

Title	人材派遣, 職業紹介の規制緩和は何をもたらしたか
Sub Title	The effect of temporary-work and employment-service reforms
Author	小林, 徹(Kobayashi, Toru)
Publisher	慶應義塾大学出版会
Publication year	2014
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.57, No.4 (2014. 10) ,p.75- 96
JaLC DOI	
Abstract	<p>本稿では2000年前後の職業紹介業や人材派遣業に関する規制緩和政策が, その目的を果たしたかどうかを検討する。当時の資料によれば規制緩和の目的は「需給調整機能の向上」であったとされるが,</p> <p>本稿ではこれを判断するために2つの指標に関する分析を行った。</p> <p>第1には, 規制緩和によって転職や新規就業が促進されているかどうかについて分析を行った。</p> <p>第2には, 規制緩和によって転職や新規就業をした者の賃金がこれまでの転職者や新規就業者よりも高まっているかどうかについて分析した。</p> <p>しかし本稿の分析結果からは規制緩和が転職や新規就業を促進させている様子も, 賃金を高めている様子も確認されなかった。本稿の分析においては規制緩和によって「需給調整機能の向上」という政策目的が果たされたとは主張できない。ただし, 本稿の分析は女性に限定されたものであり, 用いているデータの規模や実施可能な分析手法にも限界が残されていることには留意が必要である。</p>
Notes	「『日本家計パネル調査』を使った雇用政策評価分析」特集号#論文挿表
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20141000-0075

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

人材派遣，職業紹介の規制緩和は何をもたらしたか*

小 林 徹

<要 約>

本稿では2000年前後の職業紹介業や人材派遣業に関する規制緩和政策が，その目的を果たしたかどうかを検討する。当時の資料によれば規制緩和の目的は「需給調整機能の向上」であったとされるが，本稿ではこれを判断するために2つの指標に関する分析を行った。

第1には，規制緩和によって転職や新規就業が促進されているかどうかについて分析を行った。

第2には，規制緩和によって転職や新規就業をした者の賃金がこれまでの転職者や新規就業者よりも高まっているかどうかについて分析した。

しかし本稿の分析結果からは規制緩和が転職や新規就業を促進させている様子も，賃金を高めている様子も確認されなかった。本稿の分析においては規制緩和によって「需給調整機能の向上」という政策目的が果たされたとは主張できない。ただし，本稿の分析は女性に限定されたものであり，用いているデータの規模や実施可能な分析手法にも限界が残されていることには留意が必要である。

<キーワード>

正社員，派遣社員，職業紹介

1. 人材派遣，職業紹介業の規制緩和の概要と本稿の分析対象

2000年前後，職業紹介業や人材派遣業に関する規制緩和が立て続けに行われた。1996年の「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の就業条件の整備等に関する法律」（昭和60年法律第88号。以下「労働者派遣法¹⁾」という）改正，1997年の職業安定法施行規則改正，1999年の職業安定法と労働者派遣法の改正と続き，この1999年の改正によって職業紹介，労働者派遣はとも

* 本稿の作成にあたり公益財団法人家計経済研究所より「消費生活に関するパネル調査」の個票データを提供頂きましたことを感謝いたします。また匿名レフェリーの先生方から大変有益なコメントを多数頂戴しました。ここに記して感謝申し上げます。なお，本稿に残る誤りのすべては筆者の責任であることは言うまでもありません。

に取り扱い職種の原則自由化が実現した。さらに2004年、人材派遣に関しては、一部禁止されていた職種のうち製造職の派遣解禁や、全体的な派遣期間制限の拡大が果たされた。これら規制緩和に沿うように人材紹介や人材派遣産業の市場規模は拡大し、企業や労働者ともに身近なサービスになってきたが、規制緩和の目的が果たされたかどうかについては実証研究も少なく、コンセンサスは未だ得られていない。

