

# 労働者派遣法の政策効果について

神林 龍

(一橋大学准教授)

水町勇一郎

(東京大学教授)

本稿では、派遣法の立法目的を、「労働市場の需給調整機能の改善」、派遣労働者の「雇用の安定」と「労働条件の改善」の3点と捉え、政策効果の有無を検証した。第一の需給調整機能について『職業安定業務統計』の職種別データを用いてマッチング関数を推計し、2004年改正がマッチングの効率性の改善につながった可能性を指摘した。第二の雇用の安定について『就業構造基本調査』を用いて年間離職確率・無業確率の推移を分析したところ、やはり2004年改正の前後で、派遣労働者の無業確率が他の直用非正規労働者と比較して上昇した可能性を見いだした。同期間で派遣労働者の離職確率が高まっていることと、マッチングの効率性の改善傾向とを考え合わせると、派遣労働者の労働市場に一定の流動性が生み出された可能性は一概に否定するべきではない。しかし、同様の手法で派遣労働者の時間賃金や年間労働時間の変化を計測したところ、第三の立法目的であるこれらの労働条件の改善は、必ずしも達成していないこともわかった。同時に、年間離職確率・無業確率に用いた計量モデルが必ずしも頑健ではない可能性も垣間見え、本稿で得られた結論は、あくまでも暫定的とするべきで、さらなる検証が必要であろう。

## 目次

- I 労働者派遣法の政策目的
- II 派遣法の経緯と目的
- III 労働市場の需給調整
- IV 派遣労働者の雇用の安定と福祉の増進
- V 結論にかえて

## I 労働者派遣法の政策目的

本稿に与えられた課題は、いわゆる労働者派遣法の政策効果について議論することである<sup>1)</sup>。ある法律の政策効果を議論するためには、そもそもその法律が目指した目的を措定しなければならない。これは政策効果をどのように計測するかとい

う計量経済学の問題設定以前の関門であり、半ば自明のことにように思われる。ところが、派遣法が文字通り紆余曲折を経て現在に至ることは、労働問題に携わる者であれば知らぬものはいないほどで、それゆえ法律の目的を俄に特定するのも簡単ではない。

こうした派遣法の度重なる改正の経緯や内容については次節に譲るとしても、そもそも派遣法の立法目的はどこにあったのだろうか。派遣法制定に深く関わった高梨昌氏は2009年の回顧的インタビューのなかで、立法の意図について

『女性の多くがBG、OLとして働いている時代に、テレックス・オペレーターとして一人前になったり、当時はワープロでしかけれどパソコンが出来

る人がいた。英文で貿易実務をやっている人たちもいたわけです。そういう専門職の女性たちは、年功賃金で年功昇進していく一般的な終身雇用の労働市場と棲み分けができるだろうという発想で、専門職を派遣業務として指定する制度を考えました』(高梨(2009), p.26)

と語っている。ところがこの正当化は、高梨氏本人も認めるように、専門職種として「ファイリング」や「建築物清掃」など比較的単純作業を中心とした職種を含めてしまったことで、法制定当初にはすでに破綻していた。現実にも、派遣法施行直後の1986年度の建築物清掃の派遣料金は、1日8時間換算平均で特定派遣8122円(一般派遣7550円)と、当時の主力だったソフトウェア開発の半分にも満たず、専門職種として位置づけるには難があったのは明らかである(高橋(2006), p.69)<sup>2)</sup>。結局、立法時に議論された、日本的雇用慣行から離れた専門職の労働市場を確立するという遠大な構想は、理想として位置づけることはできるとしても、本稿で考察すべき派遣法の政策目的と考えることは難しいだろう。一般に、立法目的を確認するためには法制定時の議論、とりわけ労働政策においては(厚生)労働省や労働政策審議会に設置される専門委員会等の議事・報告書を精査する方法が最も簡便かつ確実だが、派遣法はその典型的な反例なのかもしれない。

そうすると、派遣法の立法目的を特定するためには、条文や国会答弁などやや形式的な文章を頼ることになる。すなわち、次節でも確認するように、成立当時の派遣法第1条に謳われた立法の目標には、

- ・労働力の需給の適正な調整
- ・派遣労働者の雇用の安定その他福祉の増進

が掲げられ、それを達成するためのより具体的な目的として

- ・労働者派遣事業の適正な運営の確保
- ・派遣労働者の就業に関する条件の整備

の二点が明示されていた。この点は1985年当時の国会答弁でも踏襲されている。したがって、関係者の真意はさておき、条文上明記されているこの法律の目的は、実質的には「労働力の需給調整」と「派遣労働者の雇用安定」、それに「派遣労働者の福祉」の三点に集約される。そして、第一の労働力の需給調整という目的は、労働者派遣業運営を行政的に監督することによって達成でき、第二第三の派遣労働者の雇用の安定やその他の福祉の増進という目的は、労働条件の整備・底上げによって達成されると想定するのが法律上の構成となる。次節に整理されるように、派遣法の度重なる改正のすべてが上記三つの目的に沿っていたとは言えないが、本稿に与えられた課題に対しては、総じて三つの立法目的が達せられたかをデータで確かめるといって大枠を設定してよいと思われる。

もっとも、派遣業の業界規制がうまくいけば労働市場の需給調整が改善されるという論理に経済学的な裏付けは見出し難い。とはいえ、手段はともかく法施行の結果として労働市場の需給調整が改善されたかどうかを検討することについては異論はないだろう。さらに、第二第三の目的はまさに本稿で検証すべき課題と思われる。ただし、本稿では、とくに第一の論点については派遣労働者だけではなく、広く就業者一般を視野に含めた分析も試みたい。一般労働市場を含めた需給調整の改善が意図されていることに疑いの余地はないからである。

本稿では以下、Ⅱで現在に至るまでの派遣法の動きと立法目的について、簡単に議論をまとめる。その後、派遣業の労働力需給調整機能について労働市場のマッチングという観点からⅢで検討し、Ⅳでは政府統計の個票データを用いて派遣労働者の労働条件について概観し、Ⅴで本稿をまとめたい。

## Ⅱ 派遣法の経緯と目的

### 1 派遣法制定に至る経緯

#### (1) 口入屋・募集人等と職業紹介法・職業安定法

日本における労働者派遣（より広くは労働者供給）の歴史を振り返ると、江戸時代には口入屋、人宿、明治時代には募集人と呼ばれる、人を集めて労働者として送り出す商売が存在していた。これらの仲介業者は、紹介料を手に入れ、また、労働者への給金の一部を懐に入れて、儲けをあげていた。しかし、明治から大正にかけて日本でも工場が急増し、労働者の獲得競争が激しくなると、この商売の弊害が大きくなる。業者のなかには、誘拐や人身売買同様の方法で人を集め、工場や寄宿舎に閉じ込めて強制的に働かせ、その賃金の一部を搾取するという者が出てきた。

このように、仲介業者が行う事業（職業紹介事業や労働者供給事業）による人身売買、強制労働、中間搾取という問題が顕在化するなか、1921年に職業紹介法が制定され、市町村が無料の職業紹介所を設置し、有料の職業紹介事業を禁止することなどが定められた。また、1938年には職業紹介法が改正され、一定規模以上の労働者供給事業は地方長官の許可制の下に置かれるものとされた。もっとも戦前は、土建、荷役、運送、鉱山、雑役等、常用労働者が嫌う臨時的な作業を中心に、比較的広く労働者供給事業が行われており、強制労働や中間搾取が行われる例も少なくなかった<sup>3)</sup>。

第二次世界大戦後の1947年に、職業安定法が制定され、GHQの強い意向の下、有料職業紹介事業が原則禁止とされるとともに、有料労働者供給事業が全面的に禁止された。特に労働者供給事業については、日本の封建的な雇用慣習の名残りであり、労働の民主化を図ろうとする日本国憲法の精神に反するものとされ、労働組合によるものを除きすべて禁止されることとなった（職安法44条）。

## (2) 「労働者供給」と「業務処理請負」の区別

もっとも、民法上の請負（一方が仕事を完成することを約し相手方がその仕事の結果に対してその報酬を支払うことを約する契約。民法632条）の一種として行われる「業務処理請負」と、職安法が禁止する「労働者供給」との区別は、微妙な問題をもたらした。職安法が禁止する「労働者供給」とは、「供給契約に基づいて労働者を他人の指揮

命令を受けて労働に従事させること」をいうとされている（職安法4条6項）。民法上の請負（業務処理請負）のなかにも、労働者を相手方に送り出して相手方から指示を受けて仕事を行っている、職安法が禁止する労働者供給事業にあたる可能性が出てくるのである。この問題に対処するために、1948年に職安法施行規則4条が定められた。かりに請負契約の形式がとられている場合でも、①作業の完成について事業主としてのすべての責任を負うこと、②労働者を自ら指揮監督すること、③使用者としての法律上の責任をすべて負うこと、④自ら提供する設備・材料等を使用または専門的な企画、技術を要する作業を行うものであって、単に肉体的な労働力を提供するものでないこと、の4つの要件を満たさない限り、禁止される労働者供給事業にあたることとされたのである（同条1項<sup>4)</sup>）。このような厳格な要件が定められた結果、社外工、運輸、土木、建築関係の下請の多くも、禁止される労働者供給事業に該当することとなった。また、戦前には人夫であった労働者が直接雇用の臨時工となり、臨時工が増加した。その後、1952年には、企業に過重な負担を強いる事態がみられたことへの配慮として、同条の一部改正が行われ（上記④の「専門的な企画、技術」が「企画若しくは専門的な技術若しくは専門的な経験」に緩和された）たことにより、従来の作業請負が復活することとなった。戦前の工場で支配的であった「組請負制度」が、造船業の作業請負に代表される構内請負や工場内の運搬、清掃作業、機械の修理・保守作業などを行う社外工制度として再編され、その後、昭和30年代の高度経済成長期には、社外会社として急成長するものも出てきた<sup>5)</sup>。このように、戦後の職安法の下でも、禁止される労働者供給事業と適法とされる業務処理請負（構内請負、社外工等）との区別は微妙な状態で推移していた。

## (3) マンパワー・ジャパンと職安法違反の疑い

1966年、アメリカのマンパワー社の日本法人であるマンパワー・ジャパンが、欧米企業で一般化していた事務処理業の外部委託を引き受ける企業として設立された。同社は当初、日本国内の外資系企業の事務処理を担う企業として設立された

