職条件」を追加した点、および個人（被験者）ごとの分析を目的としていた前報のモデルの個人差パラメータに対して、新たに属性差パラメータと全被験者共通のパラメータを

導入することにより、被験者の属性（本研究では、学年）ごとの違いや被験者全体に共通した特徴を定量的に捉えることを可能にした点に、大きな特徴がある。その際、互いに「分離可能」[5]でない上記の個人差パラメータと属性差パラメータ・全被験者共通のパラメータを、2段階の手順により同定する方法を提示した。

さらに、筆者ら[4]が実験計画法の $L_8(2^7)$ 型直交配列により魅力的就職条件と当たり前就職条件および一元的就職条件を組み合わせで作成したアンケート調査により、大学生の就職満足度データを収集し、本研究の提案モデルの実証分析を試みた。その結果、 $R=0.894$ という比較的高い重相関係数と現実に即したパラメータ (a_{tsjkc} , w_{ij} , W_3) の値が得られ、本研究の分析枠組みと分析モデルの妥当性を確認することができた。

今後も、継続的な調査・分析を展開し、より広い範囲の地域・大学・学部での就職満足度データによる、本研究の分析枠組みと分析モデルの検証を進めていきたい。

【本研究は「平成22年度科学研究費補助金（基盤研究C）「従業員の労働環境による企業価値への影響に関する分析と政策的提言の試み」研究代表者：萩原統宏）の一環として行われたものである】

参考文献

- [1] 山下洋史, 萩原統宏：“「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」に関する研究”，第55回日本経営システム学会全国研究発表大会講演論文集，pp.62-65, 2015
- [2] 狩野紀昭, 瀬楽信彦, 高橋文夫, 辻新一：“魅力的品質と当たり前品質”，品質，Vol.14, No.2, pp.39-48, 1984
- [3] Herzberg, F.: *Work and The Nature of Man*, World, 1966（北野利信訳：仕事と人間性，東洋経済新報社，1968）
- [4] 権善喜, 山下洋史：“「魅力的就職条件」と「当たり前就職条件」の学年別分析モデル”，日本経営システム学会「ヒューマン・リソース」研究部会発表資料，2015
- [5] 高根芳雄：“心理学における非計量データの解析”，東京大学博士論文，1976
- [6] 伊丹敬之：日本型コーポレートガバナンス——従業員主権企業の論理と改革，日本経済新聞出版社，2000
- [7] Ichniowski, C., Shaw K. and Prennushi G.: “The Effects of Human Resource Management Practices on Productivity: A Study of Steel Finishing Lines”, *American Economic Review*, Vol. 87, No. 3, pp.291-313, 1997
- [8] Lazear, E.: “Performance Pay and Productivity”, *American Economic Review*, Vol. 90, pp.1346-1361, 2000
- [9] 社会経済生産性本部：日本の人事制度の現状と課題，社会経済生産性本部，2004
- [10] 経済産業省：「人材マネジメントに関する研究会」報告書，2006
- [11] 守島基博：“ホワイトカラー・インセンティブ・システムの変化と過程の公平性”，社会科学研究，Vol.50, No.3, pp.80-100, 1999
- [12] 玄田有史, 神林龍, 篠崎武久：“成果主義と能力開発”，組織化学 Vol.34, No.3, pp.18-31, 2001
- [13] 大竹文雄, 唐渡広志：“成果主義賃金制度と労働意欲”，経済研究 Vol.54, No.3, pp.193-205, 2003
- [14] 都留康, 阿部正浩, 久保克行：日本企業の人事改革，東洋経済新報社，2005
- [15] 経済産業省：「男女共同参画研究会」報告書——女性の活躍と企業業績——，2003

- [16] 児玉直美：“日本の労働市場における男女格差と企業業績”，経済産業研究所 RIETI ディスカッション・ペーパー，2011
- [17] Becker, G.: *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press, 2nd Edition. 1971
- [18] 山本勲：“女性の活用が企業の生産性に与える影響”，『企業活力とダイバーシティ推進に関する研究会』報告書，2012
- [19] 辻本臣哉：“女性役員と企業パフォーマンス”，証券経済学会年報，No. 48, pp. 73-91, 2013
- [20] Ahern, K. R. and Dittmar, A. K.: “The Changing of The Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, No. 1, pp. 137-197, 2012
- [21] 山下洋史：人的資源管理の理論と実際，東京経済情報出版，1996