



RIETI Discussion Paper Series 11-J-055

## 派遣労働は正社員への踏み石か、 それとも不安定雇用への入り口か

奥平 寛子  
岡山大学

大竹 文雄  
大阪大学

久米 功一  
名古屋商科大学

鶴 光太郎  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所  
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## 派遣労働は正社員への踏み石か、 それとも不安定雇用への入り口か<sup>1</sup>

奥平寛子（岡山大学）

大竹文雄（大阪大学）

久米功一（名古屋商科大学）

鶴光太郎（経済産業研究所）

### 要 旨

労働者派遣法の改正が検討される中、派遣労働を通じた就労が労働者のその後の厚生に与える影響について十分な検証がなされていない。本稿の目的は、派遣労働を通じて就労することが労働者のその後の正社員就労状況や賃金率に与える影響について実証的に明らかにすることにある。本稿の結果によると、以下の2点が明らかにされた。第一に、派遣労働を通じて働くことは、失業状態であることと比べてその後の賃金率が有意に高くなる。第二に、派遣労働を通じて働くことは、パート・アルバイトを通じて働くことと比べてその後の正社員就業率が低くなる可能性を否定できない。つまり、派遣労働は少なくとも短期的には金銭的な貧困対策として機能してきた一方、正社員就業を希望する労働者の「踏み石」としての機能を果たしてこなかった。

キーワード：労働経済、労働政策一般、労働法一般

JEL classification：J13、J21、J81

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

## 1 はじめに

<sup>1</sup> 本稿の作成にあたって、大湾秀雄教授（東京大学）、小島典明教授（大阪大学）、山口一男教授（シカゴ大学）、若杉隆平教授（京都大学）から貴重なコメントを頂いた。また、独立行政法人経済産業研究所「労働市場制度改革研究会」ワークショップ参加者の皆様、北海道大学における研究会参加者の皆様、東京大学・京都大学・岡山大学合同ワークショップ参加者の皆様との有益な議論も、本研究をよりよいものにする上で重要であった。安部由起子教授（北海道大学）からは本研究を進める上で貴重な支援を頂いた。ここに感謝の意を記したい。ただし、本稿における誤りは全て著者本人に帰するものである。

2010年4月に通常国会に提出された労働者派遣法の改正案には、これまでの派遣労働の在り方を大きく転換する内容が提示されている。これによると、登録型派遣の原則禁止（専門26業務を除く）、製造業派遣の原則禁止（常用型派遣を除く）、日雇い派遣の原則禁止などの事業規制の強化のほか、派遣労働者の無期雇用化や待遇を改善するための措置が示されている。改正の理由は、「派遣労働者の保護及び雇用の安定のための措置の充実を図るための抜本的な見直しが必要」というものであり、法律の名称にも「派遣労働者の保護」が明記されるという（174回常会閣法60号提出時法律案2010）。こうした改正案が提出された背景には、「派遣労働者が極めて不安定な雇用形態におかれて低賃金に苦しんでいる」（日本労働弁護団2010）という見方があると考えられる。特にリーマン・ショック以降、多くの派遣労働者が職を失った事実が「派遣切り」として連日メディアで取り上げられたことも、派遣労働に対する印象を悪化させてきた。

ところが、派遣労働の是非について労働者間で統一的な見解が存在するわけではない。図1は、「登録型派遣の原則禁止」に対する派遣労働者自身の認識を示したものである。この図は、鶴（2011）の図3を再掲したものである。これによると、登録型派遣の原則禁止について、「反対」と答える人が「賛成」と答える人を上回っており、少なくともこの調査で対象とされた派遣労働者が登録型派遣の禁止に対して否定的な見解を持っていることが分かる。登録型派遣の原則禁止が本来意図した目的を果たし、本当に自分自身の就労状況を改善するのか、派遣労働者自身もよく分かっていないのが実情である。

派遣労働を通じて働くことが労働者のその後の就労状況に与える影響については、経済理論の観点からも見方が分かれている。後に述べるように、派遣労働の効果は先験的には明らかではない要因によって規定されている部分が多いからだ。実際、これまでに欧米で蓄積されてきた実証研究によると、その両方の立場を支持する実証結果が混在して観察されてきた。

本稿の目的は、日本において派遣労働が労働者のその後の就労状況に与える影響を検証し、派遣労働をはじめとする有期雇用全体の在り方を議論するための事実整理を行うことにある。具体的には、2008年のリーマン・ショックの直後から半年ごとに実施されたアンケート調査のデータ（「派遣労働者の生活と求職行動に関するアンケート調査」独立行政法人経済産業研究所）を用いて、派遣労働を通じて就労することがその後の労働者の正社員への転換状況や賃金率にどのような影響を与えたのかを検証する。分析対象は、派遣労働の中でも原則禁止が改正案に盛り込まれていた「登録型派遣」や「日雇い派遣労働」である<sup>2</sup>。労働者派遣法の改正についての議論が活発に行われてきたにも関わらず、これまで日本では派遣労働の効果について実証的な検証が行われてこなかった。本稿は日本で初めてこの課題に直接的に取り組むものとして位置づけられる。

ただし、派遣労働に就くこと自体の効果を正確に抽出することは容易ではない。なぜなら、仮に派遣労働に就く人の正社員転換する割合は高いという結果があったとしよう。その場合、派遣に就く人は元々正社員になるために必要な能力を持つ人が相対的に多いことが影響しているかもしれないからだ。このように、分析対象グループの個人（ここでは派遣労働者）に元々備わっている属性により特定の結果（ここでは正社員への転換）が起こりやすくなる現象はセルフ・セレクトションと呼ばれる。セルフ・セレクトションが深刻であれば、派遣労働者の正社員転換率が高いという結果は、派遣が労働者にもたらした効果というよりは、もともと正社員になれる資質を持つ労働者が派遣を選んだ効果を示すことになる。

図2は本稿の分析で用いる「派遣労働者の生活と求職行動に関するアンケート調査」（独立行政法人経済産業研究所）より作成した派遣労働の正社員転換についてパート・アルバイトと比較しているものである。これをみると逆に派遣労働者の方が低くなっている。し

---

<sup>2</sup> 174 回常会閣法 60 号提出時法律案で原則禁止が検討されているのは「日々または 2 カ月以内の期間を定めて雇用する労働者派遣」であるが、本稿の分析対象となる日雇い派遣は「1 か月未満の登録型派遣労働」である。分析対象に関する説明は 3 節を参考にされたい。

かし、両者のグループの正社員転換率を単純に比較するだけでは、この結果を派遣労働に就くこと自体の効果と考えることはできない。ここでもセルフ・セレクションの可能性を否定できないからだ。

このような問題がある時に望ましいのは、全く同じ人が全く同じ時期に仮に派遣労働に就かなかった場合に正社員となる確率を知ることである。同じ人について、派遣労働に就いた場合と派遣労働に就かなかった場合を比較することで、派遣労働に就くことだけで生じる効果を測定することができる。

しかし、現実には同じ人がそれ以外の雇用形態に就いた場合の結果を観察することは難しい。そこで、実際の実証分析で用いられる手法の 1 つは、分析対象である派遣のグループ(トリートメント・グループ)に対し能力等の個人属性が同じだけれども派遣についていない(例えばパート・アルバイトなどの職についている)別のグループ(コントロール・グループ)を作り、両者を比較する方法である。派遣またはパート・アルバイトに就いたという事実以外のあらゆる属性が同じか非常に近いならば、両者の正社員転換確率の差は派遣に就いたことそれ自体の効果ということができらるであろう。これが、本章で行う平均処置効果推定(Average Treatment effect on the Treated 処置者への平均処置効果)の基本概念である。

本稿の平均処置効果推定の結果より、以下の結論が得られた。第一に、派遣の方がパート・アルバイトよりも正社員になりにくい。具体的には、1 か月以上の派遣労働者として働いていた人と、同じ時期に 1 か月以上のパート・アルバイトを通じて働いていた人について、属性が近い人同士を比較すると、その半年後および 1 年半後に正社員に転換する確率は派遣労働者の方がパート・アルバイト労働者よりも低い。このことは、派遣経験を 1 か月未満の労働者に限っても同じで、彼らがその後に正社員となる確率はパート・アルバイト労働者と比べて低くなる。第二に、派遣労働者と失業者を比較すると 1 年後までは派遣労働者の方が賃金が高い。より正確には、1 か月以上の派遣労働者として働いていた人と同

じ時期に失業者であった人について属性が近い人同士を比較すると、その後の正社員への転換確率に有意な差はないが、1年後までの賃金は派遣労働者の方が失業者よりも有意に高くなる。1か月未満の派遣労働者として働いていた人も対象に同様の分析を行ったところ、その後少なくとも1年半までは失業者より1か月未満の派遣労働者の賃金率の方が有意に高い。

まとめると、派遣労働は少なくとも短期的には金銭的な貧困対策として機能してきた一方、正社員就業を希望する労働者にとっては正社員就労へ直接的あるいは間接的に結びつくようなステップ、つまり、「踏み石」としての機能を果たしてこなかった可能性が高い。失業よりも派遣労働の方が金銭面ではよりよい状態にあるという意味で派遣のメリットを考えると、登録型派遣の原則禁止など、派遣労働の存否自体を議論することは生産的ではない。むしろ、正社員就業を希望する派遣労働を含む非正規労働者が派遣やパートの仕事で正社員への「踏み石」とできるような補完的仕組みを整えることが優先されるべきである。