が、日本企業でも輸出入に関する書類、外国語による見積書の作成・処理等の業務を外部委託するニーズが急速に高まり、さらにそのニーズは事務業務全般に広がっていった<sup>6)</sup>。

これに対し、このような業務処理請負事業の実態は、職安法が禁止する労働者供給事業にあたるのではないかとの問題が浮上した。労働省はマンパワー・ジャパンの実態調査を実施し、法務省や警察庁等と協議を行ったが、明確な対応が決まらないまま検討を続けていた。1977年には、行政管理庁が行政監察を行い、1978年7月、労働省に「民間職業紹介事業等の指導監督に関する行政監察結果に基づく勧告」を行った。そこでは、近年増加している業務処理請負事業（いわゆる派遣の形態で行われている事業）について、産業界の多様な需要にこたえていること、労働者（とりわけ厳しい雇用情勢下にある中高年齢者等）に就業の機会を提供していること等、その機能に対して一定の評価を与えつつ、その問題点も指摘されていた<sup>7)</sup>。

#### (4) 派遣法制定へ

これを受けて、労働省は「労働力需給システム研究会」を設置し、1980年4月には、労働力需給システムの1つとして「労働者派遣事業」を位置づける必要があるとする「今後の労働力需給システムのあり方についての提言」をとりまとめた。その後、公労使代表や業界代表等が加わった「労働者派遣事業問題調査会」（職業安定局長の私的諮問機関）での検討・報告を経て、中央職業安定審議会に労働者派遣事業等小委員会が設置され、1984年11月、労働者派遣事業の制度化が必要との結論が出された。そこでは、「労働者派遣事業を制度化するに当たっては、労働者派遣事業が有する需給調整機能を有効に発揮させるようにするとともに、派遣される労働者の保護を図るという観点だけではなく、労働者全体の雇用の安定と労働条件の維持、向上が損なわれることのないよう配慮する必要がある。このため、新規学卒者を常用雇用として雇い入れ、企業内でキャリア形成を図りつつ、昇進、昇格させるというわが国の雇用慣行との調和を図る必要がある」とされ、①労働者派遣事業の制度化（適法化）による労働力需給調整機能の有効発揮という基本目的ととも

に、②派遣労働者の保護という観点と、③日本的雇用慣行との調和（常用労働者の雇用の安定や労働条件の維持・向上。「常用代替防止」とも呼ばれる）の必要性という、その後の労働者派遣法の基本的な方向性となる3つの方針が謳われている<sup>8)</sup>。

## 2 派遣法の制定・改正とその目的

### (1) 1986年法の目的<sup>9)</sup>

以上のような経緯を経て、1985年、派遣法が制定された。すでにIで部分的に引用したように、同法1条は、「この法律は、職業安定法（昭和22年法律第141号）と相まつて労働力の需給の適正な調整を図るため労働者派遣事業の適正な運営の確保に関する措置を講ずるとともに、派遣労働者の就業に関する条件の整備等を図り、もつて派遣労働者の雇用の安定その他福祉の増進に資することを目的とする」とし、①労働者派遣事業による労働力需給調整機能の発揮とともに、②派遣労働者の就業条件を整備し福祉の増進を図ることを、同法の目的として掲げている。

同法は、それまで職安法が禁止していた「労働者供給」事業のうち、供給元と雇用契約を結び、供給先の指揮命令を受けて、供給先のために労働に従事させる形態を「労働者派遣」として抜き出し、労働者派遣法の規制の下で適法とした。労働者派遣事業については、雇用が不安定になりがちな登録型派遣労働者を雇用する事業は一般労働者派遣事業として許可制、雇用が安定している常用型派遣労働者のみを雇用する特定労働者派遣事業は届出制の下に置くこととし、労働者供給事業に内在していた弊害が生じないように、政府がその適格性をチェックすることとした。

同法は当初、適用対象業務として、ソフトウェア開発、事務用機器操作、通訳・翻訳・速記、秘書、ファイリング、調査、財務処理、取引文書作成、デモンストレーション、添乗、建築物清掃、建築設備運転・点検・整備、受付・案内・駐車場管理の13業務（同法施行後ただちに、機械設計、放送機器操作、放送番組等演出の3業務が追加され16業務）に限定していた。その背景には、上記の③常用代替防止の観点から、常用労働者（日本的雇用慣行における正社員）との棲み分けが可能と

なるように、専門職の派遣業務を創設しようという意図があった<sup>10)</sup>。しかし既にそこには、業界からの要請等を受けて、ファイリング、建築物清掃という専門性が高くない業務が混入しており、「専門業務としての労働者派遣」という論理が後に破綻する原因が当初から内在していた<sup>11)</sup>。

また、②派遣労働者の保護という観点については、派遣労働者にかかる就業条件の明示（派遣先と派遣元の労働者派遣契約における労働者派遣に関する一定事項の明示、派遣元から派遣労働者に対する就業条件等の明示）と、労働関係法規上の責任体制の明確化（労働基準法や労働安全衛生法等の使用人としての責任を派遣元と派遣先がどのように分担するかを明確化）等が定められただけで、実際に派遣労働者の雇用の安定や賃金等労働条件の改善につながるような実体的な内容のある規制は定められていない。法律の名称や目的規定においても、その時点では「派遣労働者の保護」という文言は用いられず、「派遣労働者の就業条件の整備等」という文言が用いられている。

このように、労働者派遣法は、①労働力需給調整機能の発揮という基本目的から制定されたが、③常用代替の防止という観点から、その射程は「専門的」な業務に限定され、②派遣労働者の保護という点でも就業条件の明確化や法律遵守体制の確認という微温的なものにとどまるものとしてスタートした。

#### (2) 1996年改正と目的

1996年には、16業務とされてきた適用対象業務に、研究開発、事業実施体制等の企画・立案、書籍等の製作・編集、広告デザイン、インテリアコーディネーター、アナウンサー、OAインストラクション、テレマーケティング、セールスエンジニア、放送番組の大道具・小道具の作成・設置等の10業務を新たに追加し、合計26業務とする政令改正が行われた。その限りで、①労働者派遣事業による労働力需給機能を発揮する射程の拡大が図られたといえる。

#### (3) 1999年改正と目的

1999年には、政府に設置された行政改革委員会による「労働者派遣が不適切な業務〔として列挙されたもの〕以外は、労働者派遣事業の対象業

務とすべき」との提言（1995年）、民間の雇用仲介事業（職業紹介事業、労働者派遣事業等）を承認するILO181号条約の採択（1997年）などの動きを受けて、派遣法が大きく改正された<sup>12)</sup>。ここでは、適用対象業務が原則として自由化され、港湾運送、建設、警備、医療、物の製造の5つの業務のみが労働者派遣事業の禁止業務とされた。これと同時に、新たに適用対象業務とされた26業務以外の業務については、派遣受入期間を1年に制限することとされた。本改正に先立つ中央職業安定審議会民間労働力需給制度小委員会の建議（1998年5月）では、「常用雇用の代替のおそれが少ないと考えられる臨時的・一時的な労働力の需給調整に関する対策として労働者派遣事業制度を位置付けるとの基本的な考え方にに基づき、原則として派遣期間を一定の期間に限定することが適当である」とされ、常用代替のおそれが少ないと考えられる従来からの専門的26業務以外のいわゆる自由化業務については、「派遣先は同一業務について1年を超える期間継続して労働者派遣の役務の提供を受けてはならないとすることが適当である」とされていた。このように、本改正によって、新たに自由化された業務については、①労働力需給調整機能が拡張されたが、そこでは、③常用代替防止の観点から期間制限が設定されたことにより、①労働力需給調整機能と②派遣労働者の雇用の安定が制約される形で、①労働力需給調整機能の射程が広げられたといえる。

#### (4) 2004年改正と目的

2003年には、1999年改正で禁止業務とされていた物の製造業務について、労働者派遣の利用が解禁され、①労働力需給調整機能の領域が拡張された（施行は2004年3月）。同時に、1999年改正で自由化された業務（26業務以外の業務）について、派遣受入期間が1年から最大3年まで延長された。また、派遣受入期間を超える場合等に派遣先が派遣労働者に労働契約を申し込む義務が創設された。このような形で、①労働力需給調整機能と②派遣労働者の雇用の安定がやや前進し、③常用代替防止が若干後退する形で、制度の調整がなされた。

(5) 2012年改正と目的

2008年9月の「リーマン・ショック」後の世界同時不況のなかで、いわゆる「派遣切り」など派遣労働者等の雇用や生活の不安定さが社会問題化したことを受けて行われた2012年の改正では、日雇派遣（日々または30日以内の期間を定めて雇用する労働者派遣）の原則禁止、派遣元によるマージン率等の情報公開、派遣労働者の待遇改善（派遣元による無期転換促進の努力義務や賃金等決定における均衡配慮義務）、違法派遣の場合の派遣先による労働契約申込みみなし（この項のみ2015年10月施行）などが定められるとともに、同法の正式名称と目的規定（1条）に「派遣労働者の保護」が明記された。本改正では、②派遣労働者の保護が強化され、その分、①労働力需給調整機能と③常用代替の防止が若干後退したといえる。もっともここでも、派遣労働者の賃金等の待遇については、均衡の配慮が要請されているにすぎず、均等待遇や不利益取扱禁止原則などEUでとられているような法原則を採用して派遣労働者の待遇を改善（格差問題を解消）していく取組み<sup>13)</sup>は進められていない。

以上のように、①労働者派遣事業の制度化による労働力需給調整機能の発揮、②派遣労働者の保護、③常用代替の防止の3つを基本的な方向性としながら、そのときどきの社会情勢や政治状況等の影響を受けて、3つの政策的方向性の中で重心の移動や制度的な調整・変更が行われてきたといえる。さらに、「専門的26業務」か否かという業務による区分を廃止し、無期雇用派遣には業務によらず期間制限をなくすこと等によって、労働者派遣の無期雇用化を促そうとする労働者派遣法の抜本的な改正<sup>14)</sup>について、2014年の通常国会に法案を提出することを目指して、現在審議が進められている。

Ⅲ 労働市場の需給調整

Ⅱの議論によれば、派遣法の政策効果を検証するためには、Ⅰに整理したようにまずは労働市場の需給調整に資した役割を考察することは欠かせない。この点、特に登録型派遣では求人側から見