本稿では、以上の規制緩和によって政策目的が果たされたかどうかを検証するため、1990年代と2000年代の期間を含むパネルデータを用いて計量分析を行う。規制緩和政策の目的としては外部労働市場の需給調整機能向上が主張されていたが、この需給調整機能の評価について本稿では2つの指標を設定する。第1には Petrongolo and Pissarides (2001) で説明されるマッチング関数の技術的効率性が上昇することで、労働者が転職や就職をしやすくなった場合に需給調整機能が向上したと考える。本稿ではこのような経路の影響を「需給調整機能向上の定義1」と設定し、パネルデータから規制緩和の労働者の転職・新規就業ダミーへの影響を分析する。第2の指標は転職・新規就業時の賃金とする。規制緩和後に多く参入してくる民間人材サービスの職業紹介能力が高い場合には、Jovanovic (1979) の p.975 で述べられる相性の良し悪しによる生産性が勤務の事前にも把握されやすくなると考えられる。一定期間の勤務を経なくとも、より高い生産性の仕事を選べるようになるため、転職や就職時の賃金は高くなることが期待できる。本稿ではこのような経路の影響を「需給調整機能向上の定義2」と設定し、パネルデータを用いて転職者や新規就業者の賃金が規制緩和によって高まったかどうかを分析する。以上2つの指標に関する影響をみることで、規制緩和の目的が果たされたかどうかを判断したい。

神林・水町 (2014) ではマッチング関数の推定から労働者派遣法の成立・改正が市場の需給調整機能を改善したかを確かめる (神林・水町, 2014, 69頁) という試みがなされている。ここでは2004年の製造職派遣解禁によってハローワークの需給調整機能が間接的に向上したことが指摘されている。本稿も規制緩和政策の需給調整機能への影響を分析するが、着目する規制緩和政策と分析手続き、需給調整機能の代理指標においてそれぞれ重なる点と異なる点がある。労働者派遣政策の影響を分析対象とすることは神林・水町 (2014) と重なるが、本稿では職業安定法の規制緩和職種にも着目している。分析手続きとしては、規制緩和の対象職種において規制緩和前後で需給調整機能の代理指標が異なったかどうかを DD (Difference in Differences) 分析する点は神林・水町 (2014) と重なるが、神林・水町 (2014) が求人数・求職者数・採用者数のデータを用いているのに対し、本稿では労働者の個票パネルデータを用いた分析となっている。需給調整機能の代理指標についても、政策効果がマッチング関数への影響を通じたものであると想定してい

1) 2012年10月より「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」へと名称が変更されたが、本稿ではそれ以前の法律の改正段階に関する分析に留まっている。

2) 首相官邸のホームページにある行政改革推進本部の資料において、「市場原理を通じた労働力の需給調整機能を強化する」という当時の規制緩和の狙いが明記されている (<http://www.kantei.go.jp/jp/gyokaku-suishin/11730ronten/43-47.pdf>)。

3) 分析手続きのアイデアは神林・水町 (2014) に順じ、規制緩和対象となっている職種とそうではない職種群をそれぞれトリートメントグループ、コントロールグループとした分析となっている。

る点は神林・水町（2014）と重なる。しかし、神林・水町（2014）と異なり本稿では直接的にマッチング関数の技術的効率性を観察するのではなく労働者の転職や就職のしやすさに着目している。また本稿では賃金への影響についても需給調整機能の代理指標として分析を加えている。⁴⁾

以下本稿の主な構成を述べる。2節では規制緩和政策の流れと各規制緩和の目的や論点整理を行う。3節では政策の影響に関する仮説を提示し、先行研究を整理する。4節では分析に用いるデータと分析手続きについて述べる。続く5節で基本的な集計結果を、6節で分析結果を確認し、7節でこれら結果を整理し、政策効果を判断する。

2. 規制緩和の流れとその論点

（1）職業紹介業

まず職業紹介に関する規制緩和の流れを整理する。1947年に制定された職業安定法は有料職業紹介事業を原則禁止しており、当時の職業紹介は公共機関のみであった。その後1964年の職業安定法施行規則の改定によって一部職種に関しては職業紹介が解禁され（西澤，2005），1990年には29職業へと取り扱い職種が拡大された。さらに1997年には職業安定法施行規則が改正されたが、佐野（1999）で注目されているようにこの改正が民営職業紹介業にとっては大きな転換点であろう。ここでホワイトカラー職種の取り扱いが解禁され、続く1999年改正職業安定法による原則自由化以降、民営職業紹介の中心的な業態が変わっていく。以前は家政婦やマネキンといった短期労働力の需給調整が多く、人材紹介業界は小規模事業者の活躍が主であったが、これ以降管理職や専門・技術職、事務職などのマッチングをメインに行う株式会社リクルートキャリアや株式会社インテリジェンスといった登録型の大手人材紹介会社が育っていった。⁵⁾