ただし、本稿の分析では平均処置効果推定の重要な前提が満たされていない可能性があることに注意する必要がある。平均処置効果推定は、派遣またはパート・アルバイトに就いたという事実以外のあらゆる属性が同じか非常に近いことを、正確な派遣の効果を測定するための前提としている。残念ながら、本稿の分析では「あらゆる属性」のうち、通常は観察されない属性やデータとして把握できないような属性についてまで十分に考慮されているわけではない。別の言い方をすれば、セルフ・セレクションの問題が完全に解決されたとは言えず、本稿の結果は予備的なものにとどまる。この点についてより正確なアプローチを採用しつつ派遣労働の効果を検証したのが Okudaira et al. (2011) である。そこでの分析結果は本稿の結論を大きく変えるものではないが、より正確かつ詳細な推定結果については Okudaira et al. (2011) を参照にされたい。

本稿は以下のように構成される。まず、2節で派遣労働の理論的效果について整理し、

先行研究で示された実証結果をまとめる。3節では、平均処置効果推定の方法と本稿で用いたデータについて説明する。4節では、平均処置効果推定の結果を示す。5節で結論を述べる。

## 2 先行研究

### 2 - 1 理論的背景

「派遣労働は正社員への踏み石となるか不安定雇用への入り口か」という疑問に対して、採用予定派遣のように派遣先での正社員就労と直接結び付くような制度を連想されることが多いかもしれない。しかし、派遣労働の効果は直接的な効果ばかりではない。派遣先で正社員として就職できない場合も、派遣を通じて働くこと自体がその労働者の将来の正社員就労の可能性を変化させるかもしれないからだ。

#### <派遣労働と人的資本の蓄積>

第一に、派遣労働は労働者の人的資本の形成に影響を与えることで、その後の正社員就労と関係する可能性がある。どの企業でも通用する一般技能と、その企業でしか役に立たない企業特殊技能の2種類に分けて考察してみよう<sup>3</sup>。

まず、一般技能はどの企業でも役に立つ技能なので、労働者は訓練費用を自ら負担するインセンティブを持つ。どの企業に派遣されるかに関わらず一般技能は役に立つからだ。一方、派遣労働者を雇う企業は、一般技能の訓練（一般訓練）の費用を労働者に代わって負担するインセンティブを持たない。そもそも派遣労働者は直接有期雇用と比べても同一企業で長く就業することは想定されておらず、その訓練投資は十分回収できないためだ。さらに、派遣の度に雇用契約を結ぶ登録型派遣の場合、派遣元企業も派遣先企業と同様に

---

<sup>3</sup> 詳細については、Borjas (2010) や大竹 (1998) などの労働経済学の入門書、および Becker (1964) を参照にされたい。

一般訓練の費用を負担するインセンティブはない<sup>4</sup>。したがって、直接有期雇用と比べて、派遣労働によって一般技能がより多く蓄積される理論的可能性を考えることはできない。

一方、いま働いている企業でしか役に立たない技能である企業特殊技能については、派遣労働者は必ずしも訓練費用を負担するインセンティブを持たない。派遣労働者は、一つの企業に定着するのではなく様々な企業を渡り歩くことを前提にしているからである。同様に企業側も企業特殊訓練の費用を負担するインセンティブをもたないのは明らかである。

派遣労働の中でも、専門 26 業務を除く登録型派遣は特に企業特殊訓練が少なくなると考えられる。専門 26 業務を除く登録型派遣は、派遣可能期間に上限が設けられているだけでなく、専門性を伴う業務には従事しないよう厳しく指導されている<sup>5</sup>。契約更新の可能性が低いと最初から認識されている場合、派遣労働者も派遣先企業も企業特殊訓練の費用を負担するインセンティブは小さくなる。一方、パート・アルバイト労働者は少なくとも名目上は契約更新回数に上限が設けられていないため、派遣労働者よりも契約更新の可能性が高いと認識するかもしれない。その場合、派遣労働と比べて企業特殊技能は蓄積されやすくなる。

まとめると、標準的な技能訓練モデルに従うならば、派遣を通じた就労で人的資本の形成が進むとすれば、( 1 ) 訓練費用の負担と成果を賃金制度に反映させることが出来る場合、( 2 ) ( 企業特殊技能については ) 契約更新の可能性が担保されている場合だと考えられる。専門 26 業務を除く登録型派遣のように契約更新の見込みが非常に低い場合、派遣を通じて就労することによって失業状態にいるよりは人的資本の蓄積は進むかもしれないが、パートやアルバイトなどの直接有期雇用よりも人的資本が蓄積される理論的な根拠は考えにくい。

---

<sup>4</sup> ただし、企業側または派遣元企業が労働者の能力を識別するために一般訓練の費用を負担する可能性もある ( Autor 2001 ほか )。次のセクション ( 派遣労働と情報の非対称性 ) での説明を参照されたい。

<sup>5</sup> 2010 年 2 月、厚生労働省は「専門 26 業務派遣適正化プラン」に基づいた行政指導を行うことを発表した。これは「派遣可能期間の制限を免れることを目的として、契約上は専門 26 業務と称しつつ、実体的には専門 26 業務の解釈を歪曲したり、拡大したりして、専門性がない専門 26 業務以外の業務を行っている事案」を取り締まるものである。 <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r985200000048f3.html>



### < 派遣労働と情報の非対称性 >

労働者を雇う時、企業はその労働者の能力が高いのか低いのかについて正確な情報を持たない。一方、派遣労働は労働者の能力に関する情報を引き出すことで、労働者の能力を選別する効果を持つかもしれない。例えば、能力の低い労働者にとっては失業状態のまま正社員としての就職先を探すよりも派遣労働者として働いた方が得になり、能力の高い労働者にとっては派遣を利用せずに失業状態のまま求職活動をした方が得になる状況であったとする。この場合、能力の低い労働者ばかりが派遣労働を利用することになり、派遣労働者として働いていることは企業に対して自分が「他に選択肢がない」(Ichino, Mealli and Nannicini 2008) 労働者であるという負のシグナルを与える。能力の低い労働者にとっては派遣労働が終わりのない不安定雇用への入り口となるかもしれない。

一方、逆のケースとして、能力の高い労働者にとって派遣労働を利用することが得になる場合を考えることもできる。その一例として、派遣会社が一般訓練を提供することによって労働者の能力をスクリーニングする機能を持つケース (Autor 2001) を考えることができる。Autor (2001)によると、能力の高い労働者ほど一般訓練を受けることの成果が大きく、得られた一般技能をもとに正社員として就業できる確率が高い場合、能力が十分に高い労働者だけが低賃金でも一般訓練を提供する派遣労働を選ぶことになる。この場合、能力の高い労働者にとっては一般訓練を提供する派遣会社を通じて就労することが良いシグナルとなるばかりでなく、一般技能も蓄積され、正社員就労につながる可能性が高い。

ただし、派遣を利用することの損得と労働者の能力との相関関係は先験的には明らかではない。そのため、派遣労働が能力の低い労働者を選別するのか、それとも能力の高い労働者を選別するのか、理論的には不明である。

労働市場における情報の非対称性は労働者の能力に関するものだけではない。労働者も企業に関する情報を十分に持たない。そのため、派遣会社は「潜在的に低賃金で働く労働

者に対して、より高い賃金を支払う企業へのアクセスを与える」(Anderson, Holzer and Lane 2010) ことで、労働者の効率的な求職活動を促す機能を持つかもしれない。自分の希望や技能に合った企業で働くことは、契約満了後に直接雇い入れられる可能性を高める。派遣労働に正の効果があるとする実証研究の多くは、派遣会社のこの職業紹介機能を重要な理論的根拠として挙げている(Kvasnicka 2010、Anderson, Holzer and Lane 2010 他)。ただし、少なくとも日本では、労働者にとって職業紹介機能は派遣会社だけでなくハローワークなどの公的または民間の職業仲介機関でも得られるものである。また、派遣会社がハローワークなどの他の職業紹介機関に比べて質の高い職業仲介機能を持つかどうかについては必ずしも理論的に自明ではない。

結局、経済理論の観点からは、派遣労働が正社員などの安定した雇用への踏み石となる可能性も、不安定雇用への入り口となる可能性も考えられ、理論的に明確な結論は出ない。実際、次節で説明するように欧米の実証研究でも両方の効果が観察されてきた。

## 2 - 2 派遣労働の効果に関する実証研究

1 節で説明したように、単純な記述統計の比較のみによって派遣労働の効果を検証することはできない。これまで派遣労働の効果に関して多くの実証研究が海外で行われてきたが、その効果の推定方法については主に2つのタイプに分けられる。

1 つ目の手法は、無作為に派遣労働またはパート・アルバイトを割り当てることで、派遣労働の効果のみを識別する方法である。無作為に選ばれているから、いずれかのグループに正社員になりやすい能力を持った人が集まりやすいというバイアスを避けることができる。この方法によって派遣労働の効果を識別したのが Autor and Houseman (2010) である。Autor and Houseman (2010) は、アメリカのデトロイトの Work First プログラムがプログラム対象者を斡旋業者にローテーション (= 無作為) で配置し、各斡旋業者によって派遣労働への割り当て率が異なる事実に着目した。彼らの分析の結果、派遣労働に割り当てられ