て素早いマッチングがなされているといわれており、巷ではすでに、派遣法の登場と拡張により労働市場の少なくともある部分の需給調整機能は改善されたと考えられている嫌いがある。ところが残念なことに、往々にしてこうした見解に実証的根拠が伴っていないことは、神林（2012）でも指摘したとおりである。本節では、マッチング関数の推定という方法で労働市場のマッチングの効率性を統計的に推定し、その時系列の変化と派遣法の成立・改正との関係を観察することで、派遣法の成立・改正が市場の需給調整機能を改善したかを確かめる。

本節で用いるマッチング関数とは、Petrongolo and Pissarides（2001）などで解説されているように、ある期間に労働市場で成立した就職件数を求人数と求職数に対応させる関数で、労働市場におけるマッチング・メカニズムをよく要約するものとして便利に使われている。例えば、ある労働市場*j*における*t*期間内の就職件数対数値を  $lnh_{jt}$ 、同期間内の有効求人数対数値および有効求職数対数値をそれぞれ  $lnv_{jt}$ 、 $lnu_{jt}$  とすると、マッチング関数は

$$lnh_{jt} = \alpha_j + \beta^v \cdot lnv_{jt} + \beta^u \cdot lnu_{jt} \quad (a)$$

という対数線形で近似されるのが一般的である。このとき、定数項  $\alpha_j$  の大小は、同一数の求人と同一数の求職を所与とした労働市場*j*の就職件数の多寡と対応しており、マッチングの効率性の一つの指標と解釈されている。

本節ではまず厚生労働省『職業安定業務統計』より1963年から2012年にかけての50年間にわたる全国に関する月次データを採取し推定したマッチング関数の定数項に、派遣法の制定や改正前後で変化があったかどうかを検証する。すなわち、*y*年*m*月の就職件数の対数値  $lnh_{ym}$  を同月の有効求人数と有効求職数のそれぞれの対数値 ( $lnv_{ym}$  および  $lnu_{ym}$ ) に線形回帰する。定数項のシフトを得るために年次ダミー変数  $d_y$  および月次ダミー変数  $d_m$  を挿入し、それぞれの係数を最小二乗法で推定する。

もちろん、『職業安定業務統計』はハローワー

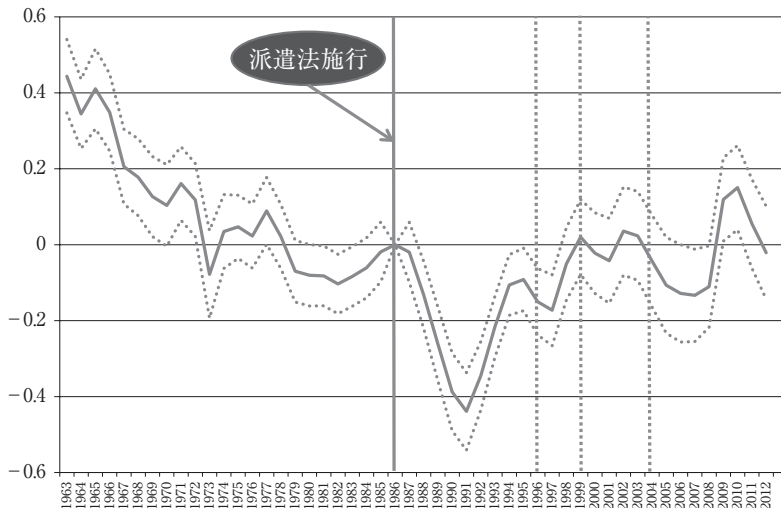
クで集められた求人や求職、マッチングをデータ化したものなので、実のところ日本の労働市場全体をカバーしているわけではない。厚生労働省『雇用動向調査』や総務省『就業構造基本調査』からも明らかのように、ハローワーク経由で就職するのは入職者の2割から3割程度に過ぎず、比較的非熟練職種に偏っている。しかも、派遣労働者が派遣される場合は職業紹介に当たらないので含んでおらず、このデータは派遣法の需給調整機能へ与えた影響を吟味するのに不相当と考えられるかもしれない。とはいえ、派遣法成立は、派遣労働市場と一般労働市場との棲み分けも意味しており、旧来すべてを混在させていたハローワークのマッチングも改善させることは政策目標に含まれていると考えてよい。派遣法の成立・改正により、旧来ハローワークで一部を担っていた短期的な紹介や専門的紹介が派遣業に移っていったとすれば、ハローワークは一般的な常用・パートタイム紹介に注力でき、利用者も混在することがなくなる。こうしたマッチングのセグメント化はそれぞれの効率性を改善するだろう。加えて、ハローワーク以外のマッチング、とりわけ派遣業務に関するデータの制約があることを考えると、当

座、ハローワークにおけるマッチングを日本全体のマッチングの傾向として代理させ、そこでマッチングの効率性が高まったかどうかを検証するのは本稿の目的に鑑みそれほど奇異ではないだろう。

こうして得られた各年次ダミーの推定係数および95%信頼区間を表示したのが、次の図1である。

図1からは、日本全体を1つの労働市場と見なしたときのマッチングの効率性は、高度成長期後半以降第一次オイルショックまですでに低下傾向にあったことがわかる。低成長期に入ってから比較的安全的に推移したものの、派遣法施行直後の1987年より急速に悪化した。ただし、この急速な悪化は一時的で、円高不況を脱した後の人手不足の中で、いわゆる労働市場でのミスマッチが一時的に著しく増加したことがその背景にあると考えられる。1995年前後にかけて回復した後は、マッチングの効率性そのものは緩やかな改善傾向にあるとみてよい。他方、こうしたマッチングの効率性の悪化・改善の動きは、派遣法の制定や改正と定性的に連動しているにはみえない。50年間の長期的視点から日本全体のマッチングを観察すると、派遣法の成立・改正が労働市場の需給調整機能に影響を及ぼしたかどうかは、即座に判

図1 マッチングの効率性の推移 (1963～2012年)



出所：厚生労働省『職業安定業務統計』より筆者算出。推定結果は、

$$\ln h_{jm} = 0.52 + 0.61 \cdot \ln v_{jm} + 0.17 \cdot \ln u_{jm} + \bar{d}_j + \bar{d}_m$$

(1.52) (0.06) (0.08) R-sq: 0.92, N=600

で、括弧内は標準誤差。このうち1986年をベースとした年ダミーの推定係数と95%信頼区間を表示した。

断できるほど明らかではない。

もちろん、図1に示した推定結果を解釈するには留意する点がある。おそらく最も重要なのは、図1の推定ではいわゆる仮想現実が措置されておらず、派遣法の成立・改正が無かったと想定した場合の状況と比較することができないことである。換言すれば、図1では派遣法施行直後にマッチングの効率性が急落する様子が見取れるが、派遣法が成立してなかったらマッチングの効率性はもっと悪化していたかもしれないと考えることもできる。政策効果を検証するためには、この仮想現実をどのように設定するかが、もっとも大きな課題になることがわかる。

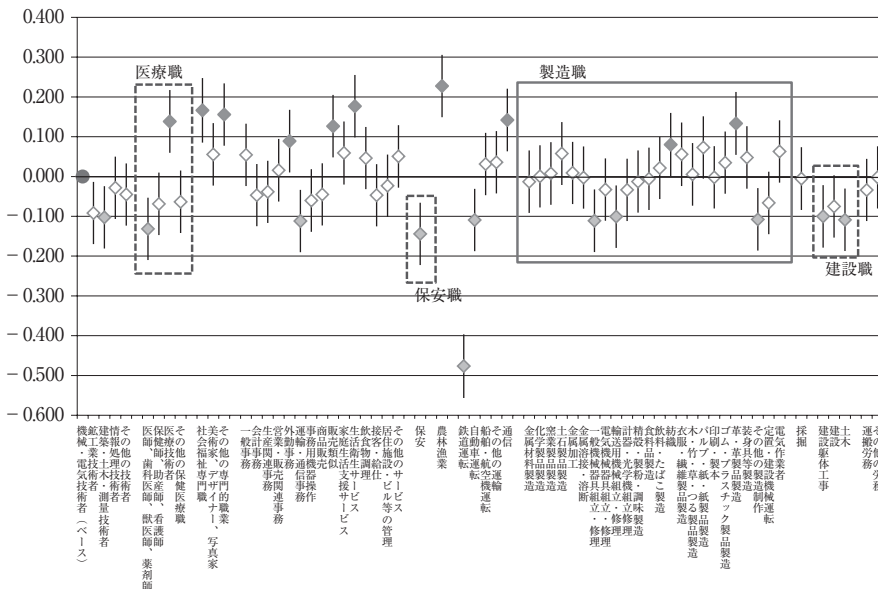
本節では、この問題点を解決するために、派遣法が改正を重ねる度に変化してきた対象職種の範囲に着目するのが有用だろう。ある職種が派遣法の対象職種に入ることによって派遣契約を利用できるようになり、需給調整機能が改善されたならば、当該職種のマッチング関数の定数項も派遣法改正前後で正の方向にシフトするはずである。その際、仮想現実として比較基準とするべきは、その時点ですでに派遣法の対象となっていた職種か、その

時点以降も派遣法の対象とならなかった職種である。なかでも2004年3月1日に解禁された製造職種への影響をみるのがより直接的だろう。なぜなら、『職業安定業務統計』は、64職種についての有効求人数、有効求職数、就職件数を2000年4月より月次で公表しており、2004年3月前後で製造に関わる職種でマッチングの効率性が改善されたかを検討するのに格好の材料を提供しているからである。本節では、この職種別データを利用して、(a)式に変更を加えた次の計量モデルを最小二乗法で推定する。

$$\ln h_{j,ym} = a_j + a_j \cdot D_{after} + D_{after} + \beta^v \cdot \ln v_{j,ym} + \beta^u \cdot \ln u_{j,ym} + d_{ym} + \varepsilon_{j,ym} \quad (b)$$

ここでjは職種を、ymはy年m月を示しており、 $D_{after}$ は派遣法改正の前後を示すためのダミー変数で、2004年3月以前に0、以降に1をとる。このダミー変数と各職種の定数項 $a_j$ との交差項が、当該職種の労働市場におけるマッチングの効率性の2004年3月以降の変化を代理すると考える。次の図2で、全64職種の交差項の推定係数と

