

# 仕事の面白さの決定要因： 日本とその他高所得国の比較<sup>☆</sup>

明日山陽子

## 要 旨

仕事が面白いと職務満足度、学習、タスクパフォーマンスが向上し、離職が抑制される。本論文は、仕事の面白さの主な決定要因の重要性を初めて定量化するものである。なぜ日本には他の高所得国と比べて面白い仕事はるかに少ないのか、その理由も検討する。このため、ISSP (International Social Survey Programme) と日本のパネル調査データを使用して要因分解分析を行った。分析の結果、仕事の「興味関心のマッチ」と「社会的意義」は、他の高所得国と日本のどちらにおいても、仕事の面白さを予測する上位3要素に含まれた。一方、上位3つに含まれる残りの予測要素は、他の高所得国では仕事の「自律性」、日本では「人間関係（経営者や同僚との関係）」であった。このことは、仕事を面白くする最も効果的な手段が文化や労働組織によって変わること示唆している。「自律性」の向上は日本の仕事の面白さ向上にはあまり有効でないが、日本の仕事の「自律性」が低いことが、日本の仕事の面白さが他の高所得国に比べて低い最大の要因であった。

## キーワード

要因分解、興味関心、面白い仕事、内発的動機付け、日本、仕事の面白さ

---

☆ 本稿は、Elsevier社の許可を得て、Asuyama, Yoko. 2021. "Determinants of Job Interestingness: Comparison of Japan and Other High-income Countries." *Labour Economics*, Volume 73, 102082 (<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2021.102082>) を和訳したものです。翻訳を許可くださったElsevier社、翻訳の機会を与えてくださった東京大学社会科学研究所に感謝いたします。なお、原著論文掲載時の肩書・所属は、日本学術振興会特別研究員PD、早稲田大学政治経済学術院です。今回の翻訳にあたり一部、原文の細かい誤りを修正しました。また文中、引用部分の訳は筆者によるものです。

貴重なコメントをくださった*Labour Economics*誌の匿名の査読者の方々とエディターのArthur Van Soest教授、有本寛教授、川口大司教授、佐々木勝教授、横山泉教授、東京労働経済学研究会および第15回応用計量経済学コンファレンスの全参加者に感謝いたします。本研究はJSPS科研費JP19J00295の助成を受けたものです。

## 1. 序論

興味関心 (interest) は、重要な心理的状态でありモチベーションを高める性向である (Renninger and Hidi, 2016: 8). 興味関心は、「内発的動機付けを刺激し、維持し」、エンゲージメントを惹起し、維持することができる (O'Keefe et al., 2017: 49)<sup>1</sup>. 教育心理学では、興味関心によって学習が促進され、成績が向上することがよく知られている (O'Keefe et al., 2017: 57). 職場に関しては、最近の職業心理学の研究が、職業的興味関心 (特に個人の興味関心と労働環境のマッチングまたは「一致」) が、タスクや訓練のパフォーマンス、組織市民行動 (organizational citizenship behavior)、職務満足度に対する正の、離職率に対する負の予測因子であることを示している (Nye et al., 2019). 本稿のオンライン付録 B も、仕事に興味関心を持っていること、つまり仕事の面白さ (job interestingness) が、職務満足度、現在の組織で働き続ける意思、組織の発展のために熱心に働く意思、仕事における努力、メンタルヘルスと正の関係があることについて、独自の実証結果を示す (付録 B1)<sup>2</sup>. 付録 B1 は、それらアウトカムに対する仕事の面白さの予測力が比較的大きいことも明らかにしている.

仕事の面白さは労働者と企業の双方にメリットをもたらすが、自分の仕事を面白いと感じている労働者の比率は、国ごとに大きく異なっている. 特に、日本は他の高所得国と比べて面白い仕事が少ないという特徴がある. International Social Survey Programme (ISSP) の 1997 年、2005 年、2015 年のデータの平均をとると、仕事が面白いと回答した労働者の比率は、高所得 9 カ国 (H) では 77.5% であるが、日本では 54.0% にすぎない (図 1)<sup>3</sup>. 同様に、仕事が面白くないと回答した労働者の比率は日本の方が高い (日本では 20.3%, H では 8.6%). 5 段階尺度の平均値でも日本の方が低い (日本では 3.47, H では 3.95). 各年調査におけるすべての参加国との比較でも、日本の労働者の「仕事の面白さ」のスコアが比較的低いことが分かる (図 B1)<sup>4</sup>.

---

1 興味関心と内発的動機付けは強く関連しているが、異なる概念である. 楽しさや興奮と同様に、興味関心は内発的動機付けの重要な源泉である (O'Keefe and Harackiewicz, 2017). 興味関心は内容特殊の心理的状态であるが、内発的動機付けは「それ自体のために何かを行おうとする欲求」であり、内容ではなくプロセスを指す (O'Keefe et al., 2017: 50). 興味関心は外発的動機付けと関連付けられることもある (Deci, 1992: 45). たとえば、高収入によって仕事に対する外発的動機付けを受け、仕事を面白く思う人もいる.

2 この実証結果は、本文の実証分析で使用される、さまざまな国の労働者を対象とするクロスセクションデータと日本の労働者のパネルデータの両方から導かれる.

3 高所得 9 カ国 (H) は 3 回にわたる一連の ISSP 調査にすべて参加し、かつ必要な情報を持っているため、本論文では日本の比較対照群として分析している.

4 日本で仕事が面白いと回答した労働者の比率は、57.8% (1997 年)、58.7% (2005 年)、45.1% (2015 年) である. 2005 年から 2015 年にかけての大幅な低下は、調査形式の対面式から非対面式への変更が原因である.

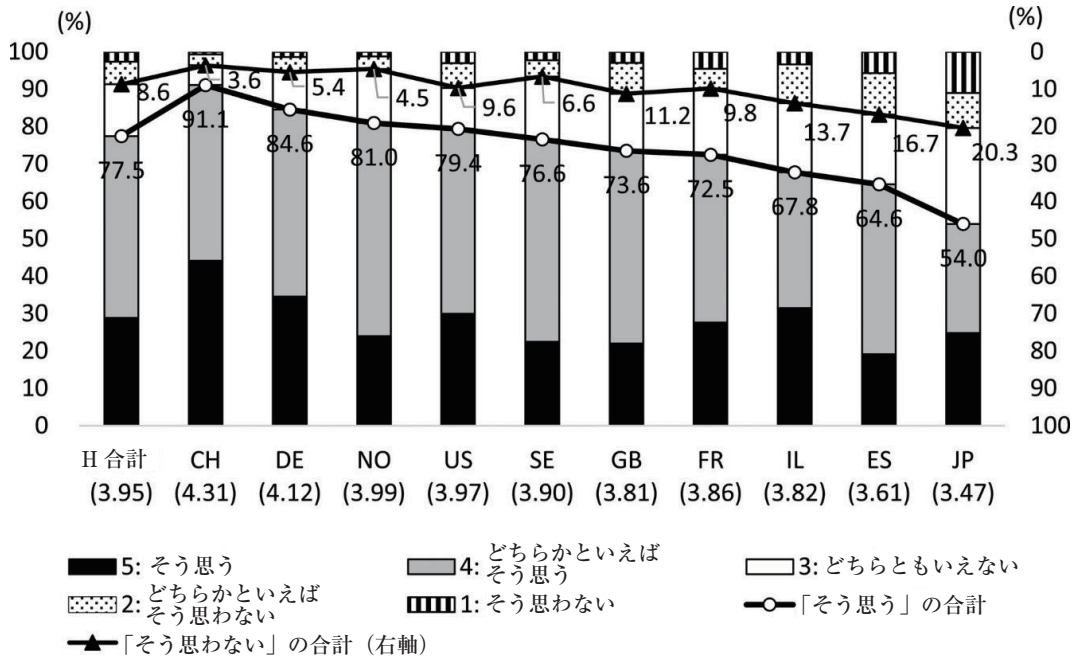


図 1. 仕事が面白いと回答した労働者の比率：1997 年，2005 年，2015 年の ISSP データに基づく高所得 9 カ国 (H) と日本の比較

注：労働者には有償労働者が含まれ，学生や家事労働者を主要形態とする者は除かれる。Senate ウェイトを適用（脚注 13 参照）。H 合計には，CH（スイス），DE（ドイツ），NO（ノルウェー），US（米国），SE（スウェーデン），GB（英国），FR（フランス），IL（イスラエル），ES（スペイン）が含まれる。

出所：ISSP (International Social Survey Programme) Work Orientation モジュール，1997 年，2005 年，2015 年。

何が仕事の面白さに影響を与えるのだろうか？なぜ H と比べて日本には面白い仕事ははるかに少ないのだろうか？職場において興味関心がどのように生じ，高まるかについての研究が少ないことを踏まえ，本稿ではまず，Fields (2003) によって提案された回帰分析に基づく分散の要因分解 (regression-based inequality decomposition: RBID) を行い，仕事の面白さの決定要因を分析する。次に，ブラインダー・ワハカ分解 (Blinder-Oaxaca decomposition: BOD) 手法を用いて，2 つ目の疑問に答えることを目指す。本研究の主な結果は次のとおりである。第一に，RBID によると，仕事の興味関心のマッチと仕事の社会的意義に対する認識は，H と日本の両方で仕事の面白さを予測する上位 3 要素に含まれる。また，H では仕事の自律性が 2 番目に重要な予測要素である一方，日本では人間関係（経営者や同僚との関係）が 2 番目または 3 番目に重要な予測要素であった。このことは，仕事を面白くする最も効果的な方法は，文化や労働組織に応じて変わること示唆している。第二に BOD の結果は，H と比べて日本の仕事の自律性が低いことが，日本の仕

可能性が高い（第 3.1 節参照）。この懸念および ISSP のサンプル規模が比較的小さいことから，本論文では主に 2 年間，または 3 年間の調査をプールしたデータを分析する。

事の面白さが低い最大の要因であることを明らかにした。しかし、日本で自律性の予測力が低いことを考慮すると、自律性の向上は、興味関心のマッチ、仕事の社会的意義、人間関係の改善に比べて、日本の仕事の面白さを高める有効な手段ではない。

本研究は、主に3つの点で既存研究に貢献する。第一に、筆者の知る限り、本研究は仕事の面白さの決定要因を実証的に検討する初めての研究である。教育心理学の分野では、興味関心の発展および決定要因に関する理論的・実証的な研究が進められてきた(Renninger and Hidi, 2011; O'Keefe and Harackiewicz, 2017)。一方で、労働者のパフォーマンス向上のために興味関心を引き起こし高めることが重要だと認識されているにもかかわらず、職場に関しては同様の研究が行われていない(Renninger and Hidi, 2019a, 2019b; Wille and De Fruyt, 2019)。その主な理由は、職業心理学の研究において興味関心(職業的興味関心)は、職場で原則変わることがない、性格のような安定した個人の特性とみなされていることにある(Renninger and Hidi, 2019a)。

経済学の既存研究は、仕事の面白さが、最も広く分析されている主観的厚生(subjective well-being)指標である職務満足度の重要な決定要因であることを明らかにしてきた(Sousa-Poza and Souza-Poza, 2000; Benz and Frey, 2008; Krekel et al., 2019; 本稿の付録B1)。しかし、仕事の面白さは、仕事の属性(たとえば自律性、同僚との関係、給与などの労働条件)などの他の決定要因と比べ、より主観的である。職務満足度を高めるためにどのように仕事を面白くすればよいのかについては明らかになっておらず、研究が必要である。この意味で仕事の面白さは、職務満足度に間接的に影響を及ぼすさまざまな仕事の属性の重要な媒介変数(mediator)であると解釈できる。

他方で、仕事の面白さは職務満足度の媒介変数であるだけでなく、さまざまな生産性関連のアウトカムに直接影響を及ぼしうる。付録B1に示すように、仕事の面白さは、労働者の定着、組織に対するコミットメント、仕事における努力、メンタルヘルスに対する第1位または第2位の予測因子である。職務満足度がこれらのアウトカムに正の影響を及ぼすことが知られているが(Weiss and Merio, 2015)、仕事の面白さとこれらのアウトカム間の正の関係は、職務満足度や労働者と仕事の基本的特性をコントロールした後でも原則、有意なままである(表B6)。このことは、仕事の面白さが職務満足度を通じた間接的な影響に加えて、直接的な影響を及ぼす可能性が高いことを示唆している。また、仕事における興味関心は、職場における学習にもプラスの効果を及ぼしうる。このような学習効果は教育の文脈で強調されているが(Krapp et al., 1992; O'Keefe et al., 2017)、職務満足度の効果について議論する際には考慮されていない(Weiss and Merio, 2015)。特に現在、急速な技術変革やグローバル化、平均寿命の伸びによって継続的な生涯学習が不可欠になっているため(OECD, 2021)、仕事の面白さがもたらす正の学習効果は、労働者と企業

の双方にとって価値があるだろう。仕事の面白さがもたらすこのような独自の効果は、その決定要因の研究を正当化するものである。

第二に、本研究は日本の仕事の面白さが他の諸国よりもはるかに低いという事実<sup>5</sup>に初めて焦点を当てるものである。仕事の面白さは労働者のモチベーションとタスクのパフォーマンスを高めるため、仕事の面白さを向上させる最も効果的な方法を見いだすことは、数十年間にわたって低い労働生産性に悩まされている日本経済に実践的な示唆を与える<sup>5</sup>。日本は、コンセンサスに基づく集団的な意思決定制度と集団主義的文化で知られている。このため、日本に焦点を当てて他の諸国と比較することにより、労働者のモチベーションを高める効果的な方法が文化や労働組織間で異なる可能性を明らかにすることができる。

第三に、本研究の実証アプローチは、Nikolova and Cnossen (2020) による「意味ある仕事」(meaningful work) の分析に密接に関連している。彼らは、心理学の理論(自己決定理論)に基づいて、意味ある仕事のヴァリエーションを主要な決定要因に分解し、意味ある仕事をもたらす帰結を分析した。しかし、彼らの分析は複数時点のクロスセクションデータのみに基づいている。本研究も主に複数時点のクロスセクションデータを分析するが、併せてパネルデータも使用することで、回答バイアスや性格、先天的能力などの観測できない個人特性をコントロールしたり、逆因果が生じる可能性を考慮したりすることによってメインの結果の頑健性をチェックしている。BOD手法も、職務満足度の差の要因分解研究で多く利用されているが(Hauret and Williams, 2017; Benz and Frey, 2008; Zhang et al., 2019)、仕事の面白さが国ごとに異なる要因をBODで検証している研究はない。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では、主に心理学の論文で議論されている興味関心に影響を及ぼす主要な要素を概観する。第3節では、実証分析で使用するデータと変数について説明する。第4節では、仕事の面白さに影響を及ぼす主要な要素の相対的重要性を定量化する。第5節では、Hと日本の「面白い仕事」の差を分解する。第6節では結論を示す。

## 2. 興味関心に影響を及ぼす主要な要素

本節では、心理学の論文で議論されている興味関心に影響を及ぼす7つの主要な要素(有能感、自律性、人間関係、社会的意義、実利的意味、制約・プレッシャー、興味関心のマッチ)に

5 OECDの統計(<https://stats.oecd.org/>, 2020年8月20日にアクセス)によると、日本の労働生産性(現在の購買力平価で補正された米ドル価格に基づく労働時間当たりのGDP)は、データが入手できる最も古い年である1970年以降毎年、G7加盟国の中で最も低い。



ついて概観する。職場における興味関心の形成に関する理論的および実証的研究は心理学分野においても非常に少なく、ほとんどの議論は主に教育心理学に基づいていることに留意する必要がある。