以上のような規制緩和は、ILO条約の見直しに加え、「就職経路のバラエティを増やすことによって労働市場のマッチングの効率性を高める」（神林，2005，70頁）ことや「市場原理を通じた労働力の需給調整機能を強化」することを目的としたものと見なされている。佐野（1999）でも1997年の職業安定法施行規則改正に際しては「官民補完システム」⁶⁾、「官民の水平分業」という議

4) 労働者派遣の規制緩和については懸念もある。土田（2004）のⅢ節2項では、「労働者派遣法は、1985年の制定以来、典型雇用をより良好な雇用機会に位置づけることを前提に、一定範囲で派遣を容認してきたのである。しかし、1999年・2003年の相次ぐ派遣法改正により、派遣の対象業務規制は撤廃され、そのキャリア形成の促進はより現実的な課題となりつつある」と述べられている。土田（2004）では正社員以外を非典型雇用と位置づけており、派遣は典型雇用には含まれない。派遣のキャリア形成が進まないままで、派遣雇用の機会が拡大することは良好な雇用機会が縮小するとも解釈できる。派遣規制緩和によって正規雇用の機会が減り派遣が増えたのか。またそれが良好な雇用機会の減少といえるかどうかを明らかにすることは、また別途重要な検討課題と考えられる。

5) 株式会社インテリジェンスの企業沿革をみると、やはり人材紹介事業をスタートさせたのは1997年3月となっている（<http://www.inte.co.jp/corporate/history/>）。また株式会社リクルートキャリアの人材紹介事業部門リクルートエージェントの前身である株式会社リクルートエイブリックが生まれたのは1998年4月である（<https://www.recruitcareer.co.jp/company/development/>）。

6) 佐野（1999）の1章4節では、「規制緩和論議は、ILO条約の見直しとともに、職業紹介の『官民補完システム』を主テーマとする議論に移行しはじめた。論議されている最も有力な構図が、官民の水平分業でメ

論が行われていたことが示され、民間と公共のそれぞれの長所を活かすことによって外部労働市場の機能を向上させる狙いがあったことが示唆される。⁷⁾

(2) 人材派遣業

人材派遣に関する政策を整理する。労働者派遣法の制定は1985年、施行が1986年であるが、その約20年前の1966年にはマンパワー・ジャパン株式会社が設立されており、1966年が日本の人材派遣業の始まりであるともいわれている。労働者派遣法制定の経緯については岡村（2009）が詳しく、人材派遣事業の誕生は、同社が主に行っていた外資系企業向けの「業務請負契約」による事務職外部労働力の供給サービスであると考えられる。このようなサービスは次第に日本法人にも広がり、1973年にはテンプスタッフ株式会社が、1976年には株式会社パソナが、1983年には株式会社スタッフサービスが設立されるなど、現在の大手派遣会社の多くが派遣法制定前に生まれている。しかし市場の拡大とともに、請負契約だが顧客企業先において業務を遂行する「業務処理請負事業」の問題点も指摘され、1970年代後半から労働省や警察庁によるマンパワー・ジャパン社への実態調査や「業務処理請負事業」の取り締まりに関する検討が行われた。しかしこの調査の結果、「業務処理請負事業」が新たな雇用を創出し高齢層や女性の就業にも繋がっているなど社会的な有益性が多く確認されたことから、議論はむしろ人材派遣業を容認する方向へと進んでいく。⁸⁾1980年5月以降の「労働者派遣事業問題調査会」によって人材派遣業の制度化に関する議論が重ねられ、国が行うべき職業紹介との棲み分けや従来の日本的雇用慣行を損ねないように考慮しつつも人材派遣が可能になるような法整備が検討され、労働者派遣法制定に至った。

制定当初の派遣可能業務は16業務のみに規制されていたが、1990年代後半になると「市場原理を通じた労働力の需給調整機能を強化する」目的から労働者派遣についても規制緩和が進められた。1996年の派遣法改正では派遣可能業務が26業務へと拡大、1999年改正では派遣可能業務は原則自由化され26業務以外の自由化業務が1年に限り派遣可能になった。また2000年には紹介予定派遣が、2004年には製造業務の派遣が解禁された。派遣可能職種の拡大に加えて、派遣可能期間の延長も行われた。2004年改正時には26業務は3年から期間無制限、自由化業務は1年から最長3年へと期間延長された。この派遣可能期間に関する規制緩和においては、これによって正規雇用の機会が減少されないかという問題提起もなされた。そもそも労働者派遣法は、岡村（2009）123頁で述べられるように、「日本的雇用慣行を保護」することを前提として整備された法律であり、派遣期間に制限が付けられたのも正規雇用が派遣によって置き換えられることを防止する理