た人のその後の賃金率と雇用される確率は改善されないこと、その一方で直接雇用に割り当てられた人の賃金率と雇用される確率は上昇することが示された。

2つ目の手法は、本稿でも用いる平均処置効果推定によるもので、事後的に属性の近い派遣労働者とパート・アルバイト労働者をマッチングさせ、両者の間で正社員就業率に差があるかどうかを統計的に確認する方法である。平均処置効果推定を用いた派遣労働の実証研究は特にヨーロッパを中心に行われており、総じて Autor and Houseman (2010)とは異なる結果を得ている。例えば、Ichino, Mealli and Nannici (2008)は、イタリアにおける派遣労働の浸透時期が地域によって異なる事実を活用し、少なくともトスカーナ地方では安定した職についていない人と比べて派遣労働が労働者の雇用状況を改善することを示した。また、Kvasnicka (2009) は、ドイツの IAB Employment Sample のデータを用いてコントロールを失業者とした平均処置効果推定を行い、派遣労働は4年後の直接雇用率には影響を与えないが、派遣利用後の失業リスクを低下させ、何らかの雇用機会を与えることを示した。Heinrich et al. (2009) は、アメリカのミズーリ州で職業仲介サービス (employment exchange services) を利用した人のデータを用いて、派遣労働は正社員転換率や所得に長期的な負の影響を与えないことを示した。ただし、派遣労働産業にとどまる派遣労働者は他の産業に転職した派遣労働者と比較して、長期的な所得が低くなる。

Autor and Houseman (2010)のように無作為に派遣労働を割り当てる代わりに、平均処置効果推定では、条件付き独立仮定 (CIA ; Conditional Independence Assumption) が成立していることを前提として派遣の効果を識別している。条件付き独立仮定とは、観察可能な個人属性をコントロールしたとき、派遣労働者であるかどうかという確率と、その人がもともと正社員に成りやすかった確率が独立であるという仮定である。平均処置効果推定の基本概念は、派遣労働に就労したか、パート・アルバイトに就いたかという事実を除いて、他のあらゆる属性が同じもの同士を比較することにあつた。もしも条件付き独立仮定が満たされているならば、派遣労働を選択する人が持つ特定の傾向 (正社員になるための生まれ

つきの資質や能力など)についても似たもの同士を比較することになるので、セルフ・セレクションの問題は生じないことになる。

一般的に、条件付き独立仮定(CIA)の成立を担保するのは難しい。通常は観察されない個人属性やデータでは表現することのできない属性に基づいてセルフ・セレクションが生じる可能性を完全には否定できないからだ。そこで、多くの研究によって条件付き独立仮定(CIA)の成立を担保するためのアプローチが提案されてきた。例えば、上にあげた Ichino, Mealli and Nannici (2008)は、正社員化に影響を与えるが観察されない派遣社員の属性を様々な仮定のもとでシミュレーションによって作成した上で、派遣労働者になる確率を推定し、どのような観察されない属性を考慮した場合に平均処置効果推定の結果が変わり得るのかを確認した。本稿では、条件付き独立仮定の成立については詳細に検討せず、基礎的な平均処置効果推定の結果を示すにとどまるが、Okudaira et al. (2011) は Ichino, Mealli and Nannicini (2008)の手法を応用することで派遣労働の効果をより正確に検出している。詳しくは Okudaira et al. (2011) を参照にされたい。

最後に日本国内のデータを用いた関連研究についてまとめておきたい。著者の知る限り、日本で派遣労働の踏み石効果を直接的に分析した実証研究は存在せず、本研究は日本で初めてこの効果の推定を試みるものと位置づけられる。Esteban-Pretel, Nakajima, and Tanaka (2009)は、「就業構造基本調査」の若年男性のデータを用いて、非正規労働が全体として正社員への踏み石となっているかどうかを構造推定によって分析したが、派遣労働とパート・アルバイトの区別はされていない<sup>6</sup>。玄田(2008)は、「就業構造基本統計調査」(総務省)の個票データのうち、前職が非正規雇用であった離職者のみを対象として非正規から正規社員への移行の決定要因を分析し、前職が派遣社員であった離職者は前職がアルバイトであった離職者よりも正社員となる確率が有意に低いことを示した。ただし、玄田(2008)

---

<sup>6</sup> 彼らの分析の結果、当初は非正規労働者よりも失業者の方が正社員への転換率は高いが、その差は時間が経つにつれて消えることが分かった。そのため、非正規労働は全体としてみると踏み石でも行き止まりでもない結論されている(Esteban-Pretel, Nakajima and Tanaka 2009)。

の分析対象には調査前年に離職しなかった非正規労働者は含まれていない。識別に用いた変動は「派遣労働者全体の中での正社員移行状況」ではなく「離職した派遣労働者の中での正社員移行状況」であり、様々な理由で離職した労働者を全て含めた推定であることから、欧米の実証研究が扱ってきた意味での派遣の踏み石効果が推定されているわけではない<sup>7</sup>。中村(2010)は、ある派遣大手 A 社に登録された派遣労働者の個票データを用いて再派遣確率の要因分析を行っているが、正社員への移行については分析されていない。

### 3 データと推定方法

#### 3 - 1 推定の方法

以下では、本稿で用いる平均処置効果推定の方法について説明する<sup>8</sup>。まず、ある時点で分析対象のグループ(ここでは派遣労働)に従事していれば 1、従事していなければ 0 を取るダミー変数をトリートメント(T)として定義する。つまり、派遣労働のグループがトリートメント・グループになる。一方、T=0 であるグループは、派遣労働者の比較対象となるコントロール・グループに属することを意味し、以下の 3 - 3 節で詳しく説明するように本稿では失業者やパート・アルバイト者であることを示している。さらに、 $Y_0$  を仮に T=0 である場合の潜在的な結果(ここでは派遣社員になった人が仮に派遣社員ではなく比較対象グループに入った時の正社員への転換)、 $Y_1$  を仮に T=1 である場合の潜在的な結果として、それぞれ定義する。サンプルに含まれる個人が T=0 と T=1 の両方を同時に割り当てられることはないので、実際に観察される結果は $Y_0$  または $Y_1$  のいずれか片方のみである。ただし、本章で比較したいのは、実際に観察された結果と、その同一の個人についての実際には実現されなかった方の潜在的な結果である。つまり、以下の平均処置効果を推定したい。

<sup>7</sup> 玄田(2008)は同一企業内における継続就業経験と正社員化の関係に主眼があり、そもそも派遣労働の踏み石効果の推定を目的としているわけではない。

<sup>8</sup> この節の説明は、Cameron and Trivedi(2005)および Ichino, Mealli and Nannicini(2008)に基づいている。

$$E(Y_1 - Y_0 | T = 1) \quad (1)$$

ここで、派遣のグループに入ることや潜在的な結果、つまり、正社員への転換に影響を与え得る個人の属性を  $W$  と定義する。いま、以下の2つの仮定を置くことで、観察されるデータから (1) 式を識別することが可能である (Rosenbaum and Rubin 1983)。

$$Y_0 \perp T | W \quad (2)$$

$$\Pr(T = 1 | W) < 1 \quad (3)$$

(2)の条件は平均処置効果推定において条件付き独立仮定と呼ばれる仮定であり、属性  $W$  を所与とした時に潜在的な結果  $Y_0$  が派遣のグループに入ることと相関しないことを意味している。また、(3)の条件はコモンサポートと呼ばれる仮定であり、派遣(トリートメント・グループ)に属する個人全てに対して、同じ属性  $W$  を持つ者で構成されるコントロール・グループが存在することを意味している。これら2つの仮定が成り立つ時、(1)式の平均処置効果を以下のように書き換えることができる。

$$\begin{aligned} E(Y_1 - Y_0 | T = 1) &= E(E(Y_1 - Y_0 | T = 1, W)) \\ &= E(E(Y_1 | T = 1, W) - E(Y_0 | T = 0, W) | T = 1) \end{aligned} \quad (3)$$

つまり、条件付き独立仮定を置くことによって、個人属性  $W$  を所与としたときに、実際には観察されなかった潜在的な結果  $Y_0$  を観察される比較対象グループの結果で置き換えて推定することが可能となる。

本来ならば、条件付き独立仮定の下、年齢、学歴、家族構成、職歴の全てが完全に一致する分析対象であるトリートメント・グループ(派遣)と比較対象であるコントロール・グループの結果を比較することが望ましい。ただし、連続変数を含めた個人属性による区

分があまりに細かすぎると、派遣労働者の比較対象となる者が存在しなかったり、コントロール・グループの選択によって結果が大きく変動する可能性がある。そこで、トリートメント・グループに入る（派遣労働に就く）確率  $p(W) = p(T = 1 | W)$  をプロペンシティブ・スコアとして推定し、このプロペンシティブ・スコアに近い派遣労働者とその比較対象者を比較する。

$$\begin{aligned}\tau &\equiv E(Y_1 - Y_0 | T = 1) = E(E(Y_1 - Y_0 | p(W), T = 1)) \\ &= E(E(Y_1 | p(W), T = 1) - E(Y_0 | p(W), T = 0) | T = 1)\end{aligned}\quad (4)$$