Deci (1992) や Krapp (2005) などの研究は、有能感 (competence)、自律性 (autonomy)、関係性 (本稿では人間関係と訳す, relatedness) に対する基本的な心理的欲求が満たされる場合に、興味関心が高まり、維持されると主張する。モチベーションにおけるこの3つの欲求の重要性は、自己決定理論 (self-determination theory: SDT) という影響力のあるモチベーション理論で確立されている。SDT において、有能感は「社会的環境に効果的に対処できると感じることで、すなわち自己の能力と才能を発揮し、拡大し、表現するための機会があり、支援を受けられること」と定義される。有能感の欲求は、「個人が技能の開発、理解、習得を妨げられる」場合には満たされない (Ryan and Deci, 2018: 86)。したがって、技能を効果的に活用し、学習機会を増やすことは、有能感の欲求を満たすのに役立つ。教育心理学では、最適な挑戦や困難、新規性がタスクの面白さを高めるとされるが (Deci, 1992; Renniger and Hidi, 2011)、これらも有能感の欲求の充足につながりうる。SDT において自律性は「自己の行動に関して意欲と自由意思を感じることで」と定義され、「自己の行動を自ら支持し自分自身のものだ」と感じる場合に満たされる (Ryan and Deci, 2018: 86)。関係性 (人間関係) は、「他者とつながり、関わっていると感じ、所属意識を持つこと」、「気に掛けられ、気に掛けることの両方を経験すること」と定義される (Ryan and Deci, 2018: 86)。職場では、労働者と同僚 / 上司の間の良好な関係と相互の気づかいによって、人間関係の欲求が満たされるだろう。

その他の心理学の理論は、タスクの意味またはタスクから生じる効用価値の認識によって興味関心が高まると主張する (Renniger and Hidi, 2011: 178; Thoman et al., 2017)。たとえば Thoman et al. (2017) は、新しい数学テクニックの効用価値を知ることで、実験参加者の数学への興味関心が高まるという実験結果を挙げる。職場の文脈においても、命を救うことで社会に貢献するために、医師の仕事を面白いと感じることがあるだろう。仕事の向社会的側面に価値が置かれるため、本稿ではこれを仕事の「社会的意義」と呼ぶ。一方で、高い所得、昇進、雇用の安定性などの金銭的な報酬が伴うために、仕事が意味あるものとなることがある。たとえば、人々は高収入という理由で IT 分野の仕事に興味を持つかもしれない。このタイプを仕事の「実利的意味」と呼ぶことによって「社会的意義」と区別する。金銭や褒賞などの有形の報酬がしばしば、内発的動機付けを弱めることはよく知られている (Ryan and Deci, 2018: 137)。興味関心は内発的動機付けの重要な源泉であるため、「実利的意味」は興味関心を高めることもあれば、損なうこともありうるだろう。興味関心を損なう別の要因として、制約・プレッシャーがある (Deci, 1992: 63)。職場

では、ワーク・ライフ・コンフリクトや締め切り（納期）のプレッシャー、仕事に対するその他の制約が、労働者の興味関心を損なうことがあるだろう。

最後に、職業的興味関心の研究では、労働者の興味関心と労働環境のマッチングの重要性が強調される（Holland, 1997; Nye et al., 2019）。これらの研究は、マッチングが仕事のパフォーマンスに及ぼすプラスの影響に焦点を当てている。しかし、当然、マッチングは仕事の面白さにもプラスの影響を及ぼすと考えられる。たとえば、子供向け教育を有意義だと考え教育の仕事に興味を持っていた人が、最終的に販売の仕事に就いた場合、仕事あまり面白くないと感じる可能性が高い。このような興味関心のミスマッチは、「メンバーシップ型雇用」（Hamaguchi, 2013）や流動性の低い労働市場を特徴とする日本で起こりやすいだろう。西洋諸国や多くのアジア諸国では通常、人々は詳細な職務記述書があるポジションに応募し、自らが希望する社内異動のみが発生する（「ジョブ型雇用」）。対照的に日本では一般に、新卒者はポジションではなく、企業に応募する。通常、詳細な職務記述書は提供されず、正社員はその興味関心にかかわらず、他のポジションに頻繁に異動する（「メンバーシップ型雇用」）（Hamaguchi, 2013; Tsuru, 2017）。日本の労働市場は流動性が低いため、現在のポジションが労働者の興味関心とマッチしていない場合でも、他の企業でもっと面白い仕事を見出すことは困難である<sup>6</sup>。この結果、日本の労働者の方が興味関心のミスマッチに陥り、仕事が面白くないと感じる可能性が高くなると予想される。

### 3. データ

#### 3.1. 使用した主なデータとサンプル

興味関心の決定要因を実証分析するため、2つのデータセットを使用した。一つ目は、1997年、2005年、2015年のISSPの「職業意識」（Work Orientation）モジュールである。ISSPは、国同士の比較と時系列変化を調査するために設立された国際比較協力プログラムである（ISSPのウェブサイト<sup>7</sup>）。調査参加国数は、25カ国（1997年）、32カ国（2005年）、37カ国（2015年）である。実証分析では、高所得9カ国（H：フランス、ドイツ、英国、イスラエル、ノルウェー、スペイン、スウェーデン、スイス、米国）と日本を主に分析した。この9

6 日本の労働力市場の流動性の低さは、労働者の平均勤続期間によって示唆される。2019年に、OECD加盟国では平均勤続期間が10.1年であったのに対して、日本では12.4年であった（OECD統計[2020年7月15日にアクセス]および厚生労働省によって実施された賃金構造基本統計調査に基づく）。

7 <http://w.issp.org/menu-top/home/>（2020年8月3日にアクセス）。

カ国は、3回の調査すべてに参加し、必要な変数情報を有し、日本と同じ所得水準（1997年時点で高所得国）に分類されるため、日本の比較対照群として選択した<sup>8</sup>。分析サンプルは、有償労働者（雇用者 [employee]、自営業者、家族従業者）に限定し、学生や家事労働者を主要形態とする者は除外した。

二つ目は、東京大学社会科学研究所が実施した「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査—若年調査 (JLPS-Y)、第1回～第9回 (2007年～2015年)」と「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査—壮年調査 (JLPS-M)、第1回～第9回 (2007年～2015年)」の統合データセットである<sup>9</sup>。この統合データセットを「JLPS」と呼ぶ。この調査の対象は、日本の「若年者」(2006年末時点で20～34歳)と「壮年者」(同様に35～40歳)である。分析サンプルは、ふだん収入になる仕事に就いている者に限定し、主要な変数を入手できる2010年～2015年までの6回の調査データを使用した。

JLPSにはISSPと比べて複数の利点がある。第一に、JLPSはパネルデータであるため、個人の回答バイアス、性格、先天的能力など、時間の経過によって変化しない観測不能な仕事の面白さの決定因子をすべてコントロールすることができる。逆因果に起因するバイアスも、パネル構造を利用する推定方法である一般化モーメント法 (GMM) により、最小限にすることができる。第二に、JLPSの日本人労働者のサンプル規模はISSPより大きい。第三に、JLPSでは調査方法に大きな変更がない。ISSPの大きな問題の1つは、国や調査年ごとに調査手法が異なることである。たとえば日本では、1997年と2005年には面接、2015年には自己記入式（訪問配布および訪問回収）が採用された<sup>10</sup>。このような調査方法の変更は、回答に影響を及ぼす可能性がある。特に、対面式の面接では、社会的に望ましい回答をする傾向が高まる (Jackson 2016: 95)。このため、1997年と2005年のISSP調査では、日本の労働者の仕事の面白さは誇張されている可能性が高い。一方、JLPSのオリジナルサンプルの調査方法は、いずれの年の調査でも「郵送配布と訪問回収」である。2011年にはサンプルが追加され、その調査方法は「郵送配布と郵送回収」であったが、調査手法の違いが回答に及ぼす影響はISSPと比べてはるかに小さいものと考えられる。このように、JLPSの結果はISSPの結果の頑健性チェックに役立つ。もちろん、JLPSにも (i) 国際比較ができない、(ii) サンプルが特定の年齢コホートに限定されるため日本人全体を代表していない、(iii) ISSPで分析された仕事の重要な側面のいく

---

8 所得水準は1997年度の世界銀行の基準に基づく。

9 この2つの個票データセットは、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから提供を受けた。

10 他の国の例を示すと、北欧諸国とフランスは主に自己記入方式（郵送配布と郵送あるいは訪問による回収、またはウェブ調査）を採用し、米国は1997年に調査員同席の自己記入方式、2005年と2015年には面接を採用した。



つかについて質問がない、といった短所がある。

### 3.2. 仕事の面白さおよびその主な決定要因を表す変数

ISSP では、仕事の面白さ（変数名：面白さ（*Interest*））は、回答者が自身のメインの仕事をもどの程度面白いと思うかについての5段階の回答で計測した。回答は、1（そう思わない）、2（どちらかといえばそう思わない）、3（どちらともいえない）、4（どちらかといえばそう思う）、5（そう思う）の5段階である。JLPSにおける仕事の面白さは、「仕事の内容が面白い」という文言が回答者の現在の仕事にどの程度あてはまるかについて、1（あてはまらない）、2（あまりあてはまらない）、3（ある程度あてはまる）、4（かなりあてはまる）の4段階の回答で計測した。

第2節で議論した仕事の面白さの7つの主な決定要因（有能感、自律性、人間関係、社会的意義、実利的意味、制約・プレッシャー、興味関心のマッチ）を表す変数の詳細については、表 A1（ISSP）および表 A2（JLPS）で説明している。ISSP データでは、有能感を表す変数として、「技能役立ち度（*Skuse*）」（これまでの仕事で得た経験・技能が現在の仕事でどれくらい役立っているか）と「教育・訓練・研修（*Train*）」（過去1年間の教育・訓練・研修受講経験）を使用する。自律性の変数としては、「ひとりでできる（*Indep*）」（「自分ひとりでできる仕事である」という文言があてはまる程度）、「裁量：仕事の進め方（*Autowork*）」（毎日の仕事の進め方に対する自律性の程度）、「裁量：勤務時間（*Autohour*）」（勤務時間に対する自律性の程度）を使用する<sup>11</sup>。人間関係の変数としては、「経営者・従業員の関係（*RelateM*）」と「同僚同士の関係（*RelateC*）」を使用する。社会的意義には、自分の仕事が「人助けできる（*Help*）」仕事だと思える程度と「社会の役に立つ（*Society*）」仕事だと思える程度の2つの変数が含まれる。実利的意味は、自分の仕事が「収入が多い（*Hinc*）」、「昇進可能性が高い（*Advance*）」、「失業の心配がない（*Secure*）」仕事だと思える程度を表す3つの変数で構成される。制約・プレッシャーは、ワーク・ライフ・コンフリクト・インデックス（*WLC*）によって測定する。

最後に、回答者の興味関心と実際の仕事の特性のマッチの程度を表す変数として、「面白さの重要性（*ImpInterest*）」と「その他興味関心のマッチ（*OtherMatch*）」の2つの変数を使用する。「面白さの重要性」は、回答者が仕事をするうえで「面白いこと」がどの程

11 SDTでは、独立性（ひとりでできること、independence）と自律性（autonomy）は区別される（Chirkov et al., 2003）。彼らの議論によると、人が自ら進んで他者に指導や支援を求める場合、その人は自律性と依存性（dependence）の両方を享受している。しかし、職場で独立して働けるかどうかは、本人の意志ではなく、企業の方針や職務の技術的特性に大きく左右される。このような状況を考慮すると、独立して（ひとりで）働くことができる場合、労働者の自律性は高くなると考えるのが自然である。

度重要だと考えるかを示す5段階の変数である。実際の仕事の面白さに対する「面白さの重要性」の回帰係数がB国よりもA国で大きい場合、A国の方が仕事の面白さを重要視する人が実際に面白い仕事を見つけやすいため、興味関心のマッチ程度はA国の方が高いと解釈する。次に、回答者*i*の「その他興味関心のマッチ」変数は以下のように定義される。

$$\text{その他興味関心のマッチ } i = - \sqrt{\sum_{Z=1}^6 (\text{Distance } Z_i)^2} \quad (1)$$

ここで興味関心がマッチする場合 ( $Z_i - \text{Imp}Z_i \geq 0$ ) は  $\text{Distance } Z_i = 0$ 、その他の場合は  $\text{Distance } Z_i = Z_i - \text{Imp}Z_i$  とする。 $\text{Imp}Z_i$  は回答者が仕事において  $Z$  がどの程度重要であると思うかという設問に対する5段階の回答、 $Z_i$  は  $i$  の仕事における  $Z$  の実際の水準である。 $Z$  には6つの仕事の側面（「ひとりできる」、「人助けできる」、「社会の役に立つ」、「収入が多い」、「昇進可能性が高い」、「失業の心配がない」）が含まれる。「その他興味関心のマッチ」は、回答者が興味関心をもつ6つの仕事の側面とその実際の水準間の負のユークリッド距離であると言い換えることもできる。「その他興味関心のマッチ」の水準が高ければ興味関心のマッチ度合いが高いといえる。

JLPS データでは、主に「能力向上機会 (Skillup)」（仕事を通じて職業能力を高める機会）と「教育訓練機会 (Train)」（教育訓練を受ける機会）を有能感の変数として使用する。一部の推定では、タスクの難しさの影響を分析するために、「仕事の難しさ (Difficult)」（回答者の仕事ができるようになるまでの推定経験年数）とその二乗も含める。自律性の要素は、「一人ひとりが独立して行う仕事が多い」（独立して行う (Indep)）、「お互い連携しながら行う仕事が多い」（回答を反転して、連携しない (Ncoop)）、「職場の仕事のやり方を、自分で決めたり変えたりすることができる」（裁量：仕事のやり方 (Dway)）、「自分の仕事のペースを、自分で決めたり変えたりすることができる」（裁量：仕事のペース (Dpace)）という文言が当てはまると思う程度に関して、（推定式によって異なる）3つまたは4つの変数で構成される。人間関係の要素には、上司や同僚、仕事仲間からの「指導・アドバイス (Advise)」の程度、先輩が後輩を「指導する雰囲気 (Coach)」、相互に「助け合う雰囲気 (Support)」、将来の仕事についての「相談機会 (ConsultFW)」の有無の4つの変数が含まれる。

JLPS データには、社会的意義を表す変数がないため、ISSP データ（2015年の全労働者ベース）から算出した「人助けできる」および「社会の役に立つ」の職業別平均値を JLPS の職業に紐付けた<sup>12</sup>。職業単位での「人助けできる」と「社会の役に立つ」の高相関がもたらす多重共線性を回避するため、「人助けできる」と「社会の役に立つ」の主成

分分析から得られた第一主成分を「社会的意義 (*HelpSoc*)」として使用する。「年収 (*WageA*)」と「雇用安定 (*Secure*)」(失業する可能性を反転したもの)は、主に実利的意味の変数として使用する。残念ながら JLPS では、ISSP の「昇進可能性が高い」同様の変数は利用できないため代わりに、「役職労働者比率 (*Rtitle*)」を昇進機会指標として使用する。これは、厚生労働省の「賃金構造基本統計調査」から算出した、性別×学歴×企業規模×産業×暦年ごとの管理・監督職の平均比率である。なお、「役職労働者比率」は限られたカテゴリーの労働者についてのみ入手可能なことに留意する必要がある。

制約・プレッシャーの要素は、「ワーク・ライフ・コンフリクト (*WLC*)」、「社員不足 (*Lshort*)」(職場で社員数が恒常的に不足しているか)、「締切に追われる (*Deadline*)」(職場でいつも締め切り(納期)に追われているか)、「男女差別 (*GenderDisc*)」(男女の別なく活躍できる職場か)の4つの変数によって計測する。最後に、興味関心のマッチの程度は、「やりたい仕事明確 (*InterestClear*)」(自分のやりたい仕事ははっきりしているか)と社員の「希望で異動 (*TransferP*)」できる仕組みがあるかの2つの変数によって測定する。ISSP の「面白さの重要性」と同様、「やりたい仕事明確」と仕事の面白さの相関が強いほど興味関心のマッチが良好であると解釈できる。また、社員の「希望で異動」できることは、より良好な興味関心のマッチング・システムであることを示唆する。