図2 2004年3月前後での職種別マッチングの効率性の推移 (2000年4月より2012年9月)



出所：厚生労働省『職業安定業務統計』2000年4月から2012年9月の職種別データを用いて筆者算出。ベースカテゴリは機械・電気技術者。紙幅の都合で推定結果の詳細は略した。



95%信頼区間を図示した。

図2からは、2004年3月前後でのマッチング関数のシフトは職種によって大きく異なり、マッチングの効率性が機械・電気技術者と比較して改善した職種もあれば悪化した職種もあることがわかる。注目する製造職種については、金属材料製造から電気作業者まで24職種のうち、相対的にはっきりと改善したのは紡織および革・革製品製造の2職種のみだが、逆に相対的にはっきりと悪化したのも一般機械器具組立・修理、輸送用機械組立・修理、その他の製造制作の3職種に過ぎない。ただし、この変化を派遣法改正と結びつけて解釈するためには、2004年3月以降も派遣法の対象とならなかった職種の動向と比較する必要がある。これらの非解禁職種は、法律上は、医療、警備、建設、港湾運送の4職種として定義され、統計上対応する職種としては医師・薬剤師からその他の保健医療職まで、保安、建設躯体工事から土木までの3つのグループと考えられる。図2によれば、この3グループ8職種のマッチングの効率性は、2004年3月以降、基本的には相対的にみて悪化傾向にあることがわかる。したがって、引き続き派遣法の対象とならなかったこれらの職種と比較すれば、新たに派遣法の対象とされた製造職のマッチングの効率性は改善したと推測できよう。このことは、派遣法の適用が労働市場の

マッチングを改善する効果をもったことを示唆している。

ところが、2004年改正は単に派遣法を適用できる職種の範囲を広げただけでなく、紹介予定派遣の整備や派遣受入期間の長期化、安全衛生配慮義務の明確化など他にも制度変更が同時に起こっており、製造職と非解禁3職種との比較では、労働者派遣の出現そのものの影響なのか、紹介予定派遣など周辺条件の整備の影響なのかを区別することができない。この点を確認するために、1999年改正ですでに派遣法の対象となっていた職種と製造職種とを図2で比較してみよう。実はこうした既解禁職種でも、2004年改正以降マッチングの効率性ははっきりと悪化した職種はそれほど多くなく、逆にはっきりと改善した職種すらいくつも見られる。その結果、既解禁職種と比較したときの製造職におけるマッチングの効率性の改善は、それほどはっきりと見てとることはできない。2004年3月以降の職種別にみたマッチングの効率性の改善は、派遣労働が利用できることそのものよりも、紹介予定派遣の条件が整備されたことや派遣受入期間の長期化などの影響のほうが、より強いかもしれない。

上記の推論を統計的に確かめるために、製造職をベースにして、非解禁職種全体を1ととるダミー変数および既解禁職種を1ととるダミー変数

表1 2004年3月前後での職種別マッチングの効率性の推移  
(2000年4月より2012年9月)

サンプル期間 被説明変数 推定方法	2000年4月～2012年9月 対数就職件数 OLS								
	(1)			(2)			(3)		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
2004年3月以降×非解禁職種	-0.076	0.031	0.02	-0.077	0.012	0.00	-0.077	0.012	0.00
非解禁職種	-0.413	0.027	0.00	-1.379	0.036	0.00	-1.379	0.036	0.00
2004年3月以降×既解禁職種	-0.032	0.021	0.12	-0.001	0.008	0.90	-0.001	0.008	0.90
既解禁職種	-0.422	0.017	0.00	-0.788	0.045	0.00	-0.788	0.045	0.00
対数有効求人	0.474	0.007	0.00	0.591	0.007	0.00	0.591	0.007	0.00
対数有効求職	0.486	0.007	0.00	0.212	0.010	0.00	0.212	0.010	0.00
2004年3月以降ダミー		YES			YES			YES	
年月ダミー		YES			YES			YES	
職種ダミー		NO			YES			YES	
トレンド		NO			NO			YES	
サンプルサイズ					9584				
決定係数		0.931			0.990			0.990	

出所：厚生労働省「職業安定業務統計」2000年4月から2012年9月の職種別データを用いて筆者算出。

の2種類のダミー変数を用意し、2004年3月以降を示すダミー変数との交差項ともに(b)式に挿入して、マッチング関数を推定し直した結果が次の表1である。

製造職と非解禁職種、既解禁職種の3グループ間の違いだけを検討した(1)をみると、非解禁職種、既解禁職種ともにマッチングの効率性は法改正以前から製造業と比較して低いことがわかる。法改正後の2004年3月以降、その差が統計的に有意に拡大したのは製造職と非解禁職種との関係であって、製造職と既解禁職種との差は統計的に0と区別するには危険が伴う。こうした分析結果は、63種類の職種ダミーを加えて各職種の平均的効率性を制御した(2)、さらに全体のトレンドを加味した(3)でもより鮮明になる。図2から鳥瞰的に看取された職種間の関係は、ある程度統計的にも確からしく判断できることがわかる。

もちろん、以上の分析にも留意する点はある。具体的には、『職業安定業務統計』で供される職種分類は紹介機関独自の定義によっており、派遣法で規制対象を定義する業務分類とは厳密には一致しない。とはいえ、その不一致が大きいのはデモンストレーションや取引文書作成、ファイリングなどの定義が用いられた旧専門26職種であるように思われ、1999年時点での非解禁5職種のうち港湾運送を除いた医療、警備、建設、製造の4職種との対応関係はそれほど大きな齟齬はないだろう。また、図2の考察対象期間ではハローワーク業務そのものも変化しており、たとえば、2004年の派遣法改正前後では、システム改装に伴う自己検索機の導入やインターネットの利用が図られるなど、マッチングの効率性に影響を及ぼすと考えられる変更も加えられている。図2で確かめられた影響は、こうしたハローワーク業務の改善によって生じているかもしれない。しかし、こうした変化はハローワークが取り扱うすべての職種に対して影響を及ぼすと考えたほうがよい。職種間に異なる影響を及ぼしたとしても、本節で観察されたような形で3グループの間の差を生み出す理由となるかは判然としないだろう。

そのほか、分析期間が足かけ12年の長きにわたるため、図2の方法では循環要因などとの区別

がつきにくいという制約もある。もとより本節は、派遣法の労働市場の需給調整に対する影響という課題を、ハローワークのデータを用いたマッチング関数の推定という間接的な方法によって検証したに過ぎず、確定的な分析とは言い難い。しかし、派遣法の影響はこのような簡便な分析によってもある程度推察できることは明らかだろう。

## IV 派遣労働者の雇用の安定と福祉の増進

### 1 雇用の安定

Ⅲでは製造派遣解禁というタイミングを利用して、派遣法が第一の立法目的である需給調整機能の改善に貢献したかを、マッチング関数という観点から考察した。本節では、派遣法の第二第三の立法目的である、雇用の安定と労働条件の改善について確かめよう。以降で主に用いる材料は、総務省『就業構造基本調査』(以下、就調と略す)の個票である。

まずは1年間の就業状態の変化をもとに、派遣労働者や他の非正規労働者の雇用の安定性について検討したい。同様な分析には、就調と同じクロスセクションデータの総務省『労働力調査』をパネル化したり、いくつかのパネル調査を利用することが考えられるが、派遣労働者の出現率は大きいときでも数%に過ぎず、分析に必要なサンプルサイズを確保できるか心許ない。この点、就調では単年100万人を超えるというサンプルサイズゆえに、ある程度派遣労働者が含まれているという見通しがある。ただし、この調査では、調査時点の現職については、1987年調査以降、雇用形態の選択肢として派遣労働者が含まれているものの、前職について聞かれているのは2002年調査および2007年調査しかない。したがって、1年間の就業異動の変化が観察可能なのは2002年から2007年までの1期間に限られる。幸い、この間には製造派遣の解禁を中心とした2004年改正が含まれるので、同期間の変化を観察することで2004年改正の影響を考察できるだろう。

雇用の安定性の指標としては平均勤続年数も考

えられ、この場合は現職の情報のみで分析可能なので1987年から2007年まで考察対象期間を広げられるという利点がある。しかし、平均勤続年数の大小を雇用の安定の指標とみなすには、就職と離職の構造が時間を通じて一定を保つ場合に限られる。たとえば、ある年だけ大規模な採用が行われたとすると、離職の頻度が変化せずとも直後の平均勤続年数は減少し、あたかも雇用の安定が失われてしまったようにも見える。とくに1990年代以降、派遣労働者が持続的に増加する一方、直用正社員はともすると減少しており、派遣労働者の離職行動が一定を保ったとしても（あるいは離職確率が減少したとしても）、平均勤続年数は相対的に減少する圧力が存在していた。したがって、本稿では、考察期間が2002年から2007年に限られるという不利な点を考慮したとしても、雇用の安定を示す代理変数としては、平均勤続年数ではなく、より直接的に年間離職率と無業確率をとりあげるほうがよい。

さて、本節では具体的には、ある期間に離職する確率、すなわち、2001年10月から2002年10月までの1年間と、2006年10月から2007年10月までの1年間で離職する確率が変化したかどうかを検討する。この際、立法目的を鑑み、1年後時点の無業確率も合わせて取り上げよう。何らかの理由によって一度離職しても次の就業先を容易に見つけることができるようにすることが、労働者派遣の機能として意図されているからである。前節で考察した労働市場の流動性と関係する指標でもある。また、離職確率と無業確率との関係を確認するために、いったん離職した有業者に限定して、調査時点での再就業確率についても補足的に分析する。

このために、就調の2002年調査と2007年調査の個票を就業形態（ $J$ ）ごとにプールした上で、調査時点までに離職を経験したかどうかを示す離職ダミー変数（ $Sep_{iy}^J$ ）と、調査時点で無業になってしまったかどうかを示す無業ダミー変数を作成する（ $Non_{iy}^J$ ）。離職理由や無業を続ける理由はここでは問わない。これらの変数を被説明変数とし、2007年ダミー変数（ $d_{2007}^J$ ）と就業者の属性（ $X_{iy}^J$ ）に回帰する線形確率モデルを最小二乗法で