ㄨ ある。これは民間部門を最大限活用していくものの、民間部門がペイしない地方都市などの小規模マーケットや就職弱者の取り扱い、公共部門が『セーフティ・ネット』として行う分業システムと理解されている」と述べられている。

7) 柳沢（2008、88頁）によれば、規制緩和の背景には、当時の政治的な構造改革の流れが労働分野についても及び、規制緩和が要求されたことも大きいと考えられる。

8) 1977年「民営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」では、「業務処理請負事業」の問題点を指摘しながらも「産業界の多様な需要に応えていること、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対しても現実に就業の機会を提供していること等に一定の評価」（岡村、2009）が与えられた。

由からであるという⁹⁾。海外においても派遣規制緩和に関する似たような懸念は指摘されている。Jahn et al. (2012) では欧州における派遣規制緩和前後の雇用の状況が比較検討されている。そこでは規制緩和によって失業は減ったものの、就いた仕事は非正規が主であることが指摘され、規制緩和後の正規・非正規間格差の拡大に警鐘を鳴らしている。

しかし労働者派遣の規制緩和については、政権交代や問題のある派遣業者に関する行政指導が増加した(柳沢, 2008, 95頁) こともあり、2010年前後から規制強化に流れが転じた。2010年の26適正化プラン、2012年改正による日雇い派遣の禁止、¹⁰⁾ マージン率の公開はすべて派遣事業に対する規制強化とも考えられる。特に2010年以降の26業務適正化プランや専門26業務に関する疑義応答集は派遣職種¹¹⁾のメインであった事務職に影響した。これによりもっとも多かった5号業務の派遣実稼働者数は2009年平均199,518人から2010年平均155,860人(78.1%)となり、実稼働者全体¹¹⁾の下落率88.1%よりもはるかに大きく減少した。本稿の分析では2010年までのデータを用いたものとなっており、規制強化に転じた後の派遣市場の状況を反映したものではないことには注意を要する。

3. 職業紹介、派遣規制緩和の需給調整機能への影響について

人材紹介や人材派遣の規制緩和政策に関する分析がなされた先行研究には、神林(2005)や神林・水町(2014)がある。これら研究では Petrongolo and Pissarides (2001) を参照し、(a) 式のようなマッチング関数(神林・水町, 2014, 69頁) から政策効果を検討している。

$$\ln h_{jt} = \alpha_j + \beta^v \ln v_{jt} + \beta^u \ln u_{jt} \quad (\text{a})$$

t 時点の労働市場 j の求人 v_{jt} と求職者数 u_{jt} が同数であったとしても、定数項 α_j が大きいほど採用成立数は大きくなることから、神林(2005)や神林・水町(2014)の分析では α_j を労働市場の需給調整機能を評価する1つの指標として用いている。ハローワーク、人材紹介会社、人材派遣会社などの入職経路がそれぞれ異なる得意分野を持ち、求人・求職といったサーチ主体が各々のサーチ市場 j に応じてより高い α_j を有する入職経路を自由に選択できるようになれば、労働市場全体としての需給調整機能が高まることが予想される。

本稿でもマッチング関数の推計によって政策の影響が分析できればよいのだが、民営職業紹介や人材派遣で扱われた求職者数、求人数、採用数を厳密にカウントして分析することは、民営人

9) 土田(2004)のⅢ章2節では、「常用雇用(非典型雇用)の代替防止という上記趣旨に基づき、同一業務に関する派遣期間の上限を3年と定め、上限を超えた派遣を禁止している」と述べられている。土田(2004)の冒頭では非典型雇用を正社員以外の従業員と定義しており、派遣期間制限の規制緩和によって正規雇用の代替が懸念されていたことが示唆される。

10) これら規制緩和政策に関する詳細は、厚生労働省のホームページにまとめられている。専門26業務派遣適正化プランについては <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r985200000048f3.html>。2012年の改正については http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/koyou/haken-shoukai/kaisei/01-1.html。

11) 社団法人日本人材派遣協会「労働者派遣事業統計調査の報告 2011年10～12月期の実績」(2012年2月6日, http://www.jassa.jp/admin/info/upload_image/120206summary.pdf) より。