## 4. 仕事の面白さの分散の要因分解

### 4.1. ISSP と JLPS を使用した回帰分析に基づく分散の要因分解 (RBID)

本節では、Fields (2003) が提案した回帰分析に基づく分散の要因分解 (regression-based inequality decomposition : RBID) を適用して、仕事の面白さに影響を及ぼす要因の相対的な重要性を定量化する<sup>13</sup>。

仕事の面白さ ( $面白さ = Y$ ) は、以下のように線形で表現されると仮定する。

12 4桁のISCO08職業コードは、2015年のISSPでのみ入手できる。職業レベルの「人助けできる」と「社会の役に立つ」は、すべての国の全労働者の平均値をとったが、職業あたり5人以上の観測数がある日本の労働者に基づいて計算した値と強く相関している(相関係数は0.835(「人助けできる」と0.818(「社会の役に立つ」)であり、1%水準で統計的に有意)。

13 実証分析では、Carlo FiorioとStephen P. Jenkinsが開発したineqrbidというStataコマンドを使用した。ISSPのすべての分析において、一国内ではサンプリング・ウェイトを反映するが、各国には等しいウェイトを課すsenateウェイトを適用した。

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^{K+2} \beta_k X_{kit} \quad (2)$$

添え字  $i$  および  $t$  は、それぞれ労働者と調査年を表している。  $X_{it} = \{X_{1it}, X_{2it}, \dots, X_{Kit}, 1, \varepsilon_{it}\}$ 、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。仕事の面白さのヴァリエーションに対する要因  $X_k$  の相対的な重要性、すなわち要因  $X_k$  に起因する  $Y$  の分散のシェア ( $S_k(Y)$ ) は、以下の式で表される。

$$S_k(Y) = \frac{\text{Cov}(\beta_k X_k, Y)}{\text{Var}(Y)} = \frac{\beta_k \sigma(X_k) \text{cor}[X_k, Y]}{\sigma(Y)} \quad (3)$$

ここで、 $\sigma(Y)$  と  $\sigma(X_k)$  は、それぞれ  $Y$  と  $X_k$  の標準偏差であり、 $\text{cor}[X_k, Y]$  は、 $X_k$  と  $Y$  間の相関係数、 $\sum_{k=1}^{K+2} S_k(Y) = 1$  である。 $\beta_k$  は  $Y_{it}$  をすべての  $X_{kit}$  に回帰することで推定される。

より具体的には、式 (2) は本稿で次のように表される。

$$\begin{aligned} Y_{it} \equiv & \text{Interest}(\text{面白さ})_{it} = \beta_A + \beta_B \text{Competence}(\text{有能感})_{it} \\ & + \beta_C \text{Autonomy}(\text{自律性})_{it} + \beta_D \text{Relatedness}(\text{人間関係})_{it} \\ & + \beta_E \text{SocialMeaning}(\text{社会的意義})_{it} \\ & + \beta_F \text{EconMeaning}(\text{実利的意味})_{it} \\ & + \beta_G \text{Pressure}(\text{制約・プレッシャー})_{it} \\ & + \beta_H \text{InterestMatch}(\text{興味関心のマッチ})_{it} + \beta_I Z_{it} + FE + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、「有能感」、「自律性」、「人間関係」、「社会的意義」、「実利的意味」、「制約・プレッシャー」、「興味関心のマッチ」は、仕事の面白さの7つの主要決定要因を表すベクトルである。 $Z$  は、その他の仕事および個人の属性のベクトルを表し、 $FE$  はさまざまな固定効果を表す。ISSP データを使用する場合、 $t$  は1997年、2005年、2015年の調査年である。仕事の面白さの各決定要因には、第3.2節および表A1で説明した変数が含まれる。 $Z$  には、きつい肉体労働の頻度、労働時間とその二乗、自営業ダミー、9つの職業ダミー、女性ダミー、年齢とその二乗、教育年数が含まれる（詳細は表B7を参照）。 $FE$  には、Hサンプルの場合は国×調査年のダミー変数と調査手法のダミー変数、日本のサンプルの場合は、調査年のダミー変数が含まれる<sup>14</sup>。

JLPS データを使用して日本の結果の頑健性をチェックする場合は、はじめに式 (4)

14 Hサンプルで、国、調査年、調査手法のダミー変数をコントロールしても類似の結果が得られる。複数国をカバーするHサンプルでは、特定の国×調査年においても個人によって調査手法が異なるため、調査年と調査手法のダミー変数を同時に含めることができる。しかし、日本のISSPサンプルでは、同一の調査年には調査手法にヴァリエーションがないため、調査年ダミーが調査手法の違いもコントロールする。

を Pooled OLS (最小二乗法) で推定する。このとき、式 (4) の  $t$  は調査年 (2010~2015 年) に該当する。「有能感」, 「自律性」, 「人間関係」, 「社会的意義」, 「実利的意味」, 「制約・プレッシャー」, 「興味関心のマッチ」には、第 3.2 節および表 A2 で説明された変数が含まれる。Z には、ほぼ毎日残業している職場ダミー、労働時間およびその二乗、就業・雇用形態のダミー変数 (自営業、フルタイムおよびパートタイムの雇用者を含む 8 つのダミー変数)、職業 (8 ダミー)、役職 (6 ダミー)、企業規模 (6 ダミー)、産業 (11 ダミー)、女性ダミー、年齢およびその二乗、教育年数、過去 1 年の教育受講有無が含まれる。FE には、調査年ダミーと調査手法ダミー (2011 年の追加サンプルダミーを入れるのと同義) が含まれる。また、JLPS のパネル構造を利用し、個人の固定効果 (FE) を追加して個人内 (within-person) モデルも推定する。これにより、回答バイアス、性格、先天的能力など、時間の経過によって変化しない観測できない個人属性をコントロールすることができ、内生性の問題が大幅に軽減される。頑健性チェックとして、システム GMM 推定によって逆の因果関係から生じるバイアスをさらに最小化する (詳細については第 4.3.1 節を参照)。

## 4.2. ベースラインの RBID 結果

ISSP データを使用した H と日本の RBID の結果を図 2 と表 1 に、 $\beta_k$  を推定するための最小二乗 (least-squares) 回帰の結果を表 A3 に示した<sup>15</sup>。表 1 の列 (1) と列 (2)~(3) はそれぞれ、3 回の全調査 (1997 年、2005 年、2015 年) と 2 回の全調査 (2005 年と 2015 年) のサンプルに基づいている。列 (2)~(3) では、1997 年調査では入手できない「教育・訓練・研修」, 「裁量：仕事の進め方」, 「ワーク・ライフ・コンフリクト」 (=制約・プレッシャー) をコントロールしている。また、列 (3) のみ、2005 年と 2015 年のみ入手できる職業ダミーをコントロールする。H と日本の間で結果を比較可能にするために、各変数の数値 (%、 $S'_k$  と表す) は、元の  $S_k(Y)$  を、H の場合は [決定係数 (R-squared) - 国 × 年ダミーと調査手法ダミーの  $S_k(Y)$  の合計] で、日本の場合は [決定係数 - 年ダミーの  $S_k(Y)$  の合計] で割ることによって計算する。

H で最大の説明力をもつ要素は「社会的意義」( $S'_k$  が約 30%) で、「自律性」(約 20%、主に「ひとりでできる」によって説明される)、「興味関心のマッチ」(12~14%)、「実利的意味」(11~13%) と続く。日本でも、「興味関心のマッチ」(約 30%) と「社会的意義」(17~23%) が上位 3 つの予測要素に含まれるが、「自律性」(5~9%) と「実利的意味」(2~3%)

15 表 A3 の統計的有意性は頑健標準誤差に基づく。なお、H サンプルにおいて標準誤差を国でクラスタリングし、クラスタの数が少ない問題に対処するワイルドブートストラップ p 値 (Cameron and Miller, 2015; Roodman et al., 2018) を算出しても、主要変数の統計的有意性はほとんど変化しない (表 B8)。



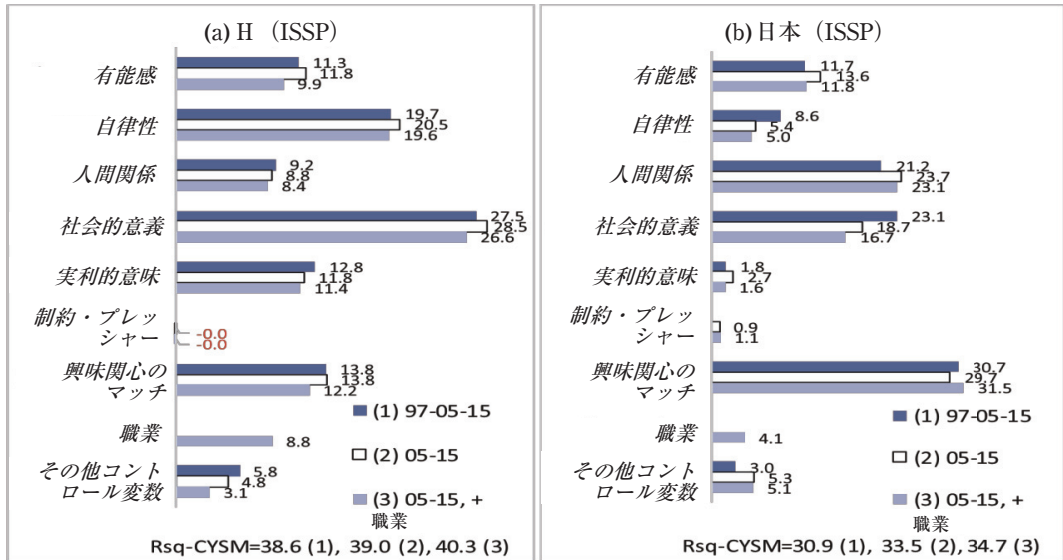


図2. 仕事の面白さのRBID：Hと日本の比較（ISSP）

注：本グラフの数値は表1に基づいており、Rsqr-CYSM=100%と設定して計算した。表1の注も参照。

の説明力は比較的小さい。代わりに日本では、Hで説明力  $S'_k$  が8-9%と低い「人間関係」の  $S'_k$  が21~24%で、2番目または3番目に重要な要素となる。

次に、ISSPの日本の結果の頑健性をチェックするために、JLPSデータを使用してRBIDを行った（図3および表2）<sup>16</sup>。JLPS使用時のPooledモデル（図3、パネルa）とISSP使用時の日本の結果（図2、パネルb）を比較すると、まず、JLPS使用時には「社会的意義」の説明力をはるかに小さいことがわかる。これは、JLPSの「社会的意義」変数がISSPから算出した職業単位の変数で、個人単位のヴァリエーションが少なく粗いため、驚くには当たらない（第3.2節を参照）。ただ、「社会的意義」と仕事の面白さの正の関係は、観測数の多いJLPSデータでも確認できる（表A4）。「社会的意義」を除き、主要な要素の相対的な重要性については、ISSP使用時とJLPS使用時のPooledモデルで同じような傾向がみられる。どちらも説明力が最大の要素は「興味関心のマッチ」である。JLPSでは「人間関係」の重要性がやや低いが、「人間関係」や「有能感」と比較して「自律性」の重要性が低いことはJLPSからも顕著である<sup>17</sup>。

図3のパネルbは、同一人物の仕事の面白さに対する各要素の相対的な重要性について、個人内（within-person）モデルの結果を示したものである。Pooledモデルの結果と比

16 要約統計とコントロール変数の説明は表B9に示す。

17 JLPS使用時のPooledモデルでは「実利的意味」の予測力もISSPの結果と同様に低い。しかし、その原因は「実利的意味」の重要な構成要素である「役職労働者比率」（ISSPの「昇進可能性が高い」類似の変数）がコントロールされていない（列1~2）、または、コントロールされているが個人単位でヴァリエーションがない（列3）、ためである可能性がある。

表1 仕事の面白さのRBID (ISSP)：詳細な結果

	H			日本		
	(1) 97-05-15年 ベースライン	(2) 05-15年 ベースライン	(3) 05-15年 +職業	(1) 97-05-15年 ベースライン	(2) 05-15年 ベースライン	(3) 05-15年 +職業
Rsq	40.2	40.5	41.7	32.8	35.6	36.8
Rsq-CYSM	38.6	39.0	40.3	30.9	33.5	34.7
説明力 (% , Rsq-CYSM = 100%)						
<b>有能感</b>	<b>11.3</b>	<b>11.8</b>	<b>9.9</b>	<b>11.7</b>	<b>13.6</b>	<b>11.8</b>
技能役立ち度	11.3	9.8	8.1	11.7	9.4	8.8
教育・訓練・研修		2.1	1.8		4.2	3.0
<b>自律性</b>	<b>19.7</b>	<b>20.5</b>	<b>19.6</b>	<b>8.6</b>	<b>5.4</b>	<b>5.0</b>
ひとりのできる	19.5	18.7	18.3	7.3	4.2	3.4
裁量：仕事の進め方		1.8	1.4		0.7	1.8
裁量：勤務時間	0.3	0.1	-0.1	1.3	0.5	-0.3
<b>人間関係</b>	<b>9.2</b>	<b>8.8</b>	<b>8.4</b>	<b>21.2</b>	<b>23.7</b>	<b>23.1</b>
経営者・従業員の関係	4.4	4.7	4.7	10.7	12.8	12.8
同僚同士の関係	4.8	4.1	3.7	10.5	10.9	10.3
<b>社会的意義</b>	<b>27.5</b>	<b>28.5</b>	<b>26.6</b>	<b>23.1</b>	<b>18.7</b>	<b>16.7</b>
人助けができる	13.5	13.8	12.7	20.2	18.0	16.3
社会の役に立つ	14.0	14.7	13.9	2.9	0.7	0.4
<b>実利的意味</b>	<b>12.8</b>	<b>11.8</b>	<b>11.4</b>	<b>1.8</b>	<b>2.7</b>	<b>1.6</b>
収入が多い	2.3	2.7	2.6	0.7	1.1	0.4
昇進可能性が高い	10.6	9.3	9.0	2.6	4.1	3.9
失業の心配がない	-0.1	-0.3	-0.2	-1.6	-2.5	-2.6
<b>制約・プレッシャー</b>		<b>-0.0</b>	<b>-0.0</b>		<b>0.9</b>	<b>1.1</b>
<b>興味関心のマッチ</b>	<b>13.8</b>	<b>13.8</b>	<b>12.2</b>	<b>30.7</b>	<b>29.7</b>	<b>31.5</b>
面白さの重要性	6.2	6.6	6.2	21.8	18.4	19.3
その他興味関心のマッチ	7.5	7.2	6.0	8.9	11.3	12.2
<b>職業</b>			<b>8.8</b>			<b>4.1</b>
<b>その他コントロール変数</b>	<b>5.8</b>	<b>4.8</b>	<b>3.1</b>	<b>3.0</b>	<b>5.3</b>	<b>5.1</b>
観測数	17,714	11,251	11,042	1,313	859	827

注：Rsq=元の決定係数(R-squared)×100。「Rsq-CYSM」は、Hの場合は[Rsq-国×年ダミーと調査手法ダミーのS(Y)合計(つまり、それらで説明できるYの分散シェア)],日本の場合は[Rsq-年ダミーのS(Y)]である。列(1)は3回の調査(1997年,2005年,2015年)のサンプルに基づき、列(2)~(3)は入手できる変数が多い2回の調査(2005年と2015年)のサンプルに基づく。列(3)のみ、職業ダミーをコントロールする。すべての推定で、senateウェイトを適用した(脚注13参照)。変数の説明については、表A1を参照。「その他コントロール変数」には、きつい肉体労働の頻度、労働時間とその二乗、自営業ダミー、女性ダミー、年齢とその二乗、教育年数が含まれる。