推定する<sup>15)</sup>。ただし、ここでいう就業形態とは、統計上の雇用形態を4グループ（正社員、パート・アルバイト、派遣社員、契約社員・嘱託・その他）に再編したうえで、会社役員・自営業主・家族従業員・内職者の非被用者を5つめのグループとして加える。また、直用正社員の定年退職の影響を除くために調査より1年前時点の18歳から54歳の有業者にサンプルを限定する。推定モデルは、

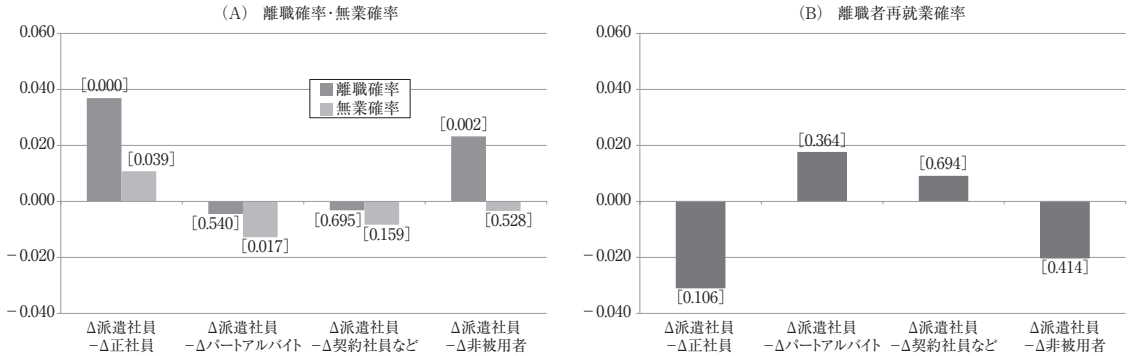
$$Sep_{iy}^J, Non_{iy}^J = d^J + a_{2007}^J + X_{iy}^J \cdot \beta^J + \varepsilon_{iy}^J \quad (J = 1, \dots, 5) \quad (c)$$

である。いわば、2002年から2007年にかけての年間離職確率と無業確率の平均的变化を、各就業形態内に限定して捉えることになる。その結果算出された派遣社員での変化分（ $d_{2007}^3$ ）を基準に、そのほかの就業形態で計算された変化分（ $d_{2007}^J$ ）を差分で比較した結果が次の図3である。したがって図中正の方向は、派遣社員の離職確率や無業確率が相対的に上昇したことを意味する。

まずパネル（A）をみると、2004年改正を介した派遣労働者の年間離職確率は、正社員や非被用者と比較すると上昇傾向にあり、この意味では雇用は不安定になっていたことがわかる。ところが、直用のパート・アルバイトや契約社員などとの比較では年間離職確率の変化に統計的に有意な差は認められない。年間離職確率の上昇は派遣労働者だけに起こったわけではなく非正規労働者全体に発生しており、派遣法改正だけの影響とは判断しがたい。元来、2004年改正には、製造派遣解禁の他にも受入期間制限の撤廃や長期化が取り入れられており、額面上、派遣労働者の雇用期間を長期化させることが意図されていた。ところが現実には、派遣労働者の年間離職確率は正社員と比較するとむしろ上昇しており、他の直用非正規と比較してもはっきりと低下したとは認められないのである。

しかし、パネル（A）でより重要なのは無業確率の変化かもしれない。たとえば直用パート・アルバイトと比較すると、派遣労働者の無業確率は1.3%ポイント程度減少している。この傾向はやはり直用非正規被用者である契約社員などと比較

図3 2004年改正を介した離職確率・無業確率の変化の就業形態間の差異



出所：総務省『就業構造基本調査』2002年調査および2007年調査の個票を用いて筆者算出。カギ括弧内は示された差分がゼロと等しいことを帰無仮説にした両側検定のp値を掲載した。推定結果の詳細については、付表1、付表2、付表3を参照のこと。

しても、やや危険が伴うが、垣間見られる。派遣労働者では他の直用非正規被用者と比較すると、離職確率は上昇しなかった一方で無業確率が低下したことが示唆されよう。

この点を確認するために、調査1年前時点では就業していたものの、いったん離職したのち調査時点で再就職している確率について同様の分析を行った結果がパネル(B)である。就調といえども離職したことを所与としたサンプルサイズは必ずしも大きくなく、推定された2007年ダミーの標準誤差はおしなべて大きい。したがって、速断することはできないものの、推定結果は直用非正規の就業形態に対して離職後再就職確率は2002年から2007年にかけて上昇しているかもしれない。前節のマッチング関数に関する議論をも考え合わせると、2004年改正が派遣社員の一つの職場での勤続を長期化したという証拠は得られないものの、次の職を見つけるのを容易にしたと推測できよう。

## 2 マッチング推定

とはいえ、前項の議論は多くの想定の下えに成り立っていることは読者も承知しているだろう。おそらく最も重要なのは、(c)式を推定することで捉えられる2002年と2007年の差違が、派遣法の改正による影響だと前提することだろう。本稿では、就業形態間の比較を通じて同期間に派遣社員にだけ起こった変化を抽出しているので、観察

されるべき独自の変化は、少なくとも派遣労働者のみを直接対象としている派遣法の影響と解釈することと矛盾はしない。しかし、2002年と2007年の間に派遣社員にだけ影響を及ぼすような何らかの経済変動が起こっていたとすると、その限りではないことは明記しておきたい。

2002年と2007年の差違が派遣法の改正による影響だとしても、そもそも(c)式の推定がうまく2002年と2007年の変化をとらえるためにもいくつかの前提条件が必要である。黒澤(2005)など、政策効果を計測する計量経済学的方法のサーベイやガイダンスが邦語でも多数出版されているので詳しい説明は省略するが、重要な鍵のひとつとして(c)式の線形確率という特定化が果たして適切かという点がまず指摘できる。この論点を議論するには、様々な特定化を試みるのもひとつの方法である。実際本稿では、紙幅の都合から報告はしていないが、プロビットモデルを用いて(c)式と同様の分析を試み、結論は線形確率モデルから得られたものと基本的には変わらないことを確かめている。とはいえ、年間離職確率や無業確率を決定する経済構造を派遣法改正との関連で特定化するのは困難で、どの特定化が望ましいかは一概には判断できない。

そこで本項では、試みにマッチング推定と呼ばれる手法を使って前項の計測結果を補足しよう。誤解を恐れずにこの方法を説明すれば、2002年と2007年の結果を比較するときに、非常に似た

標本同士の結果を比較して平均をとる方法とまとめられるだろう。もちろん、この「似た標本同士」をどう組み合わせるのが問題となるのは容易に想像が付くだろう。本稿のように、連続変数である年齢や勤続に加えて70種類を超える説明変数を導入すると、いかにサンプルサイズを誇る就調といえども正確に同一属性をもつ標本をサンプル内に見つけるのは非常に難しくなる。この点を克服するのが、プロペンシティ・スコア・マッチング (propensity score matching) と呼ばれる手法で、ある標本とある標本が似ているかどうかを数十種類ある属性全体ではなく、 $\text{Prob}\{d_{2007}^i = 1 | X_{i,j}^j\}$  という1次元の0と1の間の実数で判断し、この確率 (プロペンシティ・スコア) が似たような標本同士で結果を比較するのである<sup>16)</sup>。本稿に即して言えば、2002年調査と2007年調査をプールして調査年次を隠し、ある標本を取り上げたときにそれが2007年に調査対象となっている確率を求め、この確率が同じような標本を集め、2002年と2007年の離職確率や無業確率を比較する。

次の図4は、上記に解説したマッチング推定のうち、Nearest Neighbor マッチングと呼ばれる方法と、Kernel マッチングと呼ばれる方法を当てはめ、図3と同様な相対的な変化を示したものである。参考のために、図3にあるOLS推定量に基づく数値も再び掲げた。この二つの方法の違いは、基本的にはマッチングする相手を見つける方法にある。前者ではもっとも似た者を一人だけ

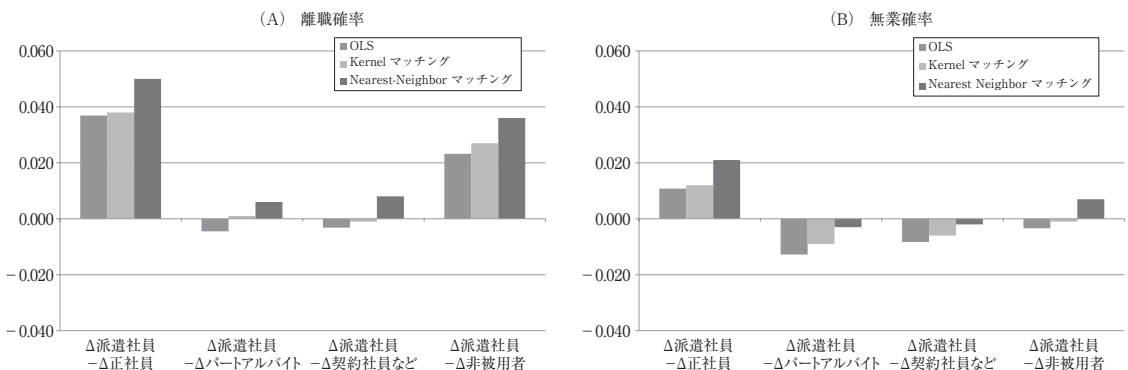
比較対象とし、後者ではある範囲にいる標本を比較対象とするが、その際にkernel関数と呼ばれる関数を使って、似ている程度に反比例するように重みをつけて比較する方法である。前者では比較対象をより厳密に特定できる可能性が高くなるものの、サンプルサイズが小さくなったり、属性ベクトルの近似をスカラーの確率の大小で表象するという性質から、全く異なる属性の標本をプロペンシティ・スコアが同等であるという理由で比較してしまうという危険も伴う。

図4が示すように、Kernel マッチング推定とOLSはほぼ同様な傾向を示すものの、Nearest Neighbor マッチングの結果は多少のブレが観察される。これは、2004年改正は製造派遣解禁という派遣労働者の職域を変更する変化なので、本稿のように職種を説明変数として考慮してしまうと2002年と2007年で似た者同士をひとつ見つけて比較するのは、それほど利点がないと考えられるためである。とはいえ、こうした推定量の弱点を割り引いて考えても、図4からは、派遣社員の無業確率が他の直用非正規と比較して増大したという前項の結論は、注意して扱われるべきだということがわかる。結局、(c)式にありがちな誤謬を考慮した場合、前項に得られた結論はそれほど頑健ではない可能性があるといえる<sup>17)</sup>。