本稿の推定では、次の節で説明する表 3 で示される先決属性を説明変数  $W$  としてプロペンシティブ・スコア（派遣労働として働く確率）の推定を行う。さらに、推定されたプロペンシティブ・スコアをもとに、各派遣労働者について最もプロペンシティブ・スコアの近い比較対象者（派遣になる確率が近いもの）を割り当てる nearest-neighbor アルゴリズムという手法を用いる。

### 3 - 2 分析に用いるデータ

本稿の分析では、（独）経済産業研究所が行った「派遣労働者の生活と求職行動に関するアンケート調査（以後、派遣労働者アンケート調査）」のデータを用いる。この調査は、派遣やパート・アルバイトを含む非正規労働者や失業者を対象にインターネットを通じて行われたものである。2009 年 1 月の本調査（第 1 回調査）を経て、2009 年 7 月（第 2 回調査）、2010 年 1 月（第 3 回調査）、2010 年 7 月（第 4 回調査）の計 3 回の追跡調査が行われている。全ての調査で就業状態などの個人属性の変化をたずねているほか、本調査（第 1 回調査）では時間選好率などの選好パラメーター、世帯属性、経済的剥奪度などを把握するための詳細な項目が多数設定されている<sup>9</sup>。回収率は 55～73% であり、毎回の回答者数は

<sup>9</sup> アンケート調査の詳細については、鶴(2011)および大竹・奥平・久米・鶴 RIETI Discussion Paper Series

約 1000～2000 人程度である。回答者は 18 歳以上に限定されている。

本稿の分析に際して、インターネット調査のデータを用いることには、いくつかの利点がある。第一に、日本の労働者全体に占める派遣労働者の割合が高くない中で、「派遣労働者アンケート調査」には本稿の分析に必要なサイズの派遣労働者の標本が集められている。つまり、母集団の労働者全体を対象に無作為に標本を抽出する場合と比べて、インターネットを通じて本調査実施の直前にスクリーニング調査を行うことにより、不安定な雇用形態に就く人々をより効率的かつ集中的に抽出している。また、従来の派遣労働者を対象とした調査は、事業所や派遣会社を通じて派遣労働者本人に調査票を配布する方法が主流だが<sup>10</sup>、「派遣労働者アンケート調査」は労働者本人に直接アクセスして調査を行っており、派遣先企業の属性に基づいた抽出がされていない点で、広範囲の派遣労働者をカバーした標本と言える。

第二に、「派遣労働者アンケート調査」では、派遣労働者グループとその比較対象となるコントロール・グループに対して、同時期に全く同一の調査票を用いて調査がなされている。Heckman, Ichimura and Todd (1997) は、職業訓練の社会実験データと非実験データを用いて、トリートメントとコントロールの比較可能性がマッチング推定のバイアスを減らす上で重要であることを示し、そのためにトリートメントとコントロールの両方に対して同一の調査票を用いるべきと主張する。通常、平均処置効果推定の枠組みではトリートメン

---

11-J-050 でも詳しく説明されている。調査結果の概要および報告書は経済産業研究所 HP にて閲覧可能である。

(2009 年 1 月 第 1 回調査) [http://www.rieti.go.jp/projects/research\\_activity/temporary-worker/01.html](http://www.rieti.go.jp/projects/research_activity/temporary-worker/01.html)

(2009 年 7 月 第 2 回調査) [http://www.rieti.go.jp/projects/research\\_activity/temporary-worker/02.html](http://www.rieti.go.jp/projects/research_activity/temporary-worker/02.html)

(2010 年 1 月 第 3 回調査) [http://www.rieti.go.jp/projects/research\\_activity/temporary-worker/03.html](http://www.rieti.go.jp/projects/research_activity/temporary-worker/03.html)

(2010 年 7 月 第 4 回調査) [http://www.rieti.go.jp/projects/research\\_activity/temporary-worker/04.html](http://www.rieti.go.jp/projects/research_activity/temporary-worker/04.html)

<sup>10</sup> 例えば、平成 19 年に実施された「日雇い派遣労働者の実態に関する調査」は、東京・大阪労働局管内において、日雇い派遣等の短期派遣を取り扱っていると考えられる派遣元事業主のうち、調査協力に応じる見込みが高い事業主を通じて配布および回収がされている。「派遣労働者実態調査」(厚生労働省、平成 20 年)は「事業所企業統計調査」(総務省)の対象となった常用労働者を 30 人以上雇用している民営事業所から抽出された事業所を通じて調査票が配布されている。平成 22 年に東京大学社会科学研究所が行った「請負社員・派遣社員の働き方とキャリアに関するアンケート調査」でも、日本生産技能労務協会の会員企業を通じて、工場で生産業務に従事している請負社員・派遣社員に調査票が配布されている。



トとコントロールが別々のデータによって収集されることが少なくない<sup>11</sup>。本稿はインターネット調査会社の保有する幅広い属性の回答者プールを活用することで、この問題を回避した。

一方、インターネット調査を用いることには、いくつかの留意点もある。第一に、日本全体の不安定雇用に従事する労働者の母集団と「派遣労働者アンケート調査」という標本の性質には違いがあることに注意する必要がある。表1は、「派遣労働者アンケート調査」の派遣労働者データを日本の派遣労働者に関する代表的な政府統計の記述統計と比較している。この表より、本稿で用いる派遣労働者のデータは(1)学歴が相対的に高い、(2)女性比率が相対的に高い、(3)特に1か月未満の派遣労働者に関して年齢が相対的に高い、という性質を持つことが分かる。本稿の推定結果を解釈する際には、「派遣労働者アンケート調査」のこれらの特徴を考慮に入れる必要がある。

二点目の留意点は、「派遣労働者アンケート」が事前にスクリーニング調査を行っていることと関係する。「派遣労働者アンケート」では一定数の派遣労働者、日雇い労働者、直接雇用労働者(パート・アルバイト)を確保するために、雇用形態グループごとの層化抽出が行われている。調査の設計上、各グループで一定数の回答者を確保することが優先されているため、抽出されるグループの比率は母集団の比率と一致しない。この場合に問題となる可能性があるのがプロペンシティ・スコア( $p(W) = p(T=1|W)$ )の推定である。例えば、失業者と派遣労働者のように異なるグループのデータをプールして派遣労働に従事する確率を推定しても、被説明変数が内生的に決められているため、推定されたプロペンシティ・スコア自体は一致性を持たないという問題が生じてしまう。ただし、Heckman and Todd (2009) は、母集団のグループ比率が知られていなくても、サンプルデータでのトリートメントを受けるオッズ(確率の比)の推定値は母集団から計算した真のプロペンシティ・

---

<sup>11</sup> 例えば、Ichino, Mealli and Nannicini (2008) は、トリートメントである派遣労働者を派遣会社から提供されたデータによって、コントロールである安定した職業に就かない人々については電話調査によるデータによって収集している。

スコアのオッズと単調な関係にあるため、本稿のような層化抽出サンプルにおいてもプロペンシティ・スコアに基づくマッチング推定が可能であることを示している。そこで、本稿の分析では Heckman and Todd (2009) に従い、観測値をマッチングさせる際にはプロペンシティ・スコアのオッズ（対数値）を用いる。

### 3 - 3 トリートメントとコントロール

本稿の分析対象として、まず、全体のサンプルを「第 1 回調査において正社員就業を希望している観測値」に限定した<sup>12</sup>。その上で、第 1 回調査の「先月 1 か月（2008 年 12 月）の主な就業形態」によってトリートメント・グループとコントロール・グループを設定し、各グループの半年～1 年半後の就業状況を平均処置推定によって比較する。まず、2008 年 12 月の主な就業形態が 1 か月以上の派遣労働者である人を、2008 年 12 月時点で「派遣」というトリートメントを受けていたと考え、トリートメント・グループに分類する。

#### T1 「派遣労働者（1 か月以上）」

ただし、T1 に属する派遣労働者は、2008 年 12 月の主な就業形態が「派遣労働者（1 か月以上の有期雇用が中心）」と回答した人のうち、派遣形態を「派遣会社に登録をしており、派遣の度に派遣期間だけの労働契約を結んでいる」または「分からない」と回答した人に限定した。そのため、常用型の派遣労働者は含まれておらず、登録型派遣に限定した派遣労働の効果を検証することになる。

1 か月以上の派遣労働というトリートメントに対し、その比較対象となるコントロールとして以下の 2 種類を設定する。

---

<sup>12</sup> 「今後、正社員として働くことを希望していますか」（第 1 回調査）で「はい」を選択した回答者。

## C1 「失業者」

### C2 「パート・アルバイト労働者（1か月以上）」

C1の「失業者」は、2008年12月の主な就業形態が「無業（仕事を探している）」であると回答した人を示している。C2の「パート・アルバイト労働者（1か月以上）」は、2008年12月の主な就業形態が「派遣以外のアルバイト・パート（1か月以上の有期雇用が中心）」または「派遣以外のアルバイト・パート（雇用期間の定めなし）」のいずれかを回答した人を示している。

追加的な分析として、日本で短期の派遣労働が認められている事実に着目し、1か月未満の派遣労働をトリートメントとした場合についても、C1失業者およびC2パート・アルバイト（1か月以上）のそれぞれと比較して平均処置効果推定を行う。