べて、「興味関心のマッチ」の重要性が半減し、「有能感」、「人間関係」、「制約・プレッシャー」の重要性が増している。「興味関心のマッチ」を構成する主要変数である「やりたい仕事明確」は、「有能感」、「人間関係」、「制約・プレッシャー」などの仕事の特性よりも時間とともに変化しにくいと考えられるため、この結果は驚くには当たらない。重要な点は、「自律性」の相対的重要性が低い一方で「人間関係」の相対的重要性が高いという日本の特徴が、個人内モデルでも確認されることである。

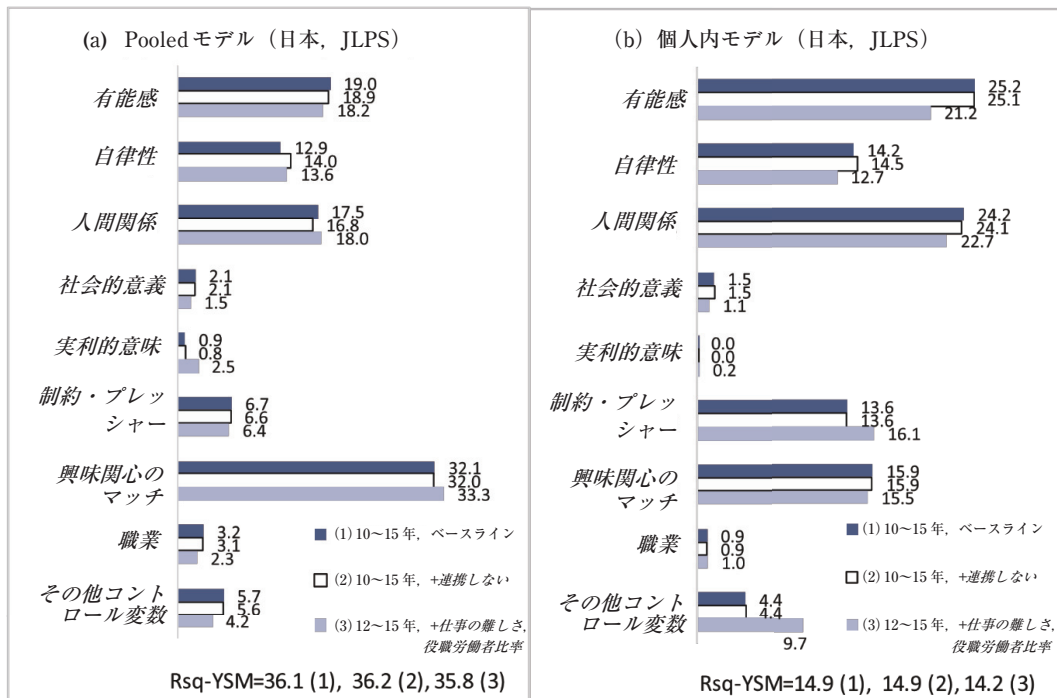


図 3. 日本の仕事の面白さの RBID (JLPS)

注：本グラフの数値は表 2 に基づいており，Rsq-CYSM=100%と設定して計算した。表 2 の注も参照。

### 4.3. 頑健性チェック

#### 4.3.1. GMM 推定

RBID の結果の頑健性をさらにチェックするため，第一に JLPS データを使用してシステム GMM 推定を行い，逆の因果関係によるバイアスを最小限にする<sup>18</sup>。個人内モデルを推定しても，逆の因果関係の問題は完全には解決されない。たとえば，仕事の面白さは高業績の達成，高収入，昇進，解雇リスクの低下につながる可能性がある。同様に，仕事が面白ければ，労働時間が長くなるかもしれない。一方で，補償賃金格差の理論に基づく，仕事が面白ければ，低い金銭的報酬や長い労働時間を受け入れる可能性がある。このような逆の因果関係の問題に対処するために，forward orthogonal deviations 変換を伴う 2 段階システム GMM を推定する (Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998)<sup>19</sup>。「年

18 Dustmann and Mestres (2010) は，送金が一時的／永続的な移民計画にもたらす逆の因果関係に対処するために同様の手法を採用した。GMM 回帰では，Roodman (2009) が開発した xtbondd2 という Stata コマンドを使用した。

19 Roodman (2009) がまとめているように，(i) 2 段階推定 (Windmeijer [2005] の修正標準誤差を用いる) は 1 段階推定よりも優れており，(ii) システム GMM は，一階階差 GMM でしばしば確認される不十分な

表2 日本の仕事の面白さのRBID (JLPS)：詳細な結果

	Pooled モデル			個人内 (within-person) モデル		
	(1) 10~15年 ベースライン	(2) 05~15年 + 連携しない	(3) 12~15年 + 仕事の難しさ, 役職労働者比率	(1) 10~15年 ベースライン	(2) 10~15年 + 連携しない	(3) 12~15年 + 仕事の難しさ, 役職労働者比率
Rsq	36.1	36.2	35.8	15.0	15.0	14.2
Rsq-CYSM	36.1	36.2	35.8	14.9	14.9	14.2
説明力 (% , Rsq-YSM = 100%)						
<b>有能感</b>	<b>19.0</b>	<b>18.9</b>	<b>18.2</b>	<b>25.2</b>	<b>25.1</b>	<b>21.2</b>
能力向上機会	22.1	21.9	19.8	24.3	24.2	20.1
教育訓練機会	-3.1	-3.1	-2.0	0.9	0.9	0.8
仕事の難しさ, 同二乗			0.4			0.2
<b>自律性</b>	<b>12.9</b>	<b>14.0</b>	<b>13.6</b>	<b>14.2</b>	<b>14.5</b>	<b>12.7</b>
独立して行う	0.1	0.1	0.3	0.2	0.2	0.3
連携しない		1.2	0.4		0.4	0.1
裁量：仕事のやり方	10.0	10.0	9.7	9.7	9.6	9.7
豺狼：仕事のベース	2.7	2.7	3.2	4.3	4.4	2.6
<b>人間関係</b>	<b>17.5</b>	<b>16.8</b>	<b>18.0</b>	<b>24.2</b>	<b>24.1</b>	<b>22.7</b>
指導・アドバイス	10.9	10.8	12.9	17.0	17.0	16.6
指導する雰囲気	1.4	1.3	0.4	2.1	2.1	2.1
助け合う雰囲気	4.6	4.3	4.9	4.1	4.0	2.1
相談機会	0.5	0.5	-0.2	1.0	1.0	1.9
<b>社会的意義</b>	<b>2.1</b>	<b>2.1</b>	<b>1.5</b>	<b>1.5</b>	<b>1.5</b>	<b>1.1</b>
<b>実利的意味</b>	<b>0.9</b>	<b>0.8</b>	<b>2.5</b>	<b>0.0</b>	<b>0.0</b>	<b>0.2</b>
年収	0.9	0.9	2.2	0.0	0.0	0.1
役職労働者比率			-0.1			0.1
雇用安定	-0.0	-0.0	0.4	0.0	0.0	-0.0
<b>制約・プレッシャー</b>	<b>6.7</b>	<b>6.6</b>	<b>6.4</b>	<b>13.6</b>	<b>13.6</b>	<b>16.1</b>
ワーク・ライフ・コンフリクト	4.6	4.5	4.0	8.6	8.6	9.9
社員不足	0.7	0.7	0.5	1.4	1.4	3.9
締切に追われる	0.3	0.3	0.3	2.1	2.1	1.3
男女差別	1.2	1.1	1.6	1.6	1.5	0.9
<b>興味関心のマッチ</b>	<b>32.1</b>	<b>32.0</b>	<b>33.3</b>	<b>15.9</b>	<b>15.9</b>	<b>15.5</b>
やりたい仕事明確	31.8	31.7	32.4	15.6	15.6	14.9
希望で異動	0.4	0.4	0.9	0.4	0.4	0.6
<b>職業</b>	<b>3.2</b>	<b>3.1</b>	<b>2.3</b>	<b>0.9</b>	<b>0.9</b>	<b>1.0</b>
<b>その他コントロール変数</b>	<b>5.7</b>	<b>5.6</b>	<b>4.2</b>	<b>4.4</b>	<b>4.4</b>	<b>9.7</b>
観測数	12,758	12,758	4,533	12,758	12,758	4,533
個人数	3,423	3,423	1,725	3,423	3,423	1,725

注：Rsq = 元の決定係数 (R-squared) × 100 (個人内モデルにおける Rsq は、個人固定効果を取り除いたあとに、すべての説明変数によって説明される Y の分散シェアを表す)。「Rsq-YSM」は、「Rsq-国ダミーと調査手法ダミーの S(Y) 合計 (つまり、それらで説明できる Y の分散シェア)」を示す。列 (1)~(2) は 2010 年~2015 年の 6 年間のデータに基づき、列 (3) は 2012 年~2015 年の 4 年間のデータに基づく。列 (2) では列 (1) の説明変数に「連携しない」を追加。列 (3) ではさらに、「仕事の難しさ」とその二乗、限られたサンプルのみで入手できる「役職労働者比率」を追加した (表 A2 参照)。「その他コントロール変数」には、ほぼ毎日残業している職場ダミー、労働時間およびその二乗、就業・雇用形態、役職、企業規模、産業、女性ダミー、年齢およびその二乗、教育年数、過去 1 年の教育受講有無が含まれる。

操作変数の問題を解決し、(iii) 差分変換の代わりに forward orthogonal deviations 変換を利用することでデータの損失が最小限になる。

収], 「雇用安定」, 「労働時間」とその二乗の操作変数 (IV) としてそれぞれのラグ変数を使用する<sup>20</sup>。表 B10 には, Pooled モデルおよび個人内モデルと比較したシステム GMM の回帰結果を示す。IV の数が多すぎると IV の妥当性に対する Hansen 検定の効力が低下し, 内生変数に過剰適合するという問題を指摘した Roodman (2009: 98-99) に従い, IV の数を変えることで結果がどの程度影響を受けるか, 列 (3)~(6) でチェックした。列 (3) では, 「年収」, 「雇用安定」, 「労働時間」およびその二乗の IV として, 入手可能なすべてのラグ変数を使用している。列 (4) ではラグ 1 からラグ 3, 列 (5) ではラグ 1 のみを使用した。IV の数をさらに減らすために, 列 (6) では, Roodman (2009) に従って, collapsed IV を使用している。表 B10 は IV の仕様にかかわらず, GMM 推定量がほとんど変化しないことを示している。係数のサイズは, 一般に Pooled モデルと個人内モデルの間にあるが, Pooled モデルのサイズにより近い。図 B2 は, 表 B10 の GMM 推定係数を使用した RBID の結果と Pooled モデルおよび個人内モデルの結果を比較したものであるが<sup>21</sup>, GMM の結果が Pooled モデルの結果に類似していることがわかる。

#### 4.3.2. シャプレー (Shapley) 分解

第二に, シャプレー (Shapley) 分解を行った (Israeli 2007; Shorrocks, 2013)。Israeli (2007) によると, シャプレー分解は特に多重共線性が高い場合に Fields (2003) の RBID より優れている。しかし, 多くの説明変数が伴う詳細な分解の場合, シャプレー分解の計算は困難となる。これは, 変数の寄与度が, 各変数を除去した場合の全ての組み合わせ  $K!$  ( $K$  は説明変数の数) における平均値として計算されるからである。要素単位のシャプレー分解の結果 (図 B3) は Fields (2003) の RBID の結果とほぼ同様だが, シャプレー分解では「興味関心のマッチ」の重要性が H で高くなり, 「実利的意味」の重要性が日本で多少高くなっている。

#### 4.3.3. 国の異なる分類手法

第三に, ISSP データについて, すべての ISSP 参加国, すべての高所得国, すべての非高所得国別に RBID を行った。また, 「多様な資本主義」 (varieties of capitalism) のアプローチ (Hall and Soskice 2001; Akkermans et al., 2009) に従い, H サンプルを自由市場経済 (LME: 英国および米国), 調整型市場経済 (CME: ドイツ, ノルウェー, スウェーデン, スイ

20 ベースラインの RBID の結果はコントロール変数にかかわらず同様のため (図 3, 表 2), 十分な観測数を確保するべく「役職労働者比率」 (昇進機会の指標) はコントロールせずに IV 推定を行った。

21 表 B10 の列 (4) および (5) の GMM 係数を使用した RBID 結果は, 図 B2 に示す GMM 結果とほぼ同じ傾向であるため, 図 B2 では省略した。



ス), 混合市場経済 (MME: フランス, スペイン, イスラエル) という3グループに分けた。なお, Hall and Soskice (2001) と Akkermans et al. (2009) では, イスラエルは検討されず, 日本はCMEとして分類されている。本稿においてイスラエルは, 仕事の面白さの水準と要因分解結果が他のMME諸国と似ているため, MMEとして分類した。日本は, 仕事の面白さの水準が他のCME諸国より著しく低く(図1), その要因分解結果がCME諸国の結果とは大幅に異なるため, CMEには含めていない。

図B4は, これらさまざまなサンプル別の分解結果を示している。全高所得国の結果はHの結果に似ており, Hの結果の頑健性を裏付けている。「実利的意味」の相対的重要性は非高所得国の方が大きく, 日本とHの違いと同様, 仕事の面白さの決定要因の相対的重要性は, 国ごとに異なりうることを示唆している。H内では一定の違いがみられる。「自律性」の相対的重要性 $S'_k$ はLMEで比較的低く, CMEで比較的高い。MMEでは「実利的意味」の $S'_k$ が比較的高いが, 「興味関心のマッチ」の $S'_k$ はFieldsのRBIDで著しく低い一方, シャプレー分解ではHの $S'_k$ に似た結果となっている。この3グループと比較しても, 日本で「人間関係」の $S'_k$ が比較的高く, 「自律性」の $S'_k$ が比較的低いこと(また「興味関心のマッチ」の $S'_k$ がはるかに高いこと)は明らかである。

#### 4.3.4. 自営業と公的部門

第四に, 自営業以外または民間部門の労働者にサンプルを限定した場合に結果が変化するかチェックした<sup>22</sup>。自律性と仕事の面白さを重視する個人は, 自営業者として働くことを選択すると予想される。同様に, 仕事の社会的意義に価値をおく者は, 公的部門で働くことを選択するかもしれない。こうした選好に基づく自己選択(self-selection)がベースラインの結果に影響を及ぼしている可能性がある。しかし, 自営業以外または民間部門にサンプルを限定した場合でも, 結果はほとんど変わらない(図B5)。予想どおり, Hでは「自律性」の相対的重要性は自営業者で高く, 「社会的意義」の重要性は公的部門で高い。

22 自営業と民間部門の指標はISSPの調査年によって異なる設問から作成したため, ベースライン分析では自営業者以外または民間部門にサンプルを限定していない。また, 1997年の米国の公的部門/民間部門に関する情報は欠落している。自営業は, 1997年には「*selfemp*」(スペインとオランダでは「*wrkgovt*」), 2005年には「*WRKTYPE*」, 2015年には「*EMPREL*」という変数で「自営業(“self-employed”)」カテゴリーが選択された場合に特定される。民間部門/公的部門の指標は, 1997年の「*wrkgovt*」, 2005年の「*WRKTYPE*」, 2015年の「*TYPORG2*」から算出した。同族経営事業で働いている個人は, 英国と米国で区別されていないため, サンプルから除外していない。公的部門とは, 1997年には政府, 公営企業, 協同組合, 非営利組織, 2005年には政府, 公営企業, 国営産業, 2015年には公的機関を指す。民間部門とは民間企業および自営業者(1997年および2005年)または民間雇用主(2015年)を指す。JLPSデータでの自営業と民間部門の定義については, 図B5の注参照。