### 3 時間賃金・年間労働時間の変化

さて、派遣法の政策効果の議論に立ち戻ろう。

図4 2004年改正を介した離職確率の変化の就業形態間の差異  
OLS推定量とマッチング推定量との比較



出所：総務省「就業構造基本調査」2002年調査および2007年調査の個票を用いて筆者算出。マッチング推定の結果は付表4を参照のこと。

留保付きとはいえIV 1で確かめられた派遣社員の流動性が、第三の立法目的である彼/彼女らの労働条件を改善したかどうかを観察するのは興味深い。労働条件の代表である時間賃金や年間労働時間の変化で確かめてみよう。就調では所得や労働時間についてのデータは調査時点のみしか格納されていないので、前項のような年間変化を捉えることはできず、各調査時点での所得や労働時間がどのように変化したかを考察できるとどまるが、1987年調査から2007年調査まで継続して観察できる。したがって、前項で定義した就業形態別(J)に全年次の個票をプールしたうえで、対数時間賃金( $\ln wage_{i,y}^J$ )および年間労働時間( $annualhour_{i,y}^J$ )を被説明変数とする線形回帰モデルを推定し、説明変数として年次ダミーとその他の属性を含める<sup>18)</sup>。年次ダミーが各就業形態内の平均的な労働条件のシフトを捉えることになるが、もし派遣労働者だけに特有な動きが観察できたとすれば、それは派遣法の影響を拾ったものかもしれない。推定モデルは(c)式と同様に、

$$\ln wage_{i,y}^J, annualhour_{i,y}^J = a^J + d_y^J + X_{i,y}^J \cdot \beta^J + \varepsilon_{i,y}^J$$

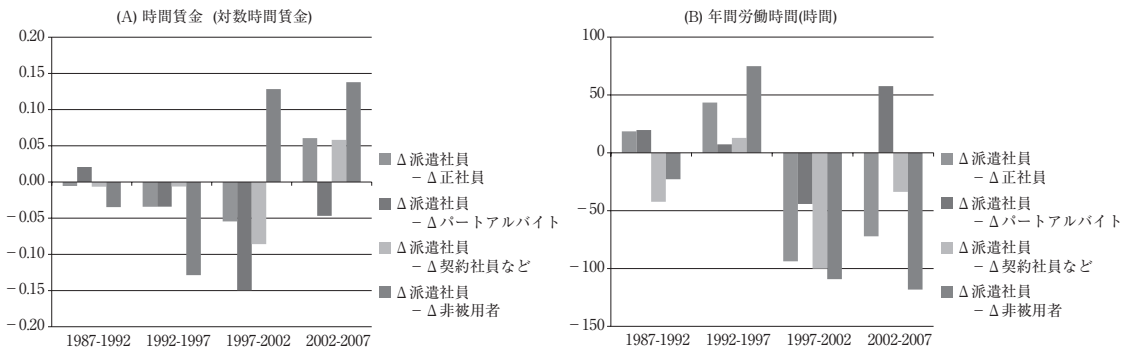
( $J = 1, \dots, 5$ )

である。ただし、前項との比較を考慮して、サンプルは調査時点で18歳から54歳の有業者に限った。次の図5は、年次ダミーの推定された係数を

用いて、派遣社員における5年間の変化と、各就業形態における5年間の変化を比較したものである。たとえば、正の方向であれば、派遣社員の賃金や労働時間が相対的に増加したことを示す。

派遣法導入直後の1987年から1997年までは、派遣社員とそのほかの就業形態でそれほど大きな差が発生したわけではなかったが、1997年から2002年にかけては、他の直用被用者と比較すると時間賃金と年間労働時間がともに減少したことがわかる。不況期であることに加えて、ネガティブリスト化による派遣社員の飛躍的な拡大が、必ずしも労働条件の改善を伴わなかったことが示唆されよう。しかし、2002年から2007年にかけての変化をみると、解釈はそう簡単ではない。その期間では、たとえば正社員に対しては時間賃金が上昇する一方、年間労働時間は減少しており、平均的な労働条件は改善しているからである。この組み合わせは、契約社員などの直用非正規労働者や非被用者との関係においても成立しているが、その一方で、パート・アルバイトに対しては、時間賃金の減少と労働時間の長期化が同時に起こっており、その意味では平均的な労働時間が改善されたとは言い難い。全体として、本項のような単純な枠組みでは、賃金や労働時間といった様々な要因で決まる労働条件に対する影響を抽出するのは困難であることがわかる。

図5 1987年から5年間ごとの時間賃金と年間労働時間の変化の就業形態間の差異



出所：総務省「就業構造基本調査」2002年調査および2007年調査の個票を用いて筆者算出。推定の詳細は付表5、付表6を参照のこと。

## V 結論にかえて

本稿では、派遣法の立法目的を需給調整の改善、派遣労働者の雇用の安定と労働条件の改善の3点とみなし、政策効果の有無を検証してきた。まずⅡでは、分析の準備段階として派遣法の成立と改正の歴史を振り返りつつ、その立法目的を整理した。Ⅲでは、第一の需給調整について『職業安定業務統計』の職種別データを用いてマッチング関数を推計し、2004年改正がマッチングの効率性の改善につながった可能性を指摘した。続くⅣでは、第二の雇用の安定について『就業構造基本調査』を用いて年間離職確率・無業確率の推移を分析し、やはり2004年改正の前後で、派遣労働者の無業確率が他の直用非正規労働者と比較して上昇した可能性を見いだした。同期間で派遣労働者の離職確率が高まっていることと、Ⅲで見いだしたマッチングの効率性の改善傾向とを考えると、派遣労働者の労働市場に一定の流動性が生み出された可能性は一概に否定するべきではない。しかし、Ⅳで同様の手法で派遣労働者の時間賃金や年間労働時間の変化を計測したところ、第三の立法目的であるこれらの労働条件の改善は、必ずしも達成していないこともわかった。同時に、Ⅳの年間離職確率・無業確率に用いた計量モデルが必ずしも頑健ではない可能性も垣間見え、本稿で得られた結論は、あくまでも暫定的とするべきで、さらなる検証が必要であろう。

最後に、筆者の力不足はひとまずは棚に上げ、本稿で派遣法の政策効果の計測が不十分に終わった理由を考えてまとめの代わりとしたい。まず、大きな論争を巻き起こしたとはいえ、派遣労働者は未だに被用者の中では多数派ではないことは分析を難しくしている。本稿で用いた2007年の就調でも、現職派遣労働者のサンプルサイズはおおよそ1万1000で、10万を超えるパート・アルバイトに遠く及ばず、全体の1%強を占めるに過ぎない。したがって、ごく一般的なランダム・サンプリングの調査では、他と比較しやすいという利点はあるものの、派遣労働者に焦点を絞ることはそれほど簡単ではないことは容易に予想できる。し

たがって、現実に派遣労働者の状況を確認めるとすれば、他の被用者との比較可能性を維持しながら、派遣労働者に偏った特殊な調査を実施する必要がある。政府当局も2004年、2008年、2012年と『派遣労働者実態調査』を断続的に実施しているが、他の就業形態の被用者との比較可能な調査ではなく、派遣労働者を追跡しているわけでもない。派遣法の影響を確かめられるように設計されている調査を後から探そうとしても、それほど多くはないのが実情だろう。

また、政策効果を判断するには対象者と非対象者を明確に区別する必要があるが、派遣法に定義された職種と統計上の職業分類は必ずしも同一ではなく、データ上判断するのは容易ではない。さすがに厚生労働省の『職業安定業務統計』などでの対応は大きくは食い違わないものの、本稿Ⅳで利用した就調のような統計法の枠組みにある諸調査の職業分類（日本標準職業分類）との対応は厳密とは言い難いだろう。しかも、総務省などの政府統計では、旧来の印刷による集計結果の公表による影響か、職業分類は高々大分類にしか分類されておらず、細かい職業間の差を検証することができないことが多い。もともと、たとえば就調の調査原票の職業欄は自らの仕事を自由記述で記し、統計担当者が回収後コードを振り直すという方式をとっているにもかかわらず、電子データで利用可能なファイルでも大分類だけでしか利用できないのは大きな制約だろう。

このように考えると、派遣法のみならず政策効果を考察するにはそれに適したデータをあらかじめ作成することがいかに重要なことかがわかる。事後的にアド・ホック調査を実施したり、既存の調査を再利用したりしても、分析可能な範囲は限られ、検証すべき政策効果がその範囲に落ちるとは限らないからである。

\*本稿は大橋範雄氏との議論に着想を得て作成されたもので、途中、川口大司氏より貴重なコメントをいただいた。また本稿は概ね、Ⅱを水町が、そのほかを神林が執筆した。無論、本稿にあり得べき誤謬はすべて筆者達に帰するが、特に記して謝意を表したい。

付表1 年間離職確率の推定

サンプル	『就業構造基本調査』2002年および2007年調査； 調査より1年前時点の有業者														
	派遣社員			正社員			パート・アルバイト			契約社員・嘱託・その他			会社役員・自営業主・ 家族従業者・内職者		
	1年間に離職したか否か（有=1, 無=0） OLS														
被説明変数 推定モデル	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値
2007年 ダミー	0.027	0.010	0.01	-0.010	0.001	0.00	0.031	0.002	0.00	0.030	0.005	0.00	0.003	0.001	0.00
女性 ダミー	0.059	0.011	0.00	0.063	0.001	0.00	0.000	0.004	0.92	0.017	0.006	0.00	0.029	0.001	0.00
年齢	-0.006	0.004	0.10	-0.008	0.000	0.00	-0.023	0.001	0.00	-0.010	0.002	0.00	-0.010	0.001	0.00
年齢 <sup>2</sup> / 100	-0.001	0.005	0.80	0.009	0.001	0.00	0.021	0.001	0.00	0.007	0.003	0.01	0.011	0.001	0.00
勤続	-0.029	0.004	0.00	-0.007	0.000	0.00	-0.004	0.001	0.00	-0.008	0.001	0.00	-0.003	0.000	0.00
勤続 <sup>2</sup> / 100	0.106	0.028	0.00	0.017	0.001	0.00	-0.005	0.003	0.07	0.011	0.003	0.00	0.005	0.001	0.00
高校卒	-0.040	0.018	0.02	-0.018	0.002	0.00	-0.028	0.004	0.00	-0.013	0.008	0.12	-0.003	0.002	0.09
短大・専 門学校卒	-0.051	0.021	0.02	-0.024	0.002	0.00	-0.010	0.005	0.04	-0.008	0.010	0.45	-0.009	0.002	0.00
大学・大 学院卒	0.002	0.021	0.91	-0.025	0.002	0.00	-0.017	0.005	0.00	0.013	0.010	0.20	-0.009	0.002	0.00
定数項	0.435	0.184	0.02	0.291	0.011	0.00	0.762	0.024	0.00	0.427	0.048	0.00	0.246	0.015	0.00
職種 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
産業 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
企業規模 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
都道府県 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
サンプル サイズ (疑似) 決定係数	10999			415927			129702			29153			108722		
	0.0616			0.036			0.0614			0.0522			0.0267		