表 1 労働者派遣，職業紹介に関する規制緩和や法改正の流れ

人材派遣業		職業紹介業	
1986年 労働者派遣法施行	専門13業務に関する人材派遣業の 取り扱いが許可される（同年16業 務へ）	1964年 職業安定法施行規則 改正	対象職種制限の下に，有料職業紹 介業を解禁
1996年 労働者派遣法改正	専門26業務に対象職種拡大	1997年 職業安定法施行規則 改正	取り扱い職種の拡大，実質的な自 由化
1999年 労働者派遣法改正	対象職種のネガティブリスト化， 26＋自由化業務への対象職種拡大	1999年 職業安定法改正	取り扱い職種の原則自由化
2004年 労働者派遣法改正	製造職の解禁，医療系紹介予定派 遣解禁，派遣期間制限の延長や無 制限化	2004年 職業安定法改正	事業所の開設，運営手続きの簡素 化
2007年	製造業務の派遣期間が1年→3年 へ（2009年問題を生む）		
2010年	適正化プラン，疑義応答集		
2012年10月 労働者派遣法改正	日雇い派遣の禁止，専ら派遣の制 限，マージン率等の情報公開が義 務化		

	13業務（1996年まで）	26業務（1996年以降）
1	ソフトウェア開発	ソフトウェア開発
2		機械設計
3		放送機器等操作
4		放送番組等演出
5	事務用機器操作	事務用機器操作
6	通訳・翻訳・速記	通訳・翻訳・速記
7	秘書	秘書
8	ファイリング	ファイリング
9	調査	調査
10	財務処理	財務処理
11	取引文書作成	取引文書作成
12	デモンストレーション	デモンストレーション
13	添乗	添乗
14	建築物清掃	建築物清掃
15	建築設備運転・点検・整備	建築設備運転・点検・整備
16	案内・受付・駐車場管理等	案内・受付・駐車場管理等
17		研究開発
18		事業の実施体制等の企画・立案
19		書籍等の制作・編集
20		広告デザイン
21		インテリアコーディネーター
22		アナウンサー
23		OA インストラクション
24		テレマーケティングの営業
25		セールスエンジニアリングの営業
26		放送番組等における大道具・小道具

出所：西澤（2005）や岡村（2009）の記述を参考に筆者作成。

材サービスに関する統計データがとりまとめられていない現状では不可能¹²⁾といつてよい。神林・水町(2014)もハローワークのデータを用いた分析によって、民間人材サービスに関する制度が変更された派生效果によってハローワークにどのような影響が生じたかを確認する間接的な効果検証となっており、この点は同論文内でも注意書きが付されている。本稿ではマッチング関数に着目するのではなく、労働者の個票データを用いて規制緩和政策によって転職や新規就業がしやすくなっているかどうかを分析する。規制緩和政策によって、求人数や求職者数が同様であってもより多くの雇用が生み出されているのであれば、労働者個人にとっては職をみつけやすい状況に変化したと考えられる。

加えて転職や新規就職が実現した場合の賃金にも規制緩和政策の影響が及んでいることが考えられる。派遣会社や民間職業紹介会社の仲介能力がハローワークよりも高ければ、その参入が進むことで、Jovanovic(1979, 1984)で議論される相性に依存する生産性が就職時点においても把握しやすくなると考えられる。新たに生まれる雇用の生産性が規制緩和以前のものよりも高まり、就職時の賃金も高くなっていることが考えられる。樋口他(2005)では、労働者の個票データを用いた分析によって、民間職業紹介で転職した場合にはハローワークに比べ、賃金が統計的に有意に高いことが確認されている¹³⁾。ここからは、民間人材サービスの職業紹介能力の高さが示唆される。Hirsch and Mueller(2012)はドイツの事業所データを用いて、派遣活用が進んでいる事業所ほど事業所の生産性が高まっていることを確認している。その理由については、派遣会社の活用によって人材選別力や労務管理の柔軟性が向上し、生産性が高まったと述べられている。ここから民間人材サービスの求人、求職者の相性を選別する能力が高いことが示唆される。

4. 分析手続きとデータ

(1) 分析に用いるデータ

公益財団法人家計経済研究所より「消費生活に関するパネル調査 (Japanese Panel Survey of Consumers, 以下 JPSC)」1993-2010年分の個票データを得て分析に用いる。JPSC は1993年時に24-34歳であった女性1,500名に対して実施され、1997年調査では当時24-27歳の500名、2003年調査では当時24-29歳の798名、2008年調査では当時24-28歳の636名が追加されている。本稿の分析ではそのうち官公庁勤務者や自営・家族従業者・自由業、出向・転籍者、就業経験のない無業者は除外している。JPSC は1990年代の情報が得られる希少なパネル調査であり、就業者が1年以内に会社を変えているかどうか、無業者が1年以内に新規就業したかどうかを識別でき、就業者の賃金を