#### 4.3.5. 調査年間の比較

第五に、ISSPの3年の調査間で各要素の重要性が変化しているか確かめる。日本のサンプルを各年に分割するとサンプルサイズがかなり小さくなり、かつ調査手法をコントロールできないため、Hについてのみチェックする(脚注4参照)。Hでは、1997年と2015年の間に「有能感」、「実利的意味」、その他コントロール変数の相対的重要性が次第に低下する一方で、「社会的意義」と「興味関心のマッチ」の重要性が高まった(図B6)。しかし、「社会的意義」と「自律性」が特に重要であり、「興味関心のマッチ」と「実利的意味」がこれに続くという全体の構図はほぼ変わっていない。

#### 4.3.6. 追加のコントロール変数

最後に、国、年、女性のダミー変数の代わりに、国×年×女性×年齢グループダミーを追加することによってサンプルの構成変化の影響をコントロールした場合、また、勤続期間指標をコントロールした場合にも、類似の結果が得られた(図B7)。ISSP調査で勤続期間は質問されていないため、勤続期間指標は、国×年×性別×年齢グループごとの平均勤続年数を同グループの最大経験年数で割り、100をかけることによって計算した<sup>23</sup>。なお、1997年の指標は入手できない。JLPSデータについては、個人単位の勤続期間とその二乗を新たにコントロールした<sup>24</sup>。

### 4.4. 日本の特徴に関して考えられる説明

日本で「自律性」(特に「ひとりでできる」)の重要性が低く、「人間関係」の重要性が高い理由を検討するために、まず、Hの $S_k(Y)$  ( $S_{kH}(Y)$ )と日本の $S_k(Y)$  ( $S_{kJP}(Y)$ )の差を、以下のように属性の差で説明できる部分(E)と係数の差で説明できる部分(C)に分解する。

$$S_{kH}(Y) - S_{kJP}(Y) = \underbrace{[S_{kH}(Y) - S_{kAUX}(Y)]}_E + \underbrace{[S_{kAUX}(Y) - S_{kJP}(Y)]}_C \quad (5)$$

23 平均勤続期間のデータは、米国についてはIPUMS-CPS(ミネソタ大学, www.ipums.org)、日本については労働政策研究・研修機構(JILPT)が集計した「賃金構造基本統計調査」データ、その他のOECD諸国についてはOECDの統計データから入手した。最大経験年数は、「年齢グループの最高年齢-15」として計算した。

24 勤続期間は、2010年~2011年のJLPSでは直接質問されていない。これらの年の勤続年数は過去の転職に関する設問と2012年の勤続期間に関する回答から推計した。この結果、多くの値が欠損値となった。

ここで  $S_{kAUX}(Y)$  は、H の係数と日本の属性および残差を使用した仮想分布から計算した  $S_k(Y)$  である。分解結果（表3）は、日本で「自律性」の重要性が低く「人間関係」の重要性が高いのは、主に係数の差、つまり日本で「自律性」（特に「ひとりのできる」）の係数が小さく、「人間関係」の係数が大きいことが原因であることを示している（表A3参照）。

次に、国によって「自律性」（特に「ひとりのできる」）と「人間関係」の係数が異なる理由を検討するために、ISSP のすべての調査参加国のサンプルを使用し、「ひとりのできる」、「経営者・従業員の関係」、「同僚同士の関係」とのいくつかの交差項を追加して、最小二乗（least-squares）回帰を行った（表4）<sup>25</sup>。表4の最初の列は、交差項のないベースラインの結果である。列（2）は、「ひとりのできる」と「個人主義国」の交差項を追加したもので、「個人主義国」とは Hofstede et al. (2010) の文化指標である国別個人主義指標である<sup>26</sup>。個人主義的な文化は他者からの独立を奨励する（Hofstede et al., 2010: 114）<sup>27</sup> ため、

表3 Hと日本における要素の重要性 ( $S_k(Y)$ ) に関する違いを、属性の差で説明できる部分 (E) と係数の差で説明できる部分 (C) に分解した結果

	(1)		(2)		(3)	
	97-05-15年 ベースライン		05-15年 ベースライン		05-15年 + 職業	
	E (%)	C (%)	E (%)	C (%)	E (%)	C (%)
有能感	258.0	-158.0	6497.4	-6397.4	-1285.0	1385.0
自律性	28.0	72.0	23.7	76.3	24.0	76.0
人間関係	-50.5	150.5	-29.6	129.6	-28.8	128.8
社会的意義	51.9	48.1	34.4	65.6	33.1	66.9
実利的意味	50.2	49.8	51.1	48.9	46.7	53.3
制約・プレッシャー			8.5	91.5	15.7	84.3
興味関心のマッチ	-68.6	168.6	-58.3	158.3	-36.3	136.3
職業					63.9	36.1
その他コントロール変数	121.9	-21.9	-1212.3	1312.3	-102.9	202.9

注：各要素の  $S_{kH}(Y)$  と  $S_{kJP}(Y)$  の差=100%と設定して計算。式（5）を参照。Hと日本で同じ説明変数を使用する必要があるため、表1の分解とは異なり、Hにおいても国×年ダミーおよび調査手法ダミーではなく、年ダミーのみコントロールしている。

25 説明変数（「教育・訓練・研修」、「裁量：仕事の進め方」、「ワーク・ライフ・コンフリクト」、職業ダミー）を追加して2005年～2015年のサンプルを使用する場合や総合人間関係指標（「経営者・従業員の関係」と「同僚同士の関係」の第一主成分）およびその交差項を使用した場合にも、類似の結果が得られる。

26 このデータセットは、<https://geerthofstede.com/research-and-vsm/dimension-data-matrix/> からダウンロードした（2020年5月24日にアクセス）。

27 個人主義社会では、「個人間の結びつきは緩く、すべての人々は、自分自身および肉親の面倒をみるのが期待される」。一方、集団主義社会では、「人々は、生まれたときから強固で結びつきの強い内集団に統合される。この内集団は、一生を通じて、絶対的な忠誠と引き換えに人々を保護し続ける。」（Hofstede et al. 2010: 92）。

表4 「自律性」(「ひとりでできる」)と「人間関係」の異質効果：1997年、2005年、2015年のISSP調査全参加国ベースの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ひとりでできる	0.152*** (0.005)	0.121*** (0.014)	0.291*** (0.025)	0.151*** (0.006)	0.149*** (0.008)
ひとりでできる ×個人主義国		0.0005** (0.000)			
経営者・従業員の関係	0.067*** (0.006)	0.067*** (0.006)	0.142*** (0.023)	0.075*** (0.022)	0.080*** (0.030)
同僚同士の関係	0.089*** (0.007)	0.090*** (0.007)	0.145*** (0.027)	0.107*** (0.025)	0.072** (0.028)
経営者・従業員の関係 ×ひとりでできる			-0.020*** (0.006)		
同僚同士の関係 ×ひとりでできる			-0.015** (0.007)		
経営者・従業員の関係 ×雇用保護指数				-0.003 (0.009)	
同僚同士の関係 ×雇用保護指数				-0.005 (0.010)	
経営者・従業員の関係 ×勤続期間					0.000 (0.001)
同僚同士の関係 ×勤続期間					0.001 (0.001)
観測数	50,385	46,547	50,385	38,161	24,427
決定係数	0.407	0.404	0.408	0.409	0.425

注：被説明変数は5段階評価での仕事の面白さ(「面白さ」)。個人主義国は国別の個人主義指標(Hofstede et al., 2010)。雇用保護指数は国×年別のOECD Employment Protection Legislation indicator (version 2)。勤続期間は国×年×性別×年齢グループ別の、最大経験年数に対する平均勤続年数の比率である。より詳細は第4.4節を参照。列(5)は1997年の勤続期間データが欠けているため、2005年、2015年のサンプルのみが対象。その他コントロール変数は、国×調査年ダミーの代わりに、国ダミーと調査年ダミーをコントロールしている点を除き、表A3の列(1)と同じである。すべての回帰は、最小二乗法(least-squares)によって推定し、senateウェイトを適用している(脚注13参照)。カッコ内は頑健標準誤差。

\*\*\*  $p < 0.01$ .

\*\*  $p < 0.05$ .

\*  $p < 0.1$ .

個人主義社会の人々は、日本のようなより集団主義的社会の人々と比べて、独立した環境で働いている場合に仕事をより面白いと感じる可能性がある。

「ひとりでできる」×「個人主義国」の交差項の正の係数によって、この仮説が支持される。Hと日本の「ひとりでできる」の係数と「個人主義国」の水準の差はそれぞれ、0.082~0.114と24.848である。「ひとりでできる」×「個人主義国」の交差項の推定係数(0.0005)は、Hと日本における「ひとりでできる」係数の差の11~16%が個人主義的な文化の差で説明できることを示唆している<sup>28</sup>。

28 計算式は  $0.0005 \times 24.848 / 0.082 \times 100$  または  $0.0005 \times 24.848 / 0.114 \times 100$ 。

列 (3) の「経営者・従業員の関係」×「ひとりでできる」と「同僚同士の関係」×「ひとりでできる」の交差項の負の係数は、仕事の独立性が低い場合、つまり労働者が他者と調整しなければならない場合に、仕事の面白さに対する「人間関係」の影響が大きくなることを示唆している。表5に示すように、日本では「ひとりでできる」の水準がかなり低い。これには、最終的な意思決定に組織内の多くの人々の承認が必要な、コンセンサスに基づく集団的な日本の意思決定メカニズムが反映されている可能性がある (Lincoln et al., 1986; Meyer 2016: 154-158)。列 (3) の係数を適用すると、日本とHの「経営者・従業員の関係」と「同僚同士の関係」の係数の差 (それぞれ 0.095-0.113 と 0.083-0.093) のそれぞれ 24~28%と 22~25%は、Hと日本の「ひとりでできる」の水準差 (1.354) で説明できる。

社内の人間関係の重要性は、日本のように同関係が長期にわたる場合に大きくなると予想される。表4の列 (4)~(5) は、「経営者・従業員の関係」および「同僚同士の関係」と雇用保護指標や勤続期間指標の交差項を含めることによってこの仮説を検証した。「雇用保護指数」は国×年別の OECD Employment Protection Legislation indicator (version 2) である<sup>29</sup>。「雇用保護指数」または「勤続期間」の値が高いと、労働市場の流動性が低く、

表5 主な変数の要約統計量：Hと日本の比較

要素	変数	H		日本		平均の差 (H-JP)
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	
面白さ	面白さ	3.967	0.929	3.502	1.244	0.465
有能感	技能役立ち度	2.995	0.984	2.581	0.974	0.415
	教育・訓練・研修*	0.528	0.499	0.456	0.498	0.072
自律性	ひとりでできる	3.954	0.990	2.600	1.508	1.354
	裁量：仕事の進め方*	2.079	0.688	1.869	0.664	0.210
	裁量：勤務時間	1.646	0.658	1.478	0.714	0.167
人間関係	経営者・従業員の関係	3.908	0.951	3.603	0.917	0.305
	同僚同士の関係	4.287	0.738	3.862	0.801	0.425
社会的意義	人助けできる	3.873	1.020	3.401	1.289	0.473
	社会の役に立つ	3.894	0.998	3.718	1.121	0.176
実利的意味	収入が多い	2.768	1.052	2.580	1.233	0.188
	昇進可能性が高い	2.772	1.074	2.103	1.138	0.669
	失業の心配がない	3.754	1.100	3.656	1.389	0.097
制約・プレッシャー	ワーク・ライフ・コンフリクト*	0.131	0.832	-0.050	0.781	0.181
興味関心のマッチ	面白さの重要性	4.520	0.591	3.992	0.780	0.528
	その他興味関心のマッチ	-2.667	1.619	-2.959	1.625	0.292

注：Senate ウェイトを適用 (脚注 13 参照)。サンプルは表1の列 (1) に基づく。ただし、\*がつく変数のサンプルは、表1の列 (3) に基づく。

29 同指標は OECD 統計からダウンロードした ([https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EPL\\_OV](https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EPL_OV), 2020年7月22日にアクセス)「strictness of employment protection - individual and collective dismissals (regular contracts)」である。



社内の人間関係が長くなると考えられる。しかし、交差項のすべての係数は有意ではないため、労働流動性が低い国の方が「人間関係」が重要になるという仮説は裏付けられなかった。

## 5. Hと日本における「面白い仕事」の差の分解

### 5.1. ISSPを使用したブラインダー・ワハカ分解 (BOD)

日本とHの仕事の面白さの平均値の差を説明する要因を調べるため、ISSPデータを用いてブラインダー・ワハカ分解 (BOD) (Blinder 1973; Oaxaca 1973; Yun 2004) を行った<sup>30</sup>。仕事の面白さ (「面白さ」=Y) は、 $N \times K$  行列の説明変数  $X$  と  $K \times 1$  ベクトルの係数  $\beta$  の線形結合の関数として表される。

$$Y = F(X\beta), \quad (6)$$

$F$  は線形または非線形のいずれかの関数である。 $F$  が線形 (ベースライン) の場合、 $Y$  は次のように表される。

$$\begin{aligned} Y_{igt} \equiv \text{Interest}(\text{面白さ})_{igt} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Competence}(\text{有能感})_{igt} \\ & + \beta_2 \text{Autonomy}(\text{自律性})_{igt} + \beta_3 \text{Relatedness}(\text{人間関係})_{igt} \\ & + \beta_4 \text{Social Meaning}(\text{社会的意義})_{igt} \\ & + \beta_5 \text{Econ Meaning}(\text{実利的意味})_{igt} \\ & + \beta_6 \text{Pressure}(\text{制約・プレッシャー})_{igt} \\ & + \beta_7 \text{Interest Match}(\text{興味関心のマッチ})_{igt} + \beta_8 Z_{igt} + \beta_9 D_t + \varepsilon_{igt}, \end{aligned} \quad (7)$$

ここで、添え字  $i, g, t$  は、それぞれ労働者、国グループ (Hまたは日本)、調査年 (1997年, 2005年, 2015年) をさす。仕事の面白さの7つの主要決定要因および  $Z$  のベクトルはRBIDの場合と同じである。 $D_t$  は調査年ダミーであり、調査手法の変更やマクロ経済状況など、グループ  $g$  のすべての個人に対する共通ショックを捉える (第3.1節を参照)。 $\varepsilon_{igt}$  は誤差項である。仕事の特性に対する個人の興味関心、回答バイアス、能力などの個人的特性は「興味関心のマッチ」、 $D_t$ 、教育関連の変数によって一部吸収されるが、 $X$  と  $Y$  の関係は必ずしも因果関係ではなく、さまざまな共変量に条件付けられた相関関係であるこ

30 Jann (2008) が開発した `oaxaca` という Stata コマンドを使用した。

とに注意する必要がある。

Hと日本のYの平均値（それぞれ、 $\bar{Y}_H$ と $\bar{Y}_J$ ）の差は、次のように、属性の差に起因する部分（E）と係数に起因する部分（C）に分解することができる（集計要因分解）。

$$\begin{aligned} \bar{Y}_H - \bar{Y}_J &= \overline{F(X_H \beta_H)} - \overline{F(X_{JP} \beta_{JP})} \\ &= \underbrace{\left[ \overline{F(X_H \beta_H)} - \overline{F(X_{JP} \beta_H)} \right]}_E + \underbrace{\left[ \overline{F(X_{JP} \beta_H)} - \overline{F(X_{JP} \beta_{JP})} \right]}_C \end{aligned} \quad (8)$$