付表2 無業確率の推定

サンプル	『就業構造基本調査』2002年および2007年調査； 調査より1年前時点の有業者														
	派遣社員			正社員			パート・アルバイト			契約社員・嘱託・その他			会社役員・自営業主・ 家族従業者・内職者		
	調査時点で無業か否か（無業=1, 有業=0） OLS														
被説明変数 推定モデル	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値
2007年 ダミー	-0.004	0.008	0.63	-0.015	0.001	0.00	0.009	0.002	0.00	0.004	0.003	0.21	-0.001	0.001	0.52
女性 ダミー	0.050	0.009	0.00	0.053	0.001	0.00	0.018	0.003	0.00	0.034	0.004	0.00	0.024	0.001	0.00
年齢	-0.006	0.003	0.04	-0.005	0.000	0.00	-0.015	0.001	0.00	-0.007	0.001	0.00	-0.006	0.000	0.00
年齢 <sup>2</sup> / 100	0.005	0.004	0.24	0.005	0.000	0.00	0.016	0.001	0.00	0.006	0.002	0.00	0.007	0.001	0.00
勤続	-0.009	0.003	0.00	-0.002	0.000	0.00	-0.003	0.000	0.00	-0.002	0.001	0.02	-0.001	0.000	0.00
勤続 <sup>2</sup> / 100	0.024	0.021	0.25	0.004	0.000	0.00	0.002	0.002	0.44	0.000	0.002	0.85	0.002	0.000	0.00
高校卒	-0.034	0.014	0.01	-0.016	0.001	0.00	-0.025	0.003	0.00	-0.020	0.006	0.00	-0.005	0.001	0.00
短大・専 門学校卒	-0.027	0.016	0.10	-0.017	0.002	0.00	-0.011	0.004	0.00	-0.018	0.007	0.02	-0.009	0.002	0.00
大学・大 学院卒	-0.009	0.016	0.58	-0.020	0.002	0.00	0.001	0.004	0.77	-0.016	0.008	0.04	-0.007	0.002	0.00
定数項	0.372	0.142	0.01	0.135	0.008	0.00	0.441	0.019	0.00	0.211	0.035	0.00	0.133	0.011	0.00
職種 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
産業 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
企業規模 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
都道府県 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
サンプル サイズ (疑似) 決定係数	10999			415927			129702			29153			108722		
	0.0275			0.0226			0.0256			0.0218			0.0191		



付表3 離職後再就職確率の推定

サンプル	『就業構造基本調査』2002年および2007年調査：調査より1年前時点の有業者のうち離職経験者														
	派遣社員			正社員			パート・アルバイト			契約社員・嘱託・その他			会社役員・自営業主・家族従業者・内職者		
	調査時点で有業か否か（有業=1, 無業=0）														
被説明変数 推定モデル	OLS														
	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値
2007年 ダミー	0.046	0.019	0.01	0.077	0.005	0.00	0.028	0.006	0.00	0.037	0.014	0.01	0.066	0.016	0.00
女性 ダミー	-0.073	0.019	0.00	-0.190	0.006	0.00	-0.051	0.008	0.00	-0.121	0.016	0.00	-0.256	0.019	0.00
年齢 ダミー	0.016	0.007	0.02	0.010	0.002	0.00	0.016	0.002	0.00	0.011	0.005	0.03	0.026	0.007	0.00
年齢 <sup>2</sup> / 100	-0.026	0.010	0.01	-0.014	0.003	0.00	-0.025	0.003	0.00	-0.017	0.007	0.02	-0.037	0.009	0.00
勤続 ダミー	-0.006	0.007	0.38	-0.011	0.001	0.00	0.008	0.002	0.00	-0.009	0.003	0.01	0.003	0.003	0.33
勤続 <sup>2</sup> / 100	0.033	0.056	0.56	0.013	0.003	0.00	-0.059	0.009	0.00	0.017	0.015	0.25	-0.006	0.010	0.52
高校卒	0.046	0.029	0.11	0.064	0.009	0.00	0.048	0.009	0.00	0.087	0.024	0.00	0.103	0.024	0.00
短大・専 門学校卒	0.015	0.035	0.67	0.057	0.011	0.00	0.026	0.011	0.02	0.089	0.029	0.00	0.113	0.031	0.00
大学・大 学院卒	0.031	0.034	0.36	0.090	0.010	0.00	-0.018	0.012	0.14	0.116	0.029	0.00	0.099	0.032	0.00
定数項	-0.051	0.325	0.87	0.514	0.055	0.00	0.206	0.059	0.00	0.407	0.153	0.01	0.256	0.188	0.18
職種 ダミー	YES			YES			YES			YES		YES			
産業 ダミー	YES			YES			YES			YES		YES			
企業規模 ダミー	YES			YES			YES			YES		YES			
都道府県 ダミー	YES			YES			YES			YES		YES			
サンプル サイズ (疑似) 決定係数	4108			42997			32252			6004			3778		
	0.0428			0.0775			0.017			0.038			0.1112		

付表4 マッチング推定の結果

アウトカム： 離職の有無（有=1, 無=0）										
処置変数： 2007年ダミー コントロール変数： 年齢, 年齢 <sup>2</sup> /100, 勤続, 勤続 <sup>2</sup> /100, 性別, 学歴ダミー（4種類）, 職種ダミー（9種類）, 産業ダミー（6種類）, 企業規模ダミー（10種類）, 都道府県ダミー（47種類）										
	OLS	sample size	# of treatment	ATT kernel	s.e. <sup>1)</sup>	# of control	ATT nearest neighbor	s.e.	# of control	
派遣社員	0.027	10999	8005	0.029	0.011	2993	0.040	0.015	2281	
正社員	-0.010	415927	195837	-0.009	0.001	220088	-0.010	0.001	114511	
パート・アルバイト	0.031	129702	67001	0.028	0.002	62701	0.034	0.003	35208	
契約社員など	0.030	29153	16410	0.030	0.005	12743	0.032	0.006	7647	
会社役員・業主など	0.003	108722	44601	0.002	0.001	64115	0.004	0.001	28598	
アウトカム： 調査時点で無業か否か（無業=1, 有業=0）										
処置変数： 2007年ダミー コントロール変数： 年齢, 年齢 <sup>2</sup> /100, 勤続, 勤続 <sup>2</sup> /100, 性別, 学歴ダミー（4種類）, 職種ダミー（9種類）, 産業ダミー（6種類）, 企業規模ダミー（10種類）, 都道府県ダミー（47種類）										
	OLS	sample size	# of treatment	ATT kernel	s.e.	# of control	ATT neighborhood	s.e.	# of control	
派遣社員	-0.004	10999	8005	-0.002	0.008	2993	0.007	0.012	2281	
正社員	-0.015	415927	195837	-0.014	0.001	220088	-0.014	0.001	114511	
パート・アルバイト	0.009	129702	67001	0.007	0.002	62701	0.010	0.002	35208	
契約社員など	0.004	29153	16410	0.004	0.004	12743	0.009	0.005	7647	
会社役員・業主など	-0.001	108722	44601	-0.001	0.001	64115	0.000	0.001	28598	

注1：Kernel マッチング推定量の標準誤差は100回のブートストラップによって算出した。

付表5 就業形態別時間賃金の推移

サンプル	〔就業構造基本調査〕1987年から2007年調査：調査時点の有業者														
	派遣社員			正社員			パート・アルバイト			契約社員・嘱託・その他			会社役員・自営業主・家族従業者・内職者		
	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値
被説明変数 推定モデル	時間賃金対数値 OLS														
1992年 ダミー	0.239	0.017	0.00	0.245	0.001	0.00	0.219	0.004	0.00	0.246	0.013	0.00	0.274	0.004	0.00
1997年 ダミー	0.316	0.017	0.00	0.356	0.001	0.00	0.330	0.004	0.00	0.329	0.013	0.00	0.480	0.005	0.00
2002年 ダミー	0.174	0.017	0.00	0.268	0.001	0.00	0.337	0.004	0.00	0.273	0.011	0.00	0.209	0.005	0.00
2007年 ダミー	0.125	0.015	0.00	0.159	0.001	0.00	0.335	0.004	0.00	0.165	0.011	0.00	0.022	0.006	0.00
女性 ダミー	-0.219	0.010	0.00	-0.335	0.001	0.00	-0.124	0.004	0.00	-0.207	0.007	0.00	-0.747	0.004	0.00
年齢	0.029	0.003	0.00	0.047	0.000	0.00	-0.006	0.001	0.00	0.048	0.002	0.00	0.062	0.002	0.00
年齢 <sup>2</sup> / 100	-0.033	0.005	0.00	-0.050	0.000	0.00	0.010	0.001	0.00	-0.053	0.003	0.00	-0.057	0.002	0.00
勤続	0.003	0.002	0.10	0.020	0.000	0.00	0.001	0.001	0.36	0.010	0.001	0.00	0.004	0.001	0.00
勤続 <sup>2</sup> / 100	0.024	0.008	0.00	-0.010	0.001	0.00	0.007	0.003	0.01	-0.008	0.004	0.06	-0.001	0.002	0.56
高校卒	0.041	0.014	0.00	0.134	0.001	0.00	0.019	0.003	0.00	0.051	0.010	0.00	0.060	0.004	0.00
短大・専 門学校卒	0.081	0.017	0.00	0.193	0.002	0.00	0.067	0.005	0.00	0.076	0.012	0.00	0.153	0.007	0.00
大学・大 学院卒	0.179	0.018	0.00	0.257	0.002	0.00	0.310	0.005	0.00	0.214	0.013	0.00	0.198	0.006	0.00
定数項	-2.596	0.099	0.00	-3.224	0.009	0.00	-2.086	0.027	0.00	-3.216	0.060	0.00	-3.407	0.044	0.00
職種 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
産業 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
企業規模 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
都道府県 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
サンプル サイズ	16262			1150042			255582			40846			308743		
(疑似) 決定係数	0.1846			0.5344			0.1652			0.1939			0.4029		