12) たとえば民間職業紹介に関する統計データには「職業紹介事業報告」(厚生労働省)がある。しかし、多くの求人や求職者は同時に複数の人材紹介会社に依頼する傾向があるため、個別事業者の報告によって集められる情報では同様の求人・求職者が重複させてしまっている可能性が高い。

13) ただし、データに表れない生産性がもともと高い者ほど民間職業紹介によって転職していることで高い賃金が観察されている可能性に注意すべきであるとも指摘されている。

14) $t-1$ 期の情報を説明変数とし、 t 期の情報を被説明変数とした分析を行っているため、被説明変数については1994-2010年調査データを利用したものとなっている。

算出することができる。分析に用いる変数の具体的な定義を以下に述べる。

被説明変数のうち新規就業ダミーについては、1期前の調査で無業であった者が今期に就業している場合に1をとるダミー変数としている。転職ダミーについては、1期前も今期も就業している者のうち今期の勤務先と前期の勤務先が異なる場合に1をとるダミー変数としている。賃金¹⁵⁾については、給与額に関する質問と労働時間に関する質問から時間当たり賃金額を算出し、その賃金値を分析に用いる。

説明変数のうち職種についてはJPSCの職種に関する選択肢から「事務職ダミー」、「技能・作業職ダミー」、「販売・サービス職ダミー」を用いるとともに、専門職と技術職が選ばれた場合に1をとる「専門・技術職ダミー」を用いる。無業者については現在の職種に関する質問は設けられていないため、過去の調査や初回調査の回答からもっとも近い前期職種を特定し、職種ダミーとして用いる。雇用形態については、調査票をみると2009年までは「常勤の職員・従業者」、「パート・アルバイト」、「嘱託・その他」という選択肢で、2010年から「1. 正社員・正職員、2. 派遣社員、3. 契約社員・嘱託・その他、4. パート・アルバイト、5. 自営・家族従業者」となっている。「常勤の職員・従業者」には契約社員も含まれている可能性も否定できないが、2009年以前については「常勤の職員・従業者」を正規就業と設定した¹⁶⁾。また一般職業紹介状況より年平均有効求人倍率（新規学卒者を除きパートタイムを含む）を取得し、各調査年とマッチさせて用いている。

(2) 分析手続き

規制緩和によって転職や新規就業が促進されているかどうかが本稿の需給調整機能を評価する第1の指標である。この指標については、 $t-1$ 期に就業していた者についての t 期の転職確率と、 $t-1$ 期に無業であった者についての t 期の新規就業確率をそれぞれ(1)、(2)式の線形確率モデルでDD分析を行う。

$$\begin{aligned} P(\text{jobchange}_{it}=1 \mid X_{it-1}^e, S_t, S_t D_{it-1}^e, D_{it-1}^e) \\ = \beta X_{it-1}^e + \delta S_t + \gamma S_t D_{it-1}^e + \varphi D_{it-1}^e \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} P(\text{jobget}_{it}=1 \mid X_{it-1}^u, S_t, S_t D_{it-1}^u, D_{it-1}^u) \\ = \beta X_{it-1}^u + \delta S_t + \gamma S_t D_{it-1}^u + \varphi D_{it-1}^u \end{aligned} \quad (2)$$

15) 月給が聞かれている場合には月給／週労働時間／4で計算し、日給が聞かれている場合には日給／1日の労働時間で計算し、時給が聞かれている場合には記入されたデータをそのまま用いる。なお第2回調査以降は週労働時間はカテゴリ変数として聞かれているため、各カテゴリの（上限＋下限）／2の数値を週労働時間としている。

16) なお、JPSCの雇用形態に関する質問は2003年調査のみ「嘱託・その他」が「派遣社員・嘱託・その他」と変更されており、2004年以降は選択肢を「嘱託・その他」に戻すも別質問で派遣社員かどうか質問されるようになっている。2002年調査以前では派遣とその他の非正規雇用が識別できず、雇用形態の詳細は把握できない。