### T2 「派遣労働者（1か月未満）」

なお、「派遣労働者アンケート調査」は18歳以上の男女を対象に行われており、2008年12月（第1回調査の前月）の主な就業形態について「正社員」「無業（仕事を探していない）」「家事手伝い」「主婦または主婦（仕事を探している）」「主婦または主夫（仕事を探していない）」「学生」「引退・退職」のいずれかを選択した回答者は、そもそも調査票の送付対象となっていない。そのため、上記のトリートメントまたはコントロールには、副業として派遣労働やパート・アルバイトなどのパート・アルバイトを行うサンプルが含まれていない。

本稿では、これらのトリートメントとコントロールについて、その後の正社員への転換状況と賃金率をアウトカムとして比較する。具体的には、2008年12月（第1回調査の前月）から半年後（第2回調査）、1年後（第3回調査）、1年半後（第4回調査）の3時点そ

れぞれにおいて、(1) 主な就業形態が「正社員」と回答した人を1とするダミー変数と、(2) 時間当たり賃金率、の2点を比較する<sup>13</sup>。表2に、T1、T2、C1、C2のそれぞれのグループについて、アウトカム変数の記述統計をまとめたものを示している。この表より、調査開始から1年半後の第4回調査時点には、どのグループにおいても、この調査に回答した人の1割以上が正社員として就業していることが分かる。

最後に、上記のトリートメントとコントロールの設定の方法について、注意点を述べておきたい。第一に、トリートメントもコントロールも、勤務開始時期が統一されているわけではない点に注意が必要である。2008年12月時点での就業状態によってグループの設定を行っているため、実際にトリートメントが課される時期は個人によって異なる。本稿で用いる「派遣労働者アンケート調査」には、2008年12月時点の主な勤務先での勤務開始時期や契約期間に関する情報も収録されているため、勤務開始時期を統一したトリートメントやコントロールの設定をすることは可能ではある。ただし、サンプル・サイズが非常に小さくなることに加えて、表2の下から4行目で示すように次の契約更新までの月数の平均値は半年以内である。半年後・1年後・1年半後の就労状況を分析する本稿の推定結果には大きな影響がないと考え、本稿では勤務開始時期を統一せずに分析を行う。

第二に、推定方法の節でも説明したように、正確な平均処置効果推定量を得るためには条件付き独立仮定が前提として成立している必要がある。仮に上記のトリートメントとコントロールの設定について条件付き独立仮定が成立しているとすれば、観察される属性を所与として、トリートメント・グループに属する人々は2008年12月時点で偶然に派遣労働を割り当てられた人々であり、コントロール・グループに属する人々は2008年12月時点で偶然に派遣労働を割り当てられなかった人々ということになる。したがって、条件付き独立仮定が成立している場合、本研究の平均処置効果推定値は派遣労働へのセルフ・セレクションの影響を取り除いた派遣労働の純粋な効果を示すことになる。ただし、残念な

---

<sup>13</sup> 時間当たり賃金率は、以下によって算出した：時間当たり賃金率 = 月収 × 10000 / (月労働日数 × 一日当たりの労働時間)。測定誤差が含まれる可能性に注意されたい。極値は欠値として処理した。

がら「派遣労働者アンケート調査」への回答に基づいた上記のようなトリートメントの設定について、実際に条件付き独立仮定が成立しているという保証はない。以下で示す平均処置効果の基本推定の結果から得られる結論は Okudaira et al. (2011) で得られる結論と大きく変わらないが、条件付き独立仮定に対してより正確な推定結果については Okudaira et al. (2011) を参照にされたい。

#### 4 基本推定の結果

前述のように、プロペンシティ・スコアの推定に際しては、(1) バランス特性を満たすこと、(2) 説明変数  $W$  は先決変数であること、(3) モデルの説明力があること<sup>14</sup>、の3点を総合的に判断して特定化を行った。バランス特性とは、同じプロペンシティ・スコアをもった労働者は、派遣であろうと無かろうと、同じような個人属性をもっているという特性である。例えば、派遣になる確率が65%の労働者を選んできた場合に、派遣労働者とそうでない労働者で学歴分布を調べてみると同じようになっているという特性である。具体的に推定に用いた説明変数の記述統計を表3の先決属性の欄に示している。コントロールについては、プロペンシティ・スコアの推定の際に用いたサンプル(All Controls)と、実際に平均処置効果推定で派遣労働者の比較対象となったサンプル(Matched Controls)の2種類に分けて示した。

プロペンシティ・スコア推定の一例として、付録表1に第4回調査時点でT1とC1の正社員転換状況を比較する平均処置効果推定におけるプロペンシティ・スコアの推定結果を示した。ただし、本稿で用いるデータが層化抽出されていることから、プロペンシティ・スコアの推定自体には一貫性がなく、マッチングの際にはプロペンシティ・スコアのオッズ(対数値)が用いられていることに注意されたい<sup>15</sup>。付録図1にプロペンシティ・スコア

<sup>14</sup> モデルの説明力は McFadden's adjusted R-squared によって判断した。

<sup>15</sup> なお、通常のプロペンシティ・スコアを用いた平均処置効果推定も行ったが、推定結果はほとんど変わ

のオッズ(対数値)のヒストグラムを、付録図2にはプロペンシティ・スコアのオッズ(対数値)と賃金率(第4回調査)の散布図をそれぞれ示している。この図の点線内が両者グループの分布が重なっている範囲(コモン・サポート)を示しており、マッチングはコモン・サポート内に入る観測値に限定して行われた。以下の平均処置効果推定では、比較するトリートメントやコントロールの組み合わせ、対象時期(時点)、被説明変数(賃金率、正社員転換率)について、様々な組み合わせで推定を行っているが、組み合わせによってサンプルが異なるため、それぞれの場合について個別にプロペンシティ・スコアの推定を行い、平均処置効果の推定値を得ている<sup>16</sup>。

1か月以上の派遣労働者をトリートメントとした場合(T1)の平均処置効果推定の結果を表4に示した。まず、失業者(C1)との比較について、1行目の第4回調査における正社員就業の平均処置効果推定の結果を見てみると、推定値が0.032で有意にゼロと異なる。つまり、2008年12月時点で1か月以上の派遣労働に従事していた人と失業していた人について、先決属性の近い人同士を比較すると、1年半後の2010年6月時点で正社員として就業している確率には統計的な差がないということになる。同様の分析を第3回調査時点(1年後)または第2回調査時点(半年後)についても行っているが、結果は変わらない。一方、賃金率に関しては異なる結果を得ている。第2回調査時点(半年後)および第3回調査時点(1年後)では、2008年12月時点で派遣労働に従事していた方が有意に高い賃金率が高くなる。ただし、この賃金率の差は時間が経つにつれて徐々に縮小し、第4回調査時点(1年半後)では有意な差がなくなる。

次に、パート・アルバイト(C2)と1か月以上の派遣労働者(T1)を比較する。正社員就業率について見てみると、第2回調査時点および第4回調査時点では有意に負の効果が推定されている。つまり、2008年12月時点で1か月以上の派遣労働に従事していた人とパート・

---

らなかった。

<sup>16</sup> 全ての推定において、バランス特性が満たされている。ただし、いくつかの推定については学歴ダミーの組み合わせを変更したり、子供の人数を示す変数を除いている。詳しい説明については、表4と表5の注釈で確認されたい。

アルバイトに従事していた人について、先決属性の近い人同士を比較すると、1年半後の2010年6月時点ではパート・アルバイトに就いていた人の正社員就業率がより高くなることを意味する<sup>17</sup>。賃金率については、失業者と比較する場合と異なり、全ての時点において、有意な差は観察されなかった。

表5は、表4と同様の分析を1か月未満の派遣労働者(T2)にトリートメントを変更して行った結果を示している。この結果より、2008年12月に失業者でいることと比較して、2008年12月時点で1か月未満の派遣労働に従事した方が、有意に第3回調査時点での正社員就労確率が低くなる一方、賃金率は全ての時点において有意に高くなる。ただし、賃金率の差は時間が経つにつれて縮小する。また、2008年12月にパート・アルバイトを通じて就労することと比較して、2008年12月時点で1か月未満の派遣労働を利用することは、第2回調査時点 または第4回調査時点での正社員就労確率が低くなる。賃金率については有意な差が観察されない。

上記の推定結果を要約すると、以下のようになる。1か月以上の派遣労働に従事することは、少なくとも短期的には失業者でいるより高い賃金率を得ることができるが、パート・アルバイトで就労する場合に比べて正社員への転換が進みにくい可能性がある。また、1か月未満の派遣労働については、少なくとも短期的には失業者でいるより高い賃金を得ることができるが、場合によってはパート・アルバイトよりも正社員への転換が進まない可能性がある<sup>18</sup>。

---

<sup>17</sup> 第3回調査時点(2009年12月)で効果が観察されないことについては、他の時点と第3回調査時点で回答者が同じではないこと、この間の経済情勢の変化など、考えられる要因は複数ある。

<sup>18</sup> 上記の平均処置効果推定値は必ずしも派遣労働の効果だけを示すわけではないことに注意されたい。平均処置効果推定値はコントロールとの比較であるため、派遣労働に加えて、失業すること又はパート・アルバイトを通じて就労することの効果も推定値に反映されている。たとえば、賃金率に関する失業者との比較では、1か月以上の派遣と1か月未満の派遣の両方について有意に正で、なおかつ時間を通じて縮小する効果が観察されたが、これは時間が経つにつれ、失業者の中で何らかの職に就く確率が高まるからだと考えられる。この場合、賃金率が縮小する効果は時間が経つにつれて失業者グループの性質が変化する効果を示すことになる。