Fが線形である場合にはさらに、各説明変数 $X_k$  ( $k=1, 2, \dots, K$ )のE部分とC部分に分解できる（細目要因分解）。

$$\bar{Y}_H - \bar{Y}_J = \underbrace{\sum_{k=1}^K \beta_{Hk} (\bar{X}_{Hk} - \bar{X}_{JPk})}_E + \underbrace{\sum_{k=1}^K \bar{X}_{JPk} (\beta_{Hk} - \beta_{JPk})}_C \quad (9)$$

ロジットなどFが非線形である場合は、変数の分解順序によって結果が左右されないように、ウェイトを適用する（Yun 2004; Powers et al., 2011）。

$$\begin{aligned} \bar{Y}_H - \bar{Y}_J &= \underbrace{\sum_{k=1}^K W_{\Delta X_k} \left[ \overline{F(X_H \beta_H)} - \overline{F(X_{JP} \beta_H)} \right]}_E \\ &\quad + \underbrace{\sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta_k} \left[ \overline{F(X_{JP} \beta_H)} - \overline{F(X_{JP} \beta_{JP})} \right]}_C \end{aligned} \quad (10)$$

ここで、 $W_{\Delta X_k} = \frac{\beta_{Hk} (\bar{X}_{Hk} - \bar{X}_{JPk})}{\sum_{k=1}^K \beta_{Hk} (\bar{X}_{Hk} - \bar{X}_{JPk})}$ 、 $W_{\Delta \beta_k} = \frac{\bar{X}_{JPk} (\beta_{Hk} - \beta_{JPk})}{\sum_{k=1}^K \bar{X}_{JPk} (\beta_{Hk} - \beta_{JPk})}$ 、 $\sum_{k=1}^K W_{\Delta X_k} = \sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta_k} = 1$ である。

## 5.2. ベースライン BOD の結果

表6は仕事の面白さのブラインダー・ワハカ線形分解の結果を示す。5段階の仕事の面白さ（「面白さ」）のHと日本の平均差は約0.5~0.6で、すべての列で統計的に有意である。

集計要因分解の結果をみると（「合計」の行参照）、Hと日本の「面白さ」の差は属性の差（E）ですべて説明できることがわかる。係数の差に起因する比率（C）の合計は推定式

にかかわらず負で、係数差はHと日本の面白さの差をネットで縮小させる効果があることを示している。

$E$ の中では、「自律性」（特に「ひとりでできる」）の水準差が最大の要因で、仕事の面白さの平均差の約50%を説明する。同様に、「面白さの重要性」（18~23%）および「社会的意義」（16~17%）の差が、それぞれ2番目および3番目に大きな要因である。これに、「実利的意味」（13~14%、「昇進可能性が高い」によって大部分が説明される）、「人間関係」（11~13%）、「有能感」（8~12%）が続く。つまり、すべての要素の平均値が日本で比較的低いこと、つまり、日本の労働環境における自律性、仕事の面白さの重要性、仕事の社会的意義、昇進機会、人間関係、有能感の水準の低さ（表5）が、日本で仕事の面白さが低水準となる原因となっている。

足し合わせた時の影響は小さいが、一部の変数の $C$ の説明力は比較的大きい。式(9)に示すように、 $X_{Jpk}$ の平均が正の値である場合（これは「ワーク・ライフ・コンフリクト」と「その他興味関心のマッチ」を除くすべての変数に該当する）、Hの係数（ $\beta_{Hk}$ ）よりも日本の係数（ $\beta_{Jpk}$ ）が小さいことによって、 $\bar{Y}_H$ と $\bar{Y}_J$ の差が広がる。反対に、 $\beta_{Hk}$ よりも $\beta_{Jpk}$ が大きくなることによって、差が縮小する。表6の $C$ 部分の結果には、このメカニズムが反映されている。表B11に、表6のベースとなる仕事の面白さの最小二乗（least-squares）回帰の結果を示したが、日本で「ひとりでできる」と「社会の役に立つ」の水準が低いだけでなく、これらの変数の係数がHより小さいことも、日本の仕事の面白さの相対的低さにつながっている。一方、「人間関係」、「面白さの重要性」、「有能感」の係数は日本の方が高く、差を縮める方向に働いている。

### 5.3. 議論および頑健性チェック

#### 5.3.1. 興味関心のマッチ

第2節では、メンバーシップ型雇用と労働市場の流動性の低さによって、日本では興味関心のマッチングメカニズムがあまり機能していないのではないかという仮説を立てた。しかし、この仮説は少なくともISSPデータでは確認されていない。日本での興味関心のマッチングは、「その他興味関心のマッチ」の水準でみれば悪いといえるが（表5）、仕事の面白さの平均差に対する説明力（3~4%）は他の主要要素よりもはるかに小さい（表6）。さらに、日本で「面白さの重要性」の係数が比較的高いことから（表B11）、日本の興味関心のマッチングが比較的良好であるとの解釈も可能である。

表6 仕事の面白さのブラインダー・ワハカ線形分解 (ISSP)

	(1) 97-05-15年 ベースライン	(2) 05-15年 ベースライン	(3) 05-15年 + 職業			
(i) 面白さの平均値：H	3.967***	4.004***	4.004***			
(ii) 面白さの平均値：日本	3.502***	3.433***	3.420***			
差 (i - ii)	0.465***	0.571***	0.584***			
説明力 (% , 差 = 100% , E = 属性の差で説明できる部分 , C = 係数の差で説明できる部分)						
	E	C	E	C	E	C
合計	128.6***	-28.6***	117.3***	-17.3**	115.5***	-15.5**
有能感	11.6***	-32.4	9.9***	-43.2**	8.3***	-42.8*
技能役立ち度	11.6***	-32.4	8.8***	-31.4	7.3***	-34.6
教育・訓練・研修			1.1***	-11.8*	1.0***	-8.1
自律性	51.0***	31.0	47.1***	46.0	45.6***	36.3
ひとりのできる	50.8***	46.3***	45.4***	49.6***	44.5***	52.8***
裁量：仕事の進め方			1.8***	2.8	1.5***	-16.5
裁量：勤務時間	0.3	-15.3	-0.1	-6.4	-0.4	0.0
人間関係	12.6***	-144.3***	11.3***	-131.1***	10.6***	-130.1***
経営者・従業員の関係	4.3***	-71.2**	4.4***	-69.0**	4.5***	-67.4**
同僚同士の関係	8.3***	-73.1*	6.9***	-62.1	6.1***	-62.7
社会的意義	17.3***	46.3*	17.1***	61.9**	15.9***	63.9**
人助けができる	11.6***	-44.9	10.7***	-29.9	10.1***	-26.1
社会の役に立つ	5.7***	91.2***	6.4***	91.9***	5.8***	90.0**
実利的意味	14.1***	41.4	12.9***	32.9	13.3***	39.7
収入が多い	1.0***	7.4	1.6***	7.1	1.7***	11.6
昇進可能性が高い	13.3***	19.7	11.8***	5.2	12.0***	5.4
失業の心配がない	-0.2	14.3	-0.5	20.6	-0.4	22.7
制約・プレッシャー			-0.2	-0.6	-0.5	-0.5
面白さの重要性	22.7***	-157.2***	19.0***	-124.7***	17.7***	-138.2***
その他興味関心のマッチ	3.6***	14.2	3.6***	23.5	2.9***	33.7*
職業					4.9***	57.8**
調査年	0.0	-41.9***	-0.0	-23.8***	0.0	-23.4***
その他コントロール変数	-4.3***	31.4	-3.2***	16.6	-3.2***	17.8
定数項		182.8*		125.2		70.4
Hの観測数	17,714		11,251		11,042	
日本の観測数	1,313		859		827	

注：列 (1) は3回の調査 (1997年, 2005年, 2015年) のサンプルに基づき, 列 (2)~(3) は入手できる変数が多い2回の調査 (2005年と2015年) のサンプルに基づく。列 (3) のみ, 職業ダミーをコントロールしている。すべての推定でsenateウェイトを適用 (脚注13参照)。統計的有意性は頑健標準誤差に基づく。変数の説明については, 表A1を参照。「その他コントロール変数」には, きつい肉体労働の頻度, 労働時間とその二乗, 自営業ダミー, 女性ダミー, 年齢とその二乗, 教育年数が含まれる。

\*\*\* p < 0.01.

\*\* p < 0.05.

\* p < 0.1.

### 5.3.2. 文化による回答傾向

国際比較調査では、各国間の文化の違いが回答傾向に影響を及ぼす。日本の回答者は米国やオランダなどの欧米の回答者と比べて、肯定的な感情の表現を抑える傾向があるとされる (Iwata et al., 1995; Shimazu et al., 2010)。このような日本や H の全労働者に共通する文化による回答傾向は、BOD の定数項によって吸収される。仕事の面白さの差に対するこの定数項の説明力は大きい (70~183%)、統計的な有意性は 10% レベルであるか (列 1)、非有意性であり (列 2~3)、文化による回答傾向は主要要因ではないことが示唆されている。

また、日本人は、極端な回答よりも中間的な回答を選択する傾向があると考えられている (Iwata et al., 1995: 238)。この回答バイアスを軽減するために、5 段階の「面白さ」の回答を、回答 4 および 5 (「どちらかといえばそう思う」および「そう思う」) を 1 とするダミー変数 (*InterestA*) に変換し、ブラインダー・ワハカ・ロジット分解を行った (表 B12)<sup>31</sup>。列 (3)~(4) では、説明変数もできる限り 2 値変数に変換した。この変換は主要素の水準が H と日本で有意に異なるかチェックするには役立つが、係数の影響を評価するにあたって情報量が減るという欠点はある。ロジット分解の結果からは、各変数の説明力が小さくなり、C 部分の統計的な有意性が弱くなるという傾向がみられるが、線形分解でみられた傾向はほぼ裏付けられている。

### 5.3.3. 国の異なる分類手法

第 4.3.3 節と同様、H を LME, CME, MME のグループに分割した場合に結果が変化するかチェックした。3 回の調査年すべてを使用したブラインダー・ワハカ線形分解の結果 (表 B13) は、全体の構図が変わらないことを示している。H をどのようにグループ分けしても、日本とその他の高所得国の「面白さ」の差は、E 部分によってすべて説明され、「自律性」が最大の E 要因であるという点は変わらない。比較対象が CME または MME の場合にも、2 番目に大きい E 要因は「面白さの重要性」である。ただし、LME を使用する場合には多少の違いが確認され、「社会的意義」と「実利的意味」が「面白さの重要性」よりも大きい E 要因となる。統計的に有意な C 部分に関しては、国のグループにかかわらず、各要因の影響の方向性は変化しない。日本は CME と分類されることが多いため (Hall and Soskice, 2001; Akkermans et al., 2009)、CME は日本に最適な比較対象群であると思われるが、CME と日本を比較した場合でもベースライン結果はほぼ頑健である。

31 プロビットよりも、 $\overline{F(X\beta)}$  が  $\bar{Y}$  と等しくなるロジットの方が望ましい (Powers et al., 2011)。



### 5.3.4. 代替的なサンプルおよびコントロール変数

サンプルを自営業以外または民間部門に限定した場合、民間部門では「自律性」のE部分がより大きくなり、「社会的意義」のE部分がやや小さくなるものの、ベースラインの結果はほぼ頑健である（表B14の列(1)～(2)）。また表B14は、労働者の構成変化や勤続期間を列(3)～(4)でさらにコントロールしても主要な結果は変わらないことを裏付けている<sup>32</sup>。

## 6. 結論

仕事の面白さを効果的に高めるにはどうすればよいか？仕事の面白さの主な決定要因は何か？本稿は回帰分析に基づく分散の要因分解（RBID）によって、これらの疑問へ答えてきた。日本と高所得9カ国（H）の両方で、労働者の興味関心と仕事のマッチおよび仕事に対する社会的意義の認識は、特に重要な決定要因上位3要素に含まれる。興味関心のマッチを高めるための政策には、労働市場の流動性の改善や雇用前後のキャリアカウンセリングの提供などが考えられる<sup>33</sup>。その仕事が他者と社会にどのように役立っているかを労働者に伝えるだけでも、仕事の面白さとパフォーマンスの向上につながるだろう<sup>34</sup>。経済全体のパイが低成長の先進国では高収入や雇用の安定をすべての労働者に提供することは困難であるが幸い、これらの金銭的な報酬の予測力はHと日本の両方で低い。

Hでは、仕事の自律性を高めることが2番目に重要な要素である。一方、日本では人間関係（経営者や同僚との関係）の改善が2番目または3番目に重要な要素である。日本で自律性の予測力が低いことは、相対的に個人主義的な文化ではないことと部分的に関係している。日本で人間関係の重要性が高いことは、仕事の独立性が低いことに部分的に起因しており、その原因は日本のコンセンサスに基づく集団的な意思決定メカニズムにあると考えられる。これらの結果は、仕事を面白くするための最も効果的な手段が文化や労働組

32 日本とHの間で仕事の面白さの差に影響を及ぼす要因が時と共にどのように変化したか分析するのも興味深い。日本のサンプルを各年に分割すると、サンプルサイズがはるかに小さくなるだけでなく、調査手法の違いをコントロールできなくなるため、本稿ではこの点は分析しない。代わりに、表B15で1997年と2015年の間にHで生じた仕事の面白さの上昇を分解する。この期間中に、Hを構成する9カ国すべてで仕事の面白さが上昇した。表B15は、これがE部分によってすべて説明されることを示している。Hでは、「面白さの重要性」を除く）すべての主要要素の水準が1997年と2015年の間に高まり、仕事の面白さの上昇につながった。特に、「社会的意義」、「実利的意味」、「自律性」の改善が寄与した。

33 図B8は、興味関心のマッチと雇用保護指標には負の相関があることを示している。

34 タスクが社会に与える影響について労働者に伝えることがタスクパフォーマンスに与えるプラスの影響は、既存研究で確かめられている（Grant, 2008など）。仕事の面白さは、社会的意義が仕事のパフォーマンスに及ぼす影響の媒介変数としての役割を果たしうるといえる。

織によって異なることを示唆している。

他の高所得国に比べて、日本で面白い仕事はるかに少ないのはなぜか？ブラインダー・ワハカ分解（BOD）によって、日本の仕事の自律性（特に仕事の独立性）の低さが、これを説明する最大の要因であることが判明した。これは、ベースライン推定においてHと日本の仕事の面白さの平均差の約50%を説明する。同様に、仕事の面白さの重要性、仕事の社会的意義の認識、昇進機会、人間関係、技能の活用・開発の機会（有能感）の水準の低さも、日本で仕事の面白さが相対的に低い要因として挙げられる。一方、興味関心のマッチと回答傾向の違いは、平均差を説明する主要要因ではなかった。自律性は平均差を説明する最大の要因であると判明したが、上述のRBIDの結果によると、仕事の自律性の促進は、興味関心のマッチ、社会的意義の認識、人間関係の改善と比べて、日本の仕事の面白さ向上に有効な手段ではないといえる。

この研究は、仕事の面白さに対する主な決定要因の相対的重要性を初めて定量化することによって既存研究に貢献する。本研究は、仕事の面白さに関する理論的・実証的研究の両方が不足する中、主な決定要因を特定するための第一歩として位置づけられる。総じて、より多くの理論的研究と実証的研究が必要である。本稿の結果は100%因果関係であるとは限らず、相関関係の可能性もあるという点で限界があるが、頑健性チェックとしてパネルデータを使用することで内生性の問題を大幅に軽減している。なお、RBIDやBODで内生性の問題をすべて解決することは極めて困難である。次のステップは、慎重に研究を設計することにより、少数の決定要因に焦点を当てて因果関係を特定することである。また、興味関心のマッチに関してより洗練された計測方法を用いることも研究の質改善につながるだろう。