添え字の e は個人 i が $t-1$ 期に就業していた場合を、 u は無業であった場合を表しており、(1)式は個人 i が $t-1$ 期に就業していた場合の t 期の転職確率であり、(2)式は $t-1$ 期に無業であった場合の t 期の新規就業確率である。(1)式の被説明変数は、 t 期の転職ダミー $jobchange$ である。説明変数 X^e は学歴ダミーや $t-1$ 期の有効求人倍率、就業形態ダミー、産業ダミー、企業規模ダミー、勤続年数、賃金、労働時間や有配偶ダミー、未就学児有ダミー、世帯の貯蓄額としている。 S_t は t 期が規制緩和以降であることを示すダミー変数、 D_{it-1}^e は $t-1$ 期の職種ダミーのうち規制緩和の対象となっている職種ダミーである。 S_t と D_{it-1}^e との交差項を用いてパラメータ γ をみることで、規制緩和以降でなおかつ規制緩和の対象職種において、転職確率が高まっているかどうかを確認する。(2)式の被説明変数は、 t 期の新規就業ダミー $jobget$ である。説明変数 X^u は学歴ダミーや $t-1$ 期の有効求人倍率、有配偶ダミー、未就学児有ダミー、世帯の貯蓄額とする。 S_t は t 期が規制緩和以降であることを示すダミー変数、 D_{it-1}^u は前職の職種ダミーのうち規制緩和の対象となっているダミー変数である。

需給調整機能を評価する本稿の第2の指標は、転職、新規就業者の賃金である。ここでは(3)式の賃金関数についてDD分析を行うことで規制緩和の賃金への影響を確認する。¹⁷⁾

$$\ln Y_{it} = A_1 X_{it} + A_2 D_{it} + A_3 S_t + A_4 S_t D_{it} + A_5 \lambda_{it} + u_i + e_{it} \quad (3)$$

Y_{it} は転職者または新規就業者 i の t 期の賃金であり、 X_{it} は年齢とその2乗、学歴ダミー、居住地規模ダミー、就業形態、産業ダミー、企業規模ダミー、年平均有効求人倍率¹⁸⁾としている。 S_t は規制緩和実施後であることを示すダミー変数、 D_{it} は規制緩和の対象職種ダミーであり、これらの交差項を $S_t D_{it}$ とする。 λ は転職者または新規就業者に限定することによって発生するサンプルセレクションバイアスの調整項である。こちらは、(1)や(2)式の分析を別途プロビットモデルで行った結果から $\lambda_{it} = \frac{\phi(\beta X_{it-1} + \delta S_t + \gamma S_t D_{it-1} + \varphi D_{it-1})}{\Phi(\beta X_{it-1} + \delta S_t + \gamma S_t D_{it-1} + \varphi D_{it-1})}$ ¹⁹⁾ を計算し、説明変数に加えている。

以上の分析ではすべて、1997年の職業安定法施行規則改正で区切る「1997年調査以降ダミー」と、人材紹介と派遣がともに原則自由化された1999年の規制緩和で区切る「1999年調査以降ダミー」、製造職派遣の解禁や26業務派遣の期間無制限、自由化業務派遣の期間延長がなされた2004年改正時点で区切る「2004年調査以降ダミー」をそれぞれ S_t に用いている。これに伴い説明変数 D_t については、「1997年調査以降ダミー」を用いて分析する場合には1997年規制緩和の対象であった事務職と専門・技術職ダミーを、「1999年調査以降ダミー」を用いて分析する場合には事務職と販売・サービス職ダミーを、「2004年調査以降ダミー」を用いる場合には、事務職、販売・サービス職、技能・作業職、専門・技術職ダミーとしている。

17) ここではパネルデータであることを利用し、OLSに加え固定効果や変量効果推定も行い、検定によってもっとも支持された推定結果から解釈を加えていく。

18) (1)や(2)式で用いた有配偶ダミー、有未就学児ダミー、世帯の貯蓄額は除外変数としている。

19) ϕ は標準正規分布の密度関数であり、 Φ は標準正規分布の分布関数を示している。実際の計算では、線形予測値を求めてそれを標準化し、その密度関数を分布関数で除した値を λ としている。