## 5 まとめ

本稿では、派遣労働に就くことが労働者のその後の厚生にどのような影響を与えるのかについて、2008年のリーマンショックの直後から半年おきに実施されたアンケート調査を用いて分析を行った。推定の枠組みは、ヨーロッパを中心とした先行研究で用いられた手法を踏襲し、属性の近い者同士を組みわせてトリートメントの影響を計測する平均処置効果推定を採用した。本稿で示された基本推定の結果をまとめると、以下の点が明らかになった。第一に、1か月以上の派遣労働者として働いていた人と、同じ時期に1か月以上のパート・アルバイトを通じて働いていた人について、属性が近い人同士を比較すると、その半年後および1年半後に正社員に転換する確率は派遣労働者の方がパート・アルバイト労働者よりも低い。第二に、1か月以上の派遣労働者として働いていた人と同じ時期に失業者であった人について、属性が近い人同士を比較すると、その後の正社員への転換確率に有意な差はないが、1年後までの賃金は派遣労働者の方が失業者よりも有意に高くなる。第三に、1か月未満の派遣労働者として働いていた人も対象に同様の分析を行ったところ、その後少なくとも1年半までは失業者より1か月未満の派遣労働者の賃金率の方が有意に高い。最後に、1か月未満の派遣労働者がその後に正社員となる確率はパート・アルバイト労働者と比べて低くなる。推定結果をまとめると、派遣労働は失業状態にいるよりは短期的に金銭を得る手段となるが、パート・アルバイトと比較すると正社員になりにくい効果を持つ可能性を否定できない。ただし、本稿の推定結果から得られる結論は短期的かつ暫定的なものにとどまる。分析の期間が1年半という短い期間に限られることに加えて、平均処置効果推定の前提が完全には満たされていないという意味で、本稿の推定結果は予備段階のものである。より正確かつ詳細な推定による分析については Okudaira et al. (2011) を参照されたい。

ヨーロッパを中心に派遣労働がその後の就業状態によい影響を与えるという推定結果を



示した中で、本稿の推定結果はどちらかと言えばアメリカのミシガン州のデータを用いた Autor and Houseman (2010) の結果と整合的なものとなった。ただし、Autor and Houseman (2010)が Work First プログラムの参加者という比較的スキルレベルが低い労働者を対象にした分析であったのに対し、本稿の分析は新卒後に正社員として就業した経験のある人を含む労働者を対象としている。日本の政府統計が対象とする派遣労働者と比較しても、本稿の分析対象は平均的に学歴が高く、年齢が高く、女性が多いという特徴がある(表1)。本稿の分析結果により、スキルレベルが相対的に低い標本についても、ミシガン州で観察された派遣労働の効果と同様の効果が存在する可能性があることが示された。

ただし、この結果については、アメリカ、日本とヨーロッパとの間で、派遣、就中、有期雇用にかかわる法制度がかなり異なることも影響していることに留意する必要がある。ヨーロッパでは有期雇用であればいかなる形態でも契約更新の反復回数、上限期間が設定され、それを越えて雇うためには正社員化する必要がある(鶴(2011)参照)。一方、アメリカ、日本にはそのような有期雇用の「出口規制」は存在しない。日本では直接雇用の場合(契約社員、パート・アルバイトなど)契約更新が反復され、それが労使間で期待される状況においては、無期雇用と同じようにみなす解雇権濫用法理の類推適用が存在する。

企業が短期的な需要変動に対応するために労働者を雇用する場合には、最初から正社員化を望まないということも多い。その際、日本では直接雇用の非正社員として雇用すると、解雇権濫用法理の類推適用によって雇止めが困難になる可能性がある。このような場合、企業はパート・アルバイトといった非正規雇用よりも、解雇権濫用法理の類推適用の恐れが少ない派遣労働を最初から需要するというバイアスが生じやすい。これが本研究結果とヨーロッパとの比較において結果に影響している可能性もあろう。

多くの実証研究で派遣労働の効果が検証されてきたこと背景には90年代以降世界的に深刻となった労働市場の二極化問題がある。労働市場の二極化を解消するために派遣労働が非正規雇用から正規雇用への踏み石として機能することを期待する見方がある一方で、

派遣労働が終わりのない不安定雇用への入り口となって労働市場の二極化を逆に助長させてしまうという見方も存在する。派遣労働が本来どのような目的で整備されたにしろ、これらの見方のうち、現実の労働市場でどちらのケースが当てはまっているのかを検証することの政策的意義は大きい。もしも派遣労働が労働市場の二極化を助長しているのであれば、その理由を探り、派遣労働の機能を補完するような有期雇用法制の構築が必要であることを示すことができるからだ。本稿は、日本のアンケート調査データを用いて、初めて直接的にこの仮説の検証を試みたものと位置づけられる。

ただし、本稿の推定結果を政策的に解釈するには慎重になる必要がある。本稿の分析では派遣労働が正社員就労への負の効果をもたらすという結果が得られていたが、これは「登録型派遣は原則禁止されるべき」という主張をサポートするものではない。「派遣労働者アンケート調査」に含まれる1か月以上の派遣労働者のうち、6割近くの人が正社員就業を希望していない<sup>19</sup>。また、本稿の推定結果より、少なくとも短期的には派遣労働（特に日雇い派遣）が貧困対策として機能してきたことも示された。派遣労働は正社員就業を希望する労働者のニーズを満たさなかった一方で、少なくとも短期的に金銭を得る手段を提供することによって正社員就業を希望しない労働者の厚生を改善してきた可能性が高い。派遣労働自体の是非を議論することよりも、正社員就業を希望する非正規労働者が「踏み石」を踏めるような仕組みを議論することが優先されるべきである。

---

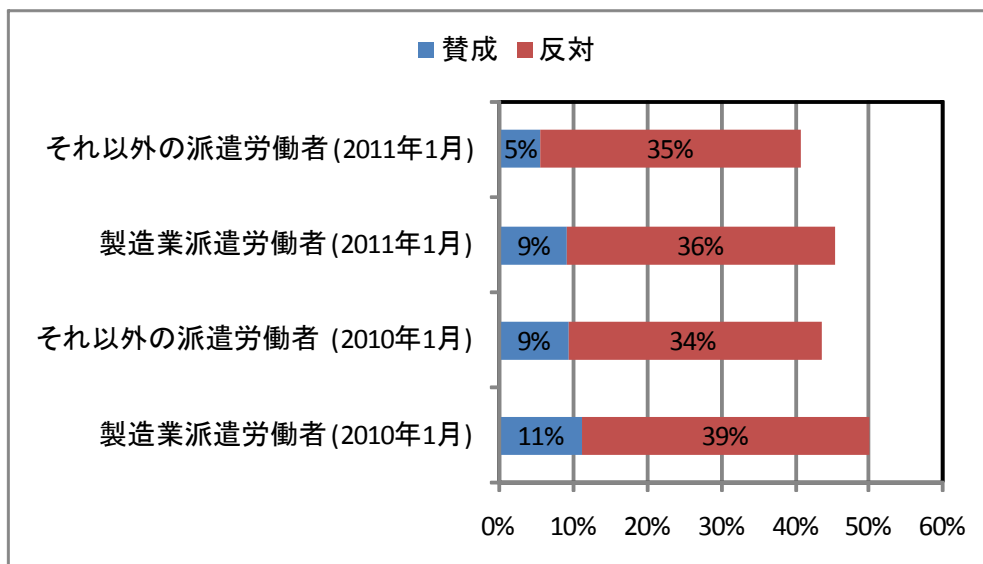
<sup>19</sup> 第1回調査の時点で正社員就業を希望していないと回答した派遣労働者の割合は、1か月以上派遣労働者で57.43%、1か月未満の派遣労働者で57.23%である。これらの正社員就業を希望しない労働者は本稿の分析対象から外している。

## 参考文献

- Altonji, Joseph, Elder, Todd, and Christopher Taber. 2005. Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of Catholic schools. *Journal of Political Economy* 113: 151-184.
- Andersson, Fredrik, Holzer, Harry, and Julia Lane 2009. Temporary Help Employment in Low-Wage Worker Advancement. *Studies for Labor Market Intermediation*, David Autor ed., 373-398, U. of Chicago Press.
- Autor, David, 2001. Why do Temporary Help Firms Provide Free General Skills Training? *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4):1409-1448.
- Autor, David, and Suzan Houseman. 2010. Do Temporary Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-Skilled Workers? Evidence from 'Work First'. *American Economic Journal: Applied Economics*, forthcoming.
- Becker, Gary, 1964. *Human Capital*. University of Chicago Press.
- Esteban-Pretel, Julen, Nakajima, Ryo, and Ryuichi Tanaka. 2009. Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation. *RIETI DP Series*: 09-E-002.
- Heckman, James, Ichimura, Hidehiko, and Petro Todd 1997. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies*, 64:605-654.
- Heckman, James, and Petro Todd. 2009. A Note on Adapting Propensity Score Matching and Selection Models to Choice Based Samples. *The Econometrics Journal*, 12:s230-s234.
- Heinrich, Carolyn, Mueser, Peter, and Kenneth Troske. 2009. The Role of Temporary Help Employment Low-Wage Worker Advancement. *Studies for Labor Market Intermediation*, D. Autor ed., 399-436, U. of Chicago Press.
- Ichino, Andrea, Mellani, Fabrizia, and Tommaso Nannicini 2008. From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What can we learn from matching estimators and their sensitivity? *Journal of Applied Economics* 23: 305-327.
- Kvasnicka, Michael 2009. Does Temporary Help Work Provide a Stepping Stone to Regular Employment? *Studies for Labor Market Intermediation*, D. Autor ed., 335-372, U. of Chicago Press.
- Okudaira, Hiroko, Ohtake, Fumio, Kume, Koichi, and Kotaro Tsuru. 2011. What does a dispatched work offer? Empirical suggestions from the Japanese survey. Mimeo.
- Rosenbaum, Paul, and Donald Rubin 1983. The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70, 41-55.