付録 A

表 A1 主な説明変数の説明 (ISSP)

要素	変数	説明
有能感 (Competence)	技能役立ち度 (Skuse)	これまでの仕事で得た経験・身につけた技能が現在の仕事にどれくらい役立っているかを示す4段階の変数(1:ほとんど役立っていない~4:ほぼすべて役立っている)。
	教育・訓練・研修* (Train)	ダミー変数。過去12ヵ月間に職場やそれ以外の場所で、仕事の技能を高めるための教育・訓練・研修を受けたことがあれば1, 受けていなければ0。
自律性 (Autonomy)	ひとりのできる (Indep)	現在の仕事は「自分ひとりのできる」仕事だとの程度思うかを示す5段階の変数(1:そう思わない~5:そう思う)。
	裁量:仕事の進め方* (AutoWork)	毎日の仕事をどう進めるかについて、以下最もあてはまるものを示す3段階の変数。 1:自分で決めることはできない, 2:ある程度自分で決められる, 3:自分で自由に決められる。
	裁量:勤務時間 (AutoHour)	勤務時間がどのように決まっているかについて、以下最もあてはまるものを示す3段階の変数。 1:はじめと終わりの時刻が決められており、勝手に変えられない, 2:一定の枠内であれば、はじめと終わりの時刻を自分で変えることができる, 3:はじめと終わりの時刻を好きなように決めることができる。
人間関係 (Relatedness)	経営者・従業員の関係 (RelateM)	経営者と従業員の関係についての見解を示す5段階の変数(1:非常に悪い~5:非常に良い)。
	同僚同士の関係 (RelateC)	職場の同僚どうしの関係についての見解を示す5段階の変数(1:非常に悪い~5:非常に良い)。
社会的意義 (SocialMeaning)	人助けができる (Help)	現在の仕事は「人助けができる」仕事だとの程度思うかを示す5段階の変数(1:そう思わない~5:そう思う)。
	社会の役に立つ (Society)	現在の仕事は「社会の役に立つ」仕事だとの程度思うかを示す5段階の変数(1:そう思わない~5:そう思う)。
実利的意味 (EconMeaning)	収入が多い (Hinc)	現在の仕事は「収入が多い」仕事だとの程度思うかを示す5段階の変数(1:そう思わない~5:そう思う)。
	昇進可能性が高い (Advance)	現在の仕事は「昇進の可能性が高い」仕事だとの程度思うかを示す5段階の変数(1:そう思わない~5:そう思う)。
	失業の心配がない (Secure)	現在の仕事は「失業の心配がない」仕事だとの程度思うかを示す5段階の変数(1:そう思わない~5:そう思う)。
制約・プレッシャー (Pressure)	ワーク・ライフ・コンフリクト* (WLC)	ワーク・ライフ・コンフリクト・インデックス。WLC <sub>job</sub> (仕事が家庭生活の妨げになると感じる頻度)とWLC <sub>family</sub> (家庭生活が仕事の妨げになると感じる頻度)の2つの5段階の変数(1:まったく感じない~5:いつも感じる)をそれぞれ標準化し、その平均をとったスコア。標準化は2005, 2015年調査参加国の全労働者に基づく。
興味関心のマッチ (InterestMatch)	面白さの重要性 (ImpInterest)	仕事をするうえで「おもしろいこと」がどの程度重要だと考えるかを示す5段階の変数(1:まったく重要ではない~5:非常に重要である)。
	その他興味関心のマッチ (OtherMatch)	仕事における6つの側面の重要性に関する見解(ImpZ)と実際の仕事の水準(Z)のマッチ度合いを測る指標。Zは、「ひとりのできる」、「人助けができる」、「社会の役に立つ」、「収入が多い」、「昇進可能性が高い」、「失業の心配がない」で構成される。ImpZは、仕事においてZがどの程度重要だと考えるかという設問に対する5段階の回答(1:まったく重要ではない~5:非常に重要である)。具体的に回答者iの「そのほか興味関心のマッチ」は次の式で求められる。 $\text{その他興味関心のマッチ}_i = -\sqrt{\sum_{Z=1}^6 (\text{Distance}Z_i)^2}$ ここで、 $Z_i - \text{Imp}Z_i \geq 0$ の場合(興味関心がマッチする場合)はDistance $Z_i = 0$ 。それ以外の場合はDistance $Z_i = Z_i - \text{Imp}Z_i$ である。 言い換えれば、「その他興味関心のマッチ」は、回答者が興味関心を持っている仕事の側面と実際の仕事の側面の負のユークリッド距離であるといえる。

注: \* 2回の調査(2005年と2015年)でのみ入手できる変数。  
出所: ISSP 質問票

表 A2 主な説明変数の説明 (JLPS)

要素	変数	説明
有能感 (Competence)	能力向上機会 (Skillup)	「仕事を通じて職業能力を高める機会がある」という文言が現在の仕事にどの程度あてはまるかを示す4段階の変数 (1: あてはまらない~4: かなりあてはまる)。
	教育訓練機会 (Train)	「教育訓練を受ける機会がある」という文言が現在の仕事にどの程度あてはまるかを示す4段階の変数 (1: あてはまらない~4: かなりあてはまる)。
	仕事の難しさ, 同二乗* (Difficult, Difficult <sup>2</sup> )	仕事の難しさを近似する変数で, 回答者が現在就いている仕事に新人を配属した場合に, どのくらいの期間で一通り仕事ができるようになるかという設問への8段階の回答から推計した年数。具体的には次のように推計した: 「1: 1ヶ月以下」の回答の場合0.083年 (=1/12), 「2: 2~3ヶ月程度」は0.208年 (=2.5/12), 「3: 6ヶ月程度」は0.5年, 「4: 1年程度」は1年, 「5: 2~3年程度」は2.5年, 「6: 4~5年程度」は4.5年, 「7: 6~9年程度」は7.5年, 「8: 10年以上」は10年。データは2012~2015年のみ使用可。
自律性 (Autonomy)	独立して行う (Indep)	ダミー変数。「一人ひとりが独立して行う仕事が多い」という文言が現在の職場にあてはまれば1, あてはまらなければ0。
	連携しない (NCoop)	ダミー変数。「お互い連携しながら行う仕事が多い」という文言が回答者の現在の職場にあてはまれば0, あてはまらなければ1。
	裁量: 仕事のやり方 (Dway)	「職場の仕事のやり方を, 自分で決めたり変えたりすることができる」という文言が現在の仕事にどの程度あてはまるかを示す4段階の変数 (1: あてはまらない~4: かなりあてはまる)。
人間関係 (Relatedness)	裁量: 仕事のペース (Dpace)	「自分の仕事のペースを, 自分で決めたり変えたりすることができる」という文言が現在の仕事にどの程度あてはまるかを示す4段階の変数 (1: あてはまらない~4: かなりあてはまる)。
	指導・アドバイス (Advise)	過去1年間に, 回答者の仕事上の能力向上を考えて, 上司や同僚, 仕事仲間がどの程度指導やアドバイスをしてくれたかを示す4段階の変数 (1: まったくしてくれなかった (仕事仲間等がない場合を含む) ~4: よくしてくれた)。
	指導する雰囲気 (Coach)	ダミー変数。「先輩が後輩を指導する雰囲気がある」という文言が現在の職場にあてはまれば1, あてはまらなければ0。
社会的意義 (SocialMeaning)	助け合う雰囲気 (Support)	ダミー変数。「互いに助け合う雰囲気がある」という文言が現在の職場にあてはまれば1, あてはまらなければ0。
	相談機会 (ConsultFW)	ダミー変数。「将来の仕事について相談できる機会がある」という文言が現在の職場にあてはまれば1, あてはまらなければ0。
	社会的意義 (HelpSoc)	まず, ISSP から算出した「人助けできる」, 「社会の役に立つ」の職業別平均 (2015年の全労働者ベース, 観測数10未満の職業は削除) をJLPSデータに職業単位で紐づけた。職業単位の「人助けできる」, 「社会の役に立つ」は高相関のため主成分分析を行い, その第1主成分を「社会的意義」とした。ISSPの4桁のISCO08職業コードとJLPSの3桁のSSM職コードのマッチングは, 主に村瀬洋一のウェブサイト ( <a href="https://www2.rikkyo.ac.jp/web/murase/ssm/ISSP15v2.sps">https://www2.rikkyo.ac.jp/web/murase/ssm/ISSP15v2.sps</a> , 2020年6月15日アクセス) に基づく。
実利的意味 (EconMeaning)	年収 (WageA)	現職の年収 (百万円)
	役職労働者比率* (Rtitle)	「役職労働者比率」は, 厚生労働省が実施した「賃金構造基本統計調査」(BSWS) から算出した, 性別 (2分類) × 学歴 (4) × 企業規模 (3) × 産業 (16) × 暦年 (6) のセルごとの役職労働者 (部長, 課長, 係長, 職長) の比率を同じ属性のJLPSにマッチングしたもの。BSWSとJLPSについてセルを作成する際に, 企業規模カテゴリーのマッチングは, (i) BSWSの100-499人とJLPSの100-299人, (ii) BSWSの500-999人とJLPSの300-999人, (iii) BSWSの1000人とJLPSの1000人+のマッチングで対応した。「役職労働者比率」を使用する場合, 分析サンプルはBSWSの調査対象である雇用規模100人以上の民間企業 (非農林水産業) に勤める人に限定される。
	雇用安定 (Secure)	「今後1年間に失業 (倒産を含む) する可能性がある」という文言が現在の仕事にどの程度あてはまるかを示す4段階の変数 (1: かなりあてはまる~4: あてはまらない)。

(次のページに続く)

仕事の面白さの決定要因：日本とその他高所得国の比較

表 A2 (続き)

要素	変数	説明
制約・プレッシャー (Pressure)	ワーク・ライフ・コンフリクト (WLC)	「子育て・家事・勉強など自分の生活の必要にあわせて、時間を短くしたり休みを取るなど、仕事を調整しやすい職場である」という文言が現在の仕事にどの程度あてはまるかを示す4段階のワーク・ライフ・コンフリクト変数 (1: かなりあてはまる~4: あてはまらない).
	社員不足 (Lshort)	ダミー変数. 「社員数が恒常的に不足している」という文言が現在の職場にあてはまれば1, あてはまらなければ0.
	締切に追われる (Deadline)	ダミー変数. 「いつも締め切り(納期)に追われている」という文言が現在の職場にあてはまれば1, あてはまらなければ0.
興味関心のマッチ (InterestMatch)	男女差別 (GenderDisc)	ダミー変数. 「男女の別なく活躍できる」という文言が現在の職場にあてはまれば0, あてはまらなければ1.
	やりたい仕事明確 (InterestClear)	「自分のやりたい仕事は、はっきりしている」という文言がどの程度あてはまるかを示す4段階の変数 (1: まったくあてはまらない~4: とてもあてはまる).
	希望で異動 (TransferP)	ダミー変数. 「社員の希望で異動できる仕組みがある」という文言が現在の職場にあてはまれば1, あてはまらなければ0.

注: \* 限られた調査年または労働者のカテゴリーについてのみ入手できる変数.

出所: JLPS 質問票

表 A3 仕事の面白さの最小二乗 (least-squares) 回帰の結果 (ISSP, 表1のRBIDのベース)

		H			日本		
		(1) 97-05-15年 ベースライン	(2) 05-15年 ベースライン	(3) 05-15年 + 職業	(1) 97-05-15年 ベースライン	(2) 05-15年 ベースライン	(3) 05-15年 + 職業
有能感	技能役立ち度	0.128*** (0.007)	0.117*** (0.009)	0.100*** (0.009)	0.188*** (0.036)	0.185*** (0.047)	0.176*** (0.049)
	教育・訓練・研修	0.082*** (0.016)	0.072*** (0.016)	0.234*** (0.076)	0.182** (0.078)		
自律性	ひとりでできる	0.173*** (0.009)	0.168*** (0.012)	0.170*** (0.012)	0.092*** (0.024)	0.065** (0.030)	0.056* (0.031)
	裁量: 仕事の進め方		0.042*** (0.014)	0.034** (0.014)		0.040 (0.072)	0.094 (0.075)
	裁量: 勤務時間	0.008 (0.011)	0.002 (0.014)	-0.005 (0.014)	0.056 (0.051)	0.020 (0.064)	-0.013 (0.069)
人間関係	経営者・従業員の 関係	0.061*** (0.009)	0.065*** (0.011)	0.069*** (0.011)	0.157*** (0.040)	0.178*** (0.048)	0.182*** (0.047)
	同僚同士の関係	0.096*** (0.011)	0.084*** (0.013)	0.079*** (0.013)	0.179*** (0.048)	0.177*** (0.059)	0.172*** (0.059)
社会的意義	人助けができる	0.129*** (0.009)	0.131*** (0.012)	0.125*** (0.012)	0.176*** (0.037)	0.170*** (0.048)	0.162*** (0.050)
	社会の役に立つ	0.140*** (0.009)	0.145*** (0.012)	0.142*** (0.012)	0.036 (0.040)	0.009 (0.051)	0.006 (0.054)
実利的意味	収入が多い	0.030*** (0.008)	0.036*** (0.010)	0.035*** (0.010)	0.011 (0.034)	0.016 (0.042)	0.006 (0.044)
	昇進可能性が高い	0.111*** (0.008)	0.101*** (0.010)	0.101*** (0.010)	0.049 (0.034)	0.072 (0.044)	0.073 (0.045)
	失業の心配がない	-0.002 (0.007)	-0.004 (0.009)	-0.004 (0.009)	-0.029 (0.027)	-0.044 (0.034)	-0.046 (0.035)
制約・プレッシャー	ワーク・ライフ・コ ンフリクト		-0.009 (0.010)	-0.018* (0.010)		-0.071 (0.059)	-0.078 (0.060)
興味関心のマッチ	面白さの重要性	0.179*** (0.012)	0.184*** (0.014)	0.177*** (0.015)	0.383*** (0.045)	0.379*** (0.060)	0.395*** (0.061)

(次のページに続く)



表 A3 (続き)

		H			日本			
		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	
		97-05-15年 ベースライン	05-15年 ベースライン	05-15年 + 職業	97-05-15年 ベースライン	05-15年 ベースライン	05-15年 + 職業	
職業	その他興味関心の マッチ	0.043*** (0.007)	0.042*** (0.009)	0.036*** (0.009)	0.080** (0.031)	0.098*** (0.037)	0.110*** (0.038)	
	職業：軍人			0.548*** (0.106)			-0.721*** (0.192)	
	職業：管理職			0.389*** (0.054)			-0.061 (0.226)	
	職業：専門職			0.498*** (0.050)			0.158 (0.185)	
	職業： 技師・準専門職			0.426*** (0.049)			-0.009 (0.185)	
	職業：事務職			0.282*** (0.053)			-0.165 (0.172)	
	職業： サービス/販売			0.366*** (0.049)			0.138 (0.161)	
	職業： 農林漁業従事者			0.576*** (0.080)			-0.150 (0.258)	
	職業：技能工等			0.403*** (0.051)			0.173 (0.175)	
	職業：設備・機械の 運転・組立工			0.283*** (0.056)			-0.072 (0.209)	
	調査年	1997年				0.318*** (0.072)		
2005年					0.271*** (0.078)	0.283*** (0.083)	0.288*** (0.084)	
その他コントロール 変数	きつい肉体労働頻度	-0.047*** (0.006)	-0.035*** (0.007)	-0.025*** (0.008)	-0.001 (0.029)	0.019 (0.039)	0.000 (0.041)	
	自営業	0.079*** (0.022)	0.077*** (0.027)	0.057** (0.027)	0.109 (0.113)	0.117 (0.166)	0.118 (0.165)	
	労働時間	0.006*** (0.002)	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.020*** (0.007)	-0.021*** (0.008)	-0.021*** (0.008)	
	労働時間の二乗	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	
	女性	0.049*** (0.013)	0.053*** (0.017)	0.060*** (0.017)	0.054 (0.070)	0.205** (0.086)	0.217** (0.092)	
	年齢	0.001 (0.004)	0.006 (0.005)	0.007 (0.005)	0.020 (0.013)	0.024 (0.019)	0.024 (0.019)	
	年齢の二乗	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	
	教育年数	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.002)	-0.001 (0.003)	0.010 (0.013)	0.002 (0.018)	-0.001 (0.021)	
	調査手法	SM: SCIA	0.021 (0.168)	0.042 (0.171)	0.040 (0.175)			
		SM: SC	-0.012 (0.157)	-0.016 (0.159)	-0.022 (0.163)			
	SM: 電話	0.060 (0.098)	0.062 (0.097)	0.063 (0.098)				
観測数		17,714	11,251	11,042	1,313	859	827	
決定係数		0.402	0.405	0.417	0.328	0.356	0.368	

注：被説明変数は5段階の仕事の面白さ（「面白さ」）である。列（1）は3回の調査（1997年、2005年、2015年）、列（2）～（3）は入手できる変数が多い2回の調査（2005年と2015年）のサンプルに基づいている。列（3）のみ、職業ダミーをコントロールしている。Hサンプルの国×調査年ダミーの結果は省略している。すべての回帰分析でsenateウェイトを適用（脚注13参照）。カッコ内は頑健標準誤差。変数の説明については表A1と表B7参照。

\*\*\* p < 0.01.