付表6 就業形態別年間労働時間の推移

サンプル	〔就業構造基本調査〕1987年から2007年調査：調査時点の有業者														
	派遣社員			正社員			パート・アルバイト			契約社員・嘱託・その他			会社役員・自営業主・家族従業者・内職者		
	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値	推定係数	標準誤差	p値
被説明変数 推定モデル	年間労働時間 OLS														
1992年 ダミー	-59.2	15.3	0.00	-77.7	1.0	0.00	-78.9	3.1	0.00	-16.9	10.0	0.09	-36.4	2.3	0.00
1997年 ダミー	-84.2	15.2	0.00	-146.1	1.0	0.00	-111.2	3.1	0.00	-54.8	10.1	0.00	-136.2	2.7	0.00
2002年 ダミー	-127.2	14.8	0.00	-95.4	1.1	0.00	-109.9	3.1	0.00	2.3	8.8	0.80	-70.1	2.7	0.00
2007年 ダミー	-35.0	13.6	0.01	69.0	1.1	0.00	-75.3	3.1	0.00	128.2	8.7	0.00	140.3	3.0	0.00
女性 ダミー	-232.3	8.6	0.00	-149.2	0.8	0.00	-231.0	3.1	0.00	-273.7	6.0	0.00	-368.1	2.0	0.00
年齢	-3.5	3.0	0.25	5.5	0.3	0.00	6.3	0.7	0.00	-12.7	2.0	0.00	25.6	1.0	0.00
年齢 <sup>2</sup> / 100	-2.9	4.1	0.48	-10.1	0.4	0.00	-12.4	0.9	0.00	9.1	2.6	0.00	-31.8	1.2	0.00
勤続	16.1	1.8	0.00	5.2	0.1	0.00	19.6	0.4	0.00	10.2	1.0	0.00	19.1	0.3	0.00
勤続 <sup>2</sup> / 100	-41.2	7.4	0.00	-15.5	0.4	0.00	-38.8	2.1	0.00	-13.0	3.3	0.00	-35.2	0.9	0.00
高校卒	-5.3	12.6	0.67	-8.0	1.1	0.00	-57.9	2.6	0.00	14.6	7.6	0.05	26.6	2.3	0.00
短大・専 門学校卒	-38.2	15.3	0.01	-0.4	1.5	0.80	-130.7	3.5	0.00	20.3	9.9	0.04	0.1	3.6	0.98
大学・大 学院卒	-48.3	15.8	0.00	24.6	1.4	0.00	-403.6	4.1	0.00	-38.4	10.3	0.00	-14.1	3.3	0.00
定数項	1651.4	88.0	0.00	1712.9	7.5	0.00	1106.2	20.4	0.00	1869.8	47.6	0.00	966.5	24.0	0.00
職種 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
産業 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
企業規模 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
都道府県 ダミー	YES			YES			YES			YES			YES		
サンプル サイズ	16262			1150042			255582			40846			308743		
(疑似) 決定係数	0.1414			0.1264			0.1525			0.1471			0.2385		

- 1) 現在の正式名称は「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の保護等に関する法律」だが、本稿では以下派遣法と略す。
- 2) ただし、仮にマージン率を25%程度と置いて時間給に直すと特定派遣で761円、一般派遣で708円と計算され、同年の東京都の地域別最低賃金488円に対して概ね1.5倍程度になる。また、同じ単純作業としてよく指摘されるファイリングの派遣料金については、同様に1日8時間に換算して一般派遣で1万1000円前後、特定派遣で1万2000円前後と、他職種と比較して大きく低いわけではない。
- 3) 歴史的経緯については、清正(1987)、中島(1988)、岡村(2010)119頁以下、高梨(2007)50頁以下など参照。
- 4) この4つの要件を満たす場合であっても、それが職安法44条違反を免れるために故意に偽装されたものであって、その真の目的が労働力の供給にあるときには、「労働者供給」事業であることを免れることができないとされている(職安則4条2項)。
- 5) 中尾(2003)27頁以下、岡村(2010)121頁以下、高梨(2007)67頁以下参照。
- 6) 竹内(1985)31頁以下、岡村(2010)123頁。
- 7) 高梨(2007)126頁以下参照。
- 8) 岡村(2010)123頁以下、高梨(2007)136頁以下。
- 9) 法律を示す年号は制定時を用いるのが通常だが、本稿で考察の対象となる経済実態への影響は施行前後で生じると考えたほうがよいので、本稿では便宜上、改正を含めて施行時の年号を用いる。
- 10) 高梨(2009)25頁以下。
- 11) 高梨(2009)25頁以下。
- 12) 労務行政研究所(2013)81頁以下。
- 13) 水町(2011)。
- 14) 厚生労働省「今後の労働者派遣制度の在り方に関する研究会報告書」(2013年8月)参照。
- 15) 同様の考え方でプロビットモデルを用いた推定も行い、結果に大きな異同がないことを確かめている。線形確率モデルと異なり、プロビットモデルの場合には、推定された係数間の差異に関する統計的検定がやや複雑になることから、簡便のため本稿では線形確率モデルも用いて説明している。また、そのほかの就業者属性は、年齢、年齢<sup>2</sup>/100、勤続、勤続<sup>2</sup>/100、性別、学歴ダミー(4種類)、職種ダミー(9種類)、産業ダミー(6種類)、企業規模ダミー(10種類)、都道府県ダミー(47種類)である。
- 16) この議論が成立するためには、プロペンシティ・スコアが似通った標本が両年に存在する必要がある。両者が存在する範囲をコモン・サポートと呼び、マッチングの対象をコモン・サポート内に限定する必要が生じる。ただし、本節の分析では、就調の大きなサンプルサイズと安定した調査項目のためと思われるが、この点は考慮する必要がなかったことが事後的に確かめられている。
- 17) また、(c)式で今ひとつ重要な論点は、年間離職確率や無業確率に影響を与えるもののデータ上格納されていない要因が、ある特定の属性をもっていれさえすれば平均的には2002年と2007年で変わらないという条件である。この点は、Ⅲでみたように派遣法改正によって労働市場のセグメント化を促すという効果とは一見矛盾するかもしれない。他方、労働市場のセグメント化はある程度就調の調査項目として採取可能な要素で起こっているかもしれない、実際、性別や年齢、学歴、職種や産業といった情報はセグメント化の契機として重要だろう。試みに就調の個票を用いて派遣社員として働

ていることを被説明変数として線形確率モデルを2002年と2007年でそれぞれ同一の説明変数を投入して推計したところ、その決定係数は2007年のほうがむしろ大きい。これらの観察可能な要素の重要性がむしろ増大したことを示唆している。このように、Ⅲでみた労働市場のセグメント化が、こうした私たちが観察できる要素で起こっているとすれば、ⅢとⅣの間に矛盾はないが、これらの点は本稿に残された重大な課題だろう。

- 18) 就調では時間賃金や年間労働時間そのものを質問しておらず、ここでは年取や週労働時間などから次のように算出した。まず年取について各カテゴリーの中位値をとる。次に年間就業日数カテゴリーの中位値を7で除して年間就業週数を算出し、さらに週間労働時間カテゴリーの中位値を掛けることによって年間労働時間を算出する。年取を年間労働時間で割り、時間賃金を求める。そのほかの就業者属性は、年齢、年齢<sup>2</sup>/100、勤続、勤続<sup>2</sup>/100、性別、学歴ダミー(4種類)、職種ダミー(9種類)、産業ダミー(6種類)、企業規模ダミー(10種類)、都道府県ダミー(47種類)とした。

#### 参考文献

- 岡村美保子(2010)「労働者派遣法改正問題」『レファレンス』2009年10月号, pp.119-139.
- 神林龍(2012)「日本の労働市場における派遣法の役割」『ジュリスト』1446号, pp.39-45.
- 清正寛(1987)『雇用保障法の研究』法律文化社。
- 黒澤昌子(2005)「積極労働政策の評価——レビュー」『フィナンシャル・レビュー』July, pp.197-220.
- 厚生労働省(2013)「今後の労働者派遣制度の在り方に関する研究会報告書」(2013年8月)。
- 高梨昌編著(2007)『第三版 詳解労働者派遣法』エイデル研究所。
- (2009)「派遣法立法時の原点からの乖離——現行法でも活用の余地はある」『都市問題』Vol.100, No.3, pp.25-26.
- 高橋康二(2006)「労働者派遣事業の動向」労働新聞社。
- 竹内義信(1985)「事務処理業の実態」『ジュリスト』831号, pp.29-33.
- 中尾和彦(2003)「製造業務請負業の生成・発展過程と事業の概要(3)」『電機総研レポート』286号, pp.27-32.
- 中島寧綱(1988)『職業安定行政史』雇用問題研究会。
- 水町勇一郎(2011)「『格差』と『合理性』——非正規労働者の不利益取扱いを正当化する『合理的理由』に関する研究」社会科学研究 62巻3・4号, pp.125-152.
- 労務行政研究所(2013)『労働者派遣法』労務行政。
- Petrongolo, B., and C. Pissarides, (2001), "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function," *Journal of Economic Literature*, Vol.39, pp.390-431.

かんばやし・りょう 一橋大学経済研究所准教授。最近の主な著作に「Differences in Definitions of Non-Regular Employee in Government Statistics,」*Japan Labor Review*, Vol.10, No.4, 2013, pp.55-66. 労働経済学専攻。

みずまち・ゆういちろう 東京大学社会科学研究所教授。最近の主な著作に「団体交渉は組合員の労働契約のためにあるのか?——団体交渉の基盤と射程に関する理論的考察」西谷敏先生古希記念論集『労働法と現代法の理論 下』(日本評論社, 2013), pp.83-108. 労働法学専攻。