- 大竹文雄（1998）「労働経済学入門」日経文庫、1998年。
- 玄田有史（2008）「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」日本労働研究雑誌、No. 580, pp.61-77.
- 中村天江（2010）「登録型派遣労働者の再就業に関する実証分析」Works Review vol.5.
- 日本労働弁護団（2010）「臨時国会における労働者派遣法改正法案の成立を求める声明」2010年10月5日、<http://roudou-bengodan.org/proposal/detail/post-2.php>。
- 鶴光太郎（2011）「非正規雇用改革に向けた鳥瞰図 - 有期雇用改革を中心に」RIETI Discussion Paper Series 11-J-049.

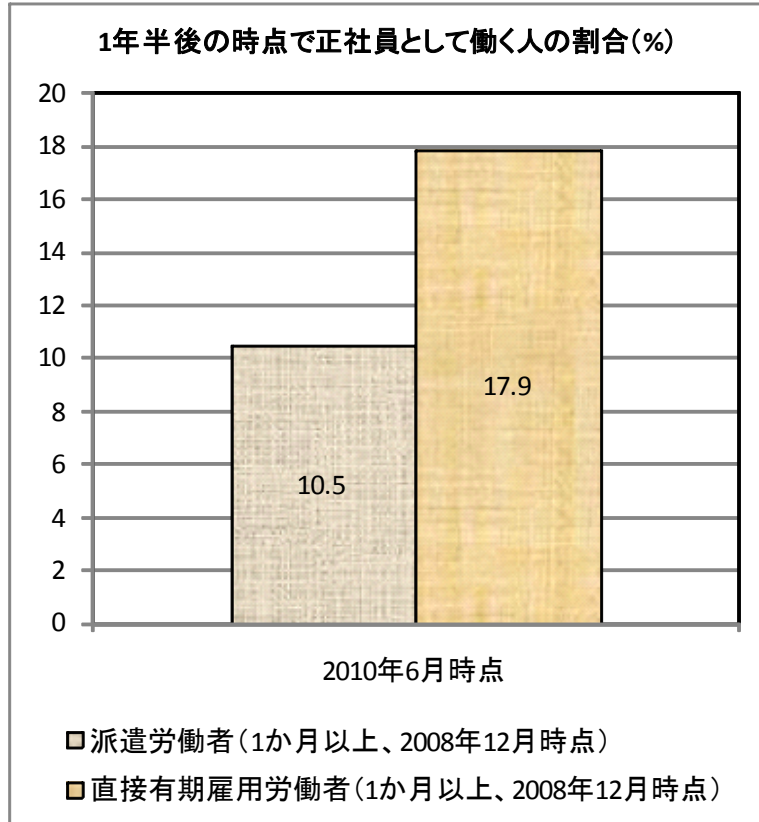
図1 登録型派遣の原則禁止に対する認識



\* 鶴(2011)の図3を再掲した。

\* 「派遣労働者の生活と求職行動に関するアンケート調査」(独立行政法人経済産業研究所)より作成した。全て常用型の派遣労働者を含まない。

図2 実際のアンケート調査に基づく1年半後の正社員就業率



\* 「派遣労働者の生活と求職行動に関するアンケート調査」(独立行政法人経済産業研究所)より作成した。2008年12月時点で正社員として就業することを希望している人を集計の対象としている。詳細な説明は3節を参照されたい。このグラフは表2の第4回調査(正社員として就業)の行に該当する。

表 1 分析に用いるデータの特徴

集計対象	「派遣労働者アンケート調査」			「派遣労働者実態調査」	「日雇い派遣労働者の実態に関する調査」	「就業構造基本調査」80%ランダムサンプリング
	派遣労働者 (1か月未満)	派遣労働者 (製造業派遣)	派遣労働者 (1か月以上)	派遣労働者	派遣労働者 (1か月未満)	離職直前に非正規雇用 として就業していた人々
正社員就業を希望	0.43	0.65	0.42	0.41	0.30	
現在の就業形態を選んだ理由 (複数回答)						
収入の足しにする	0.21	0.20	0.13		0.37	
働く日時を選んで便利	0.53	0.09	0.26		0.48	
正社員になるまでのつなぎ	0.25	0.28	0.23		0.25	
年齢						
全体平均	38.13	36.58	35.96			
19歳未満	0.00	0.00	0.00	0.01	0.07	0.03
20～24	0.05	0.06	0.03	0.08	0.25	0.19
25～29	0.12	0.16	0.17	0.19	0.21	0.15
30～34	0.19	0.24	0.25	0.21	0.16	0.11
35～39	0.22	0.17	0.28	0.17	0.14	0.08
40～49	0.33	0.29	0.23	0.20	0.12	0.16
50～59	0.06	0.07	0.04	0.09	0.03	0.14
60歳以上	0.03	0.00	0.01	0.06	0.01	0.15
男性	0.26	0.64	0.15	0.44	0.58	0.30
学歴						
中卒	0.03	0.03	0.00	0.05		0.20
高卒	0.29	0.38	0.32	0.45		0.52
短大・高専・専門学校	0.39	0.28	0.34	0.26		0.18
大学・大学院	0.30	0.30	0.33	0.21		0.10
集計対象者数	381	86	439	8339	698	16385～22649
調査実施機関・出典	(独)経済産業研究所			厚生労働省	厚生労働省	総務省、玄田(2008)
調査時点	2008年12月(第1回調査)			2008年10月	2007年6月～7月	2002年10月

\*「派遣労働者アンケート調査」は、表1に掲載された変数全てに欠値がない回答者を集計の対象とした。派遣労働者の3区分(1か月未満、製造業派遣、1か月以上)は相互排他的であり、1人の回答者が2つ以上の区分に分類されることはない。

\*派遣労働者(1か月以上)は、「派遣労働者(1か月以上の有期雇用が中心)」と回答した人のうち、常句型派遣を除いた派遣労働者を指している。

\*「派遣労働者実態調査」の正社員就業希望割合は、将来の働き方の希望として、「派遣社員ではなく正社員として、今の派遣先の事業所で働き続けたい」と回答した人と「派遣社員ではなく正社員として、今の派遣先以外の事業所で働き続けたい」と回答した人の割合の合計を示した。

\*「派遣労働者実態調査」の男性比率は、2010年現在で就業している派遣労働者を派遣先の事業所で把握したものを示している。

\*現在の就業形態を選んだ理由について、「派遣労働者アンケート」と「日雇い派遣労働者の実態に関する調査」では質問の文面に若干の違いがある。

表2 雇用形態(正社員)と賃金率に関する記述統計

2008年12月(第1回調査)時点で…	派遣労働者 (1か月以上)		派遣労働者 (1か月未満)		失業者		パート・アルバイト	
	T1		T2		C1		C2	
	mean	N	mean	N	mean	N	mean	N
<b>正社員として就業(=1)</b>								
第4回調査 (2010年6月)	0.105	95	0.118	93	0.104	67	0.179	39
第3回調査 (2009年12月)	0.113	97	0.078	90	0.110	73	0.100	40
第2回調査 (2009年6月)	0.062	129	0.059	118	0.063	95	0.120	50
<b>賃金率</b>								
第4回調査 (2010年6月)	932.604	94	897.136	91	388.291	65	842.850	39
第3回調査 (2009年12月)	1007.736	96	1099.831	90	349.603	72	955.680	40
第2回調査 (2009年6月)	983.107	128	982.262	116	332.763	95	873.637	48
次の契約更新までの月数(2008年12月時点)	2.370	192	N/A		N/A		4.341	41
うち、2009年6月以降に正社員になった人	1.105	19	N/A		N/A		6.857	12
勤続月数(2008年12月時点)	23.432	192	N/A		N/A		39.288	73
うち、2009年6月以降に正社員になった人	12.16	19	N/A		N/A		27.64	11

\*上記の表は、時点1で正社員就業を希望すると答えた人を対象に集計している。正社員就業と賃金率については、平均処置効果推定に必要な変数に欠値がない人にさらに限定して集計している。