\*\* p < 0.05.

\* p < 0.1.

表 A4 仕事の面白さの線形回帰の結果（JLPS, 表 2 の RBID のベース）

		Pooled モデル			個人内（within-person）モデル		
		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
		10~15年 ベースライン	10~15年 + 連携しない	12~15年 + 仕事の難 しさ, 役職 労働者比率	10~15年 ベースライン	10~15年 + 連携しない	12~15年 + 仕事の難 しさ, 役職 労働者比率
有能感	能力向上機会	0.197*** (0.012)	0.196*** (0.012)	0.185*** (0.020)	0.139*** (0.011)	0.139*** (0.011)	0.126*** (0.021)
	教育訓練機会	-0.044*** (0.010)	-0.044*** (0.010)	-0.029* (0.017)	0.008 (0.010)	0.008 (0.010)	0.009 (0.019)
	仕事の難しさ			0.009 (0.021)			0.004 (0.023)
	仕事の難しさの二乗			0.000 (0.003)			0.001 (0.003)
自律性	独立して行う	-0.046*** (0.017)	-0.026 (0.018)	-0.045* (0.028)	-0.022 (0.016)	-0.017 (0.017)	-0.029 (0.028)
	連携しない		-0.048*** (0.017)	-0.016 (0.026)		-0.012 (0.015)	-0.004 (0.024)
	裁量：仕事のやり方	0.132*** (0.011)	0.131*** (0.011)	0.124*** (0.018)	0.080*** (0.010)	0.080*** (0.010)	0.079*** (0.018)
	裁量：仕事のペース	0.042*** (0.011)	0.043*** (0.011)	0.048*** (0.018)	0.043*** (0.010)	0.043*** (0.010)	0.030 (0.019)
人間関係	指導・アドバイス	0.128*** (0.011)	0.126*** (0.011)	0.145*** (0.018)	0.106*** (0.010)	0.106*** (0.010)	0.104*** (0.018)
	指導する雰囲気	0.047*** (0.017)	0.041** (0.017)	0.012 (0.026)	0.045*** (0.015)	0.044*** (0.015)	0.045* (0.027)
	助け合う雰囲気	0.118*** (0.016)	0.109*** (0.016)	0.124*** (0.025)	0.068*** (0.014)	0.067*** (0.014)	0.040* (0.024)
	相談機会	0.043* (0.026)	0.042* (0.026)	-0.015 (0.036)	0.056** (0.023)	0.056** (0.023)	0.069** (0.033)
社会的意義	社会的意義	0.025** (0.011)	0.024** (0.011)	0.024 (0.017)	0.051*** (0.016)	0.051*** (0.016)	0.044 (0.028)
実利的意味	年収	0.014** (0.006)	0.014** (0.006)	0.022** (0.010)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)	0.003 (0.015)
	役職労働者比率			0.000 (0.002)			-0.001 (0.002)
	雇用安定	-0.001 (0.011)	-0.001 (0.011)	0.014 (0.018)	0.000 (0.011)	0.000 (0.011)	-0.001 (0.018)
興味関心のマッチ	やりたい仕事明確	0.275*** (0.012)	0.275*** (0.012)	0.275*** (0.019)	0.136*** (0.011)	0.136*** (0.011)	0.122*** (0.019)
	希望で異動	0.026 (0.022)	0.025 (0.022)	0.043 (0.032)	0.025 (0.019)	0.025 (0.019)	0.028 (0.032)
制約・プレッシャー	ワーク・ライフ・コンフリクト	-0.063*** (0.010)	-0.062*** (0.010)	-0.059*** (0.016)	-0.068*** (0.009)	-0.068*** (0.009)	-0.075*** (0.017)
	社員不足	-0.068*** (0.017)	-0.069*** (0.017)	-0.054** (0.026)	-0.042*** (0.015)	-0.042*** (0.015)	-0.072*** (0.025)
	締切に追われる	-0.036* (0.019)	-0.037* (0.019)	-0.040 (0.028)	-0.069*** (0.018)	-0.069*** (0.018)	-0.046 (0.029)
	男女差別	-0.042** (0.017)	-0.039** (0.017)	-0.061** (0.026)	-0.047*** (0.016)	-0.047*** (0.016)	-0.031 (0.026)
観測数		12,758	12,758	4,533	12,758	12,758	4,533
個人数		3,423	3,423	1,725	3,423	3,423	1,725
決定係数		0.361	0.362	0.358	0.150	0.150	0.142

注：被説明変数は4段階の仕事の面白さ（「面白さ」）である。列(1)~(2)は2010年~2015年の6年間のデータに、列(3)は2012年~2015年の4年間のデータに基づく。列(2)では、列(1)の説明変数に「連携しない」を追加。列(3)ではさらに、限られたサンプルのみで入手できる「仕事の難しさ」とその二乗、「役職労働者比率」を追加した（表A2を参照）。すべての回帰分析では、年ダミー、調査手法ダミー、ほぼ毎日残業している職場ダミー、労働時間およびその二乗、就業・雇用形態、役職、企業規模、産業、女性ダミー、年齢およびその二乗、教育年数、過去1年の教育受講有無をコントロールしている。カッコ内は個人でクラスタリングした頑健標準誤差。変数の説明については表A2およびB9参照。

\*\*\* p < 0.01.

\*\* p < 0.05.

\* p < 0.1.

## 利益相反の申告

なし

## 資金提供

本研究は、JSPS 科研費 JP19J00295 の助成を受けた。

## 補足資料

本稿に関連する補足資料については、オンライン付録を参照 (<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2021.102082>)。

## 参考資料

- Akkermans, D., Castaldi, C., Los, B., 2009. Do 'liberal market economies' really innovate more radically than 'coordinated market economies'? Hall and Soskice reconsidered. *Res. Policy* 38(1), 181-191.
- Arellano, M., Bover, O., 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *J. Econ.* 68(1), 29-51.
- Benz, M., Frey, B.S., 2008. The value of doing what you like: evidence from the self-employed in 23 countries. *J. Econ. Behav. Organ.* 68(3-4), 445-455.
- Blinder, A.S., 1973. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *J. Hum. Resour.* 8(4), 436-455.
- Blundell, R., Bond, S., 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *J. Econom.* 87(1), 115-143.
- Cameron, A.C., Miller, D.L., 2015. A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources* 50(2), 317-372.
- Chirkov, V., Ryan, R.M., Kim, Y., Kaplan, U., 2003. Differentiating autonomy from individualism and independence: a self-determination theory perspective on internalization of cultural orientations and well-being. *J. Persnal. Soc. Psychol.* 84(1), 97-110.
- Deci, E.L., 1992. The relation of interest to the motivation of behavior: a self-determination theory perspective. In: Renninger, K.A., Hidi, S., Krapp, A. (Eds.), *The Role of Interest in Learning and Development*. Erlbaum, pp. 43-70.
- Dustmann, C., Mestres, J., 2010. Remittances and temporary migration. *J. Dev. Econ.* 92(1), 62-70.
- Fields, G., 2003. Accounting for income inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the United States. *Res. Labor Econ.* 22, 1-38.
- Grant, A.M., 2008. The significance of task significance: job performance effects, relational mechanisms, and boundary conditions. *J. Appl. Psychol.* 93(1), 108-124.
- Hall, P.A., Soskice, D., 2001. An introduction to varieties of capitalism. In: Hall, P.A., Soskice, D. (Eds.), *Varieties of Capitalism; The Institutional Foundations of Comparative Advantage*. Oxford University Press, pp. 1-68.
- Hamaguchi, K., 2013. Wakamono to Rodo: 'Nyusha' No Shikumi kara Tokihogusu [Young People and Labor: Untangling from the Mechanism of "Joining a Company"]. *Chuo Koron Shinsha*.
- Hauret, L., Williams, D.R., 2017. Cross-national analysis of gender differences in job satisfaction. *Ind. Relat. (Berkeley)* 56(2), 203-235.
- Hofstede, G., Hofstede, G.J., Minkov, M., 2010. *Cultures and Organizations: Software of the Mind*, 3rd ed. McGraw-Hill.
- Holland, J.L., 1997. *Making Vocational Choices: A Theory of Vocational Personalities and Work Environments*, 3rd ed. Psychological Assessment Resources, Odessa, FL.
- Israeli, O., 2007. A Shapley-based Decomposition of the r-square of a linear regression. *J. Econ. Inequal.* 5(2), 199-212.
- Iwata, N., Roberts, C.R., Kawakami, N., 1995. Japan-U.S. comparison of responses to depression scale items among adult workers. *Psychiatry Res.* 58(3), 237-245.
- Jackson, S.L., 2016. *Research Methods and Statistics: A Critical Thinking Approach*, 5th ed. Cengage Learning.
- Jann, B., 2008. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *Stata J.* 8(4), 453-479.

- Krapp, A., 2005. Basic needs and the development of interest and intrinsic motivational orientations. *Learn. Instr.* 15(5), 381-395.
- Krapp, A., Hidi, S., Ann Renninger, K., 1992. Interest, learning, and development. In: Renninger, K.A., Hidi, S., Krapp, A. (Eds.), *The Role of Interest in Learning and Development*. Erlbaum, pp. 3-25.
- Krekel, C., Ward, G., De Neve, J.E., 2019. What makes for a good job? Evidence using subjective wellbeing data. In: Rojas, M. (Ed.), *The Economics of Happiness*. Springer, pp. 241-268.
- Lincoln, J.R., Hanada, M., McBride, K., 1986. Organizational structures in Japanese and U.S. manufacturing. *Adm. Sci. Q.* 31(3), 338-364.
- Meyer, E., 2016. *The Culture Map: Decoding How People Think, Lead, and Get Things Done Across Cultures*. Public Affairs.
- Nikolova, M., Cnossen, F., 2020. What makes work meaningful and why economists should care about it. *Labour Econ.* 65. doi: 10.1016/j.labeco.2020.101847.
- Nye, C.D., Bhatia, S., Prasad, J.J., 2019. Vocational interests and work outcomes. In: Nye, C.D., Rounds, J. (Eds.), *Vocational Interests in the Workplace: Rethinking Behavior At Work*. Routledge, pp. 97-128.
- Oaxaca, R., 1973. Male-female wage differentials in urban labor markets. *Int. Econ. Rev. (Phila.)* 14(3), 693-709.
- OECD, 2021. *OECD Skills Outlook 2021: Learning for Life*. OECD Publishing doi: 10.1787/0ae365b4-en.
- O’Keefe, P.A., Harackiewicz, J.M., 2017. *The Science of Interest*. Springer.
- O’Keefe, P.A., Horberg, E.J., Plante, I., 2017. The multifaceted role of interest in motivation and engagement. In: O’Keefe, P.A., Harackiewicz, J.M. (Eds.), *The Science of Interest*. Springer, pp. 49-67.
- Powers, D.A., Yoshioka, H., Yun, M.S., 2011. mvdcmp: multivariate decomposition for nonlinear response models. *Stata J.* 11(4), 556-576.
- Renninger, K.A., Hidi, S.E., 2011. Revisiting the conceptualization, measurement, and generation of interest. *Educ. Psychol.* 46(3), 168-184.
- Renninger, K.A., Hidi, S.E., 2016. *The Power of Interest for Motivation and Engagement*. Routledge.
- Renninger, K.A., Hidi, S.E., 2019a. Interest Development as a dynamic process in the workplace. In: Nye, C.D., Rounds, J. (Eds.), *Vocational Interests in the Workplace: Rethinking Behavior At Work*. Routledge, pp. 39-58.
- Renninger, K.A., Hidi, S.E., 2019b. 「助け合う雰囲気」ing the development of interest in the workplace. In: Oswald, F.L., Behrend, T.S., Foster, L.L. (Eds.), *Workforce Readiness and the Future of Work*. Routledge, pp. 19-34.
- Roodman, D., 2009. How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata J.* 9(1), 86-136.
- Roodman, D., MacKinnon, J.G., Nielsen, M.Ø., and Webb, M.D., 2018. “Fast and Wild: bootstrap Inference in Stata Using boottest.” Queen’s Economics Department Working Paper No. 1406.
- Ryan, R.M., Deci, E.L., 2018. *Self-Determination Theory: Basic Psychological Needs in Motivation, Development, and Wellness*. Guilford Press, New York.
- Shimazu, A., Schaufeli, W.B., Miyanaka, D., Iwata, N., 2010. Why Japanese workers show low work engagement: an item response theory analysis of the utrecht work engagement scale. *Biopsychosoc. Med.* 2010, 4-17.
- Shorrocks, A.F., 2013. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. *J. Econ. Inequal.* 11(1), 99-126.
- Sousa-Poza, A., Sousa-Poza, A.A., 2000. Well-being at work: a cross-national analysis of the levels and determinants of job satisfaction. *J. Socio Econ.* 29(6), 517-538.
- Thoman, D.B., Sansone, C., Geerling, D., 2017. The Dynamic nature of interest: embedding interest within self-regulation. In: O’Keefe, P.A., Harackiewicz, J.M. (Eds.), *The Science of Interest*. Springer, pp. 27-47.
- Tsuru, K., 2017. Reforming the regular employment system: toward a new norm of job-specific employment contracts. *Soc. Sci. Jpn. J.* 20(1), 59-72.
- Weiss, H.M., Merio, K.L., 2015. Job satisfaction. In: Wright, J.D. (Ed.), *International Encyclopedia of the Social*

- & Behavioral Sciences. Elsevier, pp. 833-838 Volume 12.
- Windmeijer, F., 2005. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *J. Econ.* 126(1), 25-51.
- Wille, B., De Fruyt, F., 2019. Development of Vocational Interests in Adulthood. In: Nye, C.D., Rounds, J. (Eds.), *Vocational Interests in the Workplace: Rethinking Behavior At Work*. Routledge, pp. 251-279.
- Yun, M.S., 2004. Decomposing differences in the first moment. *Econ. Lett.* 82(2), 275-280.
- Zhang, X., Kaiser, M., Nie, P., Sousa-Poza, A., 2019. Why are chinese workers so unhappy? a comparative cross-national analysis of job satisfaction, job expectations, and job attributes. *PLoS One* 14(9), e0222715. doi: 10.1371/journal.pone.0222715.