表 2 基本統計量

変数名	前期就業者		前期無業者	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
今期転職ダミー	0.094	0.292	—	—
今期新規就業ダミー			0.154	0.361
97年以降ダミー	0.853	0.354	0.832	0.374
前期事務職×97年以降ダミー	0.369	0.482	0.353	0.478
前期専門・技術職×97年以降ダミー	0.164	0.370	0.099	0.299
99年以降ダミー	0.752	0.432	0.719	0.450
前期事務職×99年以降ダミー	0.323	0.468	0.299	0.458
前期販売・サービス職×99年以降ダミー	0.182	0.386	0.184	0.387
04年以降ダミー	0.522	0.500	0.434	0.496
前期事務職×04年以降ダミー	0.222	0.416	0.171	0.376
前期販売・サービス職×04年以降ダミー	0.131	0.338	0.120	0.325
前期技能・作業職×04年以降ダミー	0.062	0.242	0.047	0.211
前期専門・技術職×04年以降ダミー	0.100	0.300	0.053	0.225
前期事務職	0.440	0.496	0.435	0.496
前期販売・サービス職	0.233	0.423	0.247	0.432
前期技能・作業職	0.127	0.333	0.103	0.304
前期専門・技術職	0.193	0.394	0.121	0.326
前期の年齢	32.817	6.236	33.544	5.351
前期年平均求人倍率	0.724	0.186	0.708	0.179
大卒、院卒ダミー	0.162	0.368	0.124	0.329
前期有配偶ダミー	0.467	0.499	0.926	0.262
前期未就学児有りダミー	0.024	0.153	0.142	0.349
前期世帯貯蓄額	53.614	62.706	58.508	61.271
前期勤続年数	5.431	5.388	—	—
前期正規就業	0.640	0.480	—	—
前期パート・アルバイト	0.307	0.461	—	—
前期製造・建設・鉱業	0.225	0.418	—	—
前期卸・小売業	0.226	0.418	—	—
前期金融・保険・不動産業	0.103	0.304	—	—
前期サービス業	0.384	0.486	—	—
前期30-99人	0.161	0.368	—	—
前期100-999人	0.322	0.467	—	—
前期1,000人以上	0.203	0.402	—	—
前期賃金の対数値	6.969	0.465	—	—
前期労働時間	38.996	10.841	—	—
サンプルサイズ	9,474		8,997	

変数名	転職者		新規就業者	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
賃金の対数値	6.824	0.406	6.740	0.332
97年以降ダミー	0.901	0.299	0.899	0.301
事務職ダミー×97年以降ダミー	0.307	0.462	0.251	0.434
専門・技術職ダミー×97年以降ダミー	0.133	0.340	0.112	0.315
99年以降ダミー	0.813	0.390	0.815	0.389
事務職ダミー×99年以降ダミー	0.271	0.445	0.227	0.419
販売・サービス職ダミー×99年以降ダミー	0.295	0.456	0.344	0.475
04年以降ダミー	0.593	0.492	0.525	0.500
事務職ダミー×04年以降ダミー	0.208	0.406	0.147	0.354
販売・サービス職ダミー×04年以降ダミー	0.214	0.410	0.221	0.415
技能・作業職ダミー×04年以降ダミー	0.082	0.275	0.088	0.284
専門・技術職ダミー×04年以降ダミー	0.088	0.284	0.068	0.252
事務職ダミー	0.336	0.473	0.275	0.447
販売・サービス職ダミー	0.360	0.480	0.423	0.494
技能・作業職ダミー	0.155	0.362	0.181	0.385
専門・技術職ダミー	0.149	0.356	0.119	0.324
年齢	33.021	5.972	34.057	5.438
年齢2乗	1125.983	424.388	1189.451	383.837
前期年平均求人倍率	0.722	0.208	0.709	0.199
大卒，院卒ダミー	0.109	0.312	0.096	0.295
大都市居住ダミー	0.318	0.466	0.269	0.444
製造・建設・鉱業	0.178	0.383	0.180	0.385
卸・小売業	0.271	0.445	0.342	0.474
金融・保険・不動産業	0.097	0.296	0.066	0.249
サービス業	0.389	0.488	0.362	0.481
30-99人	0.162	0.369	0.185	0.389
100-999人	0.288	0.453	0.230	0.421
1,000人以上	0.148	0.355	0.111	0.314
正規就業	0.386	0.487	0.148	0.355
パート・アルバイト	0.447	0.498	0.732	0.443
サンプルサイズ	827		1,010	

出所：JPSC より筆者作成。

5. 基本的な集計結果による状況把握

ここでは本稿の分析で扱う転職・新規就業や賃金といった指標の変化について、JPSC による集計結果と官庁統計による集計結果との比較を行う。これにより各指標の概況を把握するとともに、JPSC 調査の特徴と限界について検討したい。