表3 マッチングに用いられた先決属性

	1か月以上の 派遣労働者	vs. 失業者		vs. パート・アルバイト	
		Matched Controls	All Controls	Matched Controls	All Controls
第4回調査時点で正社員として就業(=1)	0.11	0.06	0.10	0.26	0.18
<b>先決属性(第1回調査時点)</b>					
年齢	36.82	35.78	39.58	36.07	37.67
男性(=1)	0.22	0.41	0.64	0.30	0.36
既婚(=1)	0.28	0.09	0.10	0.41	0.38
子供の数	0.25	0.28	0.22	0.52	0.54
新卒時に正社員として雇われていた(=1)	0.68	0.50	0.67	0.74	0.64
中卒・高卒	0.37	0.38	0.27	0.44	0.44
短大・高専・専門学校	0.33	0.38	0.31	0.37	0.36
大学・大学院	0.31	0.25	0.42	0.19	0.21
N	95	32	67	27	39
	1か月未満の 派遣労働者	vs. 失業者		vs. パート・アルバイト	
		Matched Controls	All Controls	Matched Controls	All Controls
第4回調査時点で正社員として就業(=1)	0.12	0.12	0.10	0.08	0.18
<b>先決属性(第1回調査時点)</b>					
年齢	37.85	37.23	39.58	37.87	37.67
男性(=1)	0.42	0.60	0.64	0.39	0.36
既婚(=1)	0.17	0.05	0.10	0.39	0.38
子供の数	0.32	0.19	0.22	0.52	0.54
新卒時に正社員として雇われていた(=1)	0.66	0.67	0.67	0.65	0.64
中卒・高卒(=1)	0.31	0.26	0.27	0.42	0.44
短大・高専・専門学校(=1)	0.33	0.26	0.31	0.32	0.36
大学・大学院(=1)	0.35	0.49	0.42	0.26	0.21
N	93	43	67	31	39

\* 上記の表は第4回調査時点の正社員就業に関する平均処置効果推定を行う際のトリートメントおよびコントロール変数の先決属性を示している。

\* Matched Controlsはプロペンシティ・スコアの推定結果より実際にトリートメント(派遣労働)の比較対象となったコントロールの属性を集計したものである。マッチングはコモン・サポートに限定して行った。

表4 平均処置効果推定の結果(1か月以上派遣労働の効果)

	vs. 失業者			vs. パート・アルバイト		
	平均処置効果	N(treated)	N(controls)	平均処置効果	N(treated)	N(controls)
<b>正社員就業 (= 1)</b>						
第4回調査時点	0.032 (0.084)	95	32	-0.263 (0.121)	95	27
第3回調査時点	>0.00 (0.129)	97	30	0.021 (0.159)	97	26
第2回調査時点	-0.023 (0.090)	129	45	-0.264 (0.098)	129	30
<b>賃金率</b>						
第4回調査時点	245.060 (177.104)	94	34	191.006 (135.367)	94	25
第3回調査時点	692.608 (328.471)	96	30	427.956 (348.887)	96	24
第2回調査時点	709.738 (138.992)	128	45	122.277 (147.254)	128	34

\* 括弧内は標準誤差を示している。

\* 以下の場合については、バランス特性を満たすように、プロペンシティ・スコアの推定式の特定化(学歴ダミー、子供の数)に変更を加えている: 派遣労働者(1か月以上) vs. 失業者→正社員就業率(第2回調査時点)、賃金率(第4回調査時点)。派遣労働者(1か月以上) vs. 直接有期雇用→正社員就業率(第2回および第3回調査時点)、賃金率(第3回調査時点)。

\* N(treated) はトリートメントに属する観測値の数を、N(Controls)は実際にトリートメントの比較対象として推定に用いられたコントロールに属する観測値の数を示している。

表5 平均処置効果推定の結果（1か月未満の派遣労働の効果）

	vs. 失業者			vs. パート・アルバイト		
	平均処置効果	N(treated)	N(controls)	平均処置効果	N(treated)	N(controls)
<b>正社員就業 (= 1)</b>						
第4回調査時点	0.043 (0.081)	93	43	-0.215 (0.097)	93	31
第3回調査時点	-0.178 (0.084)	90	44	0.044 (0.088)	90	26
第2回調査時点	-0.034 (0.067)	118	53	-0.144 (0.078)	118	33
<b>賃金率</b>						
第4回調査時点	324.266 (137.776)	91	38	-32.292 (141.674)	91	29
第3回調査時点	795.684 (203.516)	90	42	78.482 (279.671)	90	26
第2回調査時点	718.445 (196.707)	116	53	103.395 (160.032)	116	35

\* 括弧内は標準誤差を示している。

\* 以下の場合については、バランス特性を満たすように、プロペンシティブスコアの推定式の特定化（学歴ダミーまたは子供の数）に変更を加えている：派遣労働者（1か月未満）vs.失業者→正社員転換率（第4回調査時点）、賃金率（第4回調査時点）。

\* N(treated) はトリートメントに属する観測値の数を、N(Controls)は実際にトリートメントの比較対象として推定に用いられたコントロールに属する観測値の数を示している。

付録表1 プロペンシティ・スコアの推定結果  
(第4回調査時点の正社員就業、T1 vs. C1)

被説明変数:

1か月以上の派遣労働(=1)、失業(=0)のダミー変数

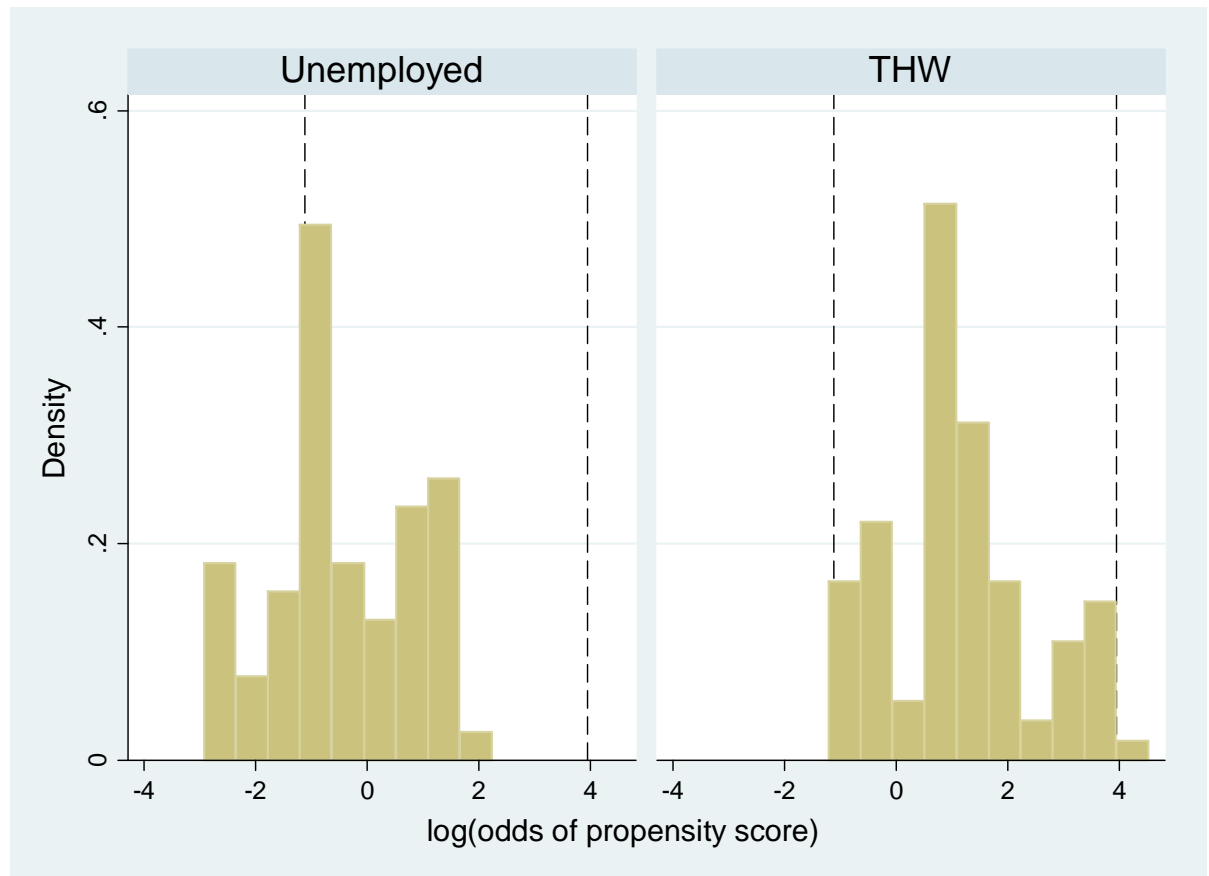
年齢	0.2680 (0.1760)
年齢の二乗項	-0.0042 (0.0023)
男性(=1)	-1.8837 (0.4017)
既婚(=1)	2.1514 (0.7480)
子供の数	-0.3918 (0.3879)
新卒時に正社員として雇われていた(=1)	0.1338 (0.4309)
短大・高専・専門学校	-0.6616 (0.4893)
大学・大学院	-0.5144 (0.4815)
定数項	-2.5509 (3.3271)
Log likelihood	-83.95
McFadden's Adjusted R-squared	0.154
N	162

\* 上記はロジット推定で推定した結果を示している。

\* 括弧内は標準誤差を示している。

\* 本文中でも述べたように、層化抽出の問題から、プロペンシティ・スコアの推定自体には一貫性がないことに注意されたい。

付録図1 プロペンシティ・スコアのodds(対数値)のヒストグラム



\* 上記は付録表1の推定結果に基づいて計算されている。  
\* 点線はコモン・サポートの範囲を示している [-1.1133147, 3.95327]。

付録図2 プロペンシティ・スコアのodds(対数値)と賃金率



- \* 上記は付録表1の推定結果に基づいて計算されている(賃金率のデータが利用可能な観測値に限られる)。
- \* 点線はコモン・サポートの範囲を示している [-1.1133147, 3.95327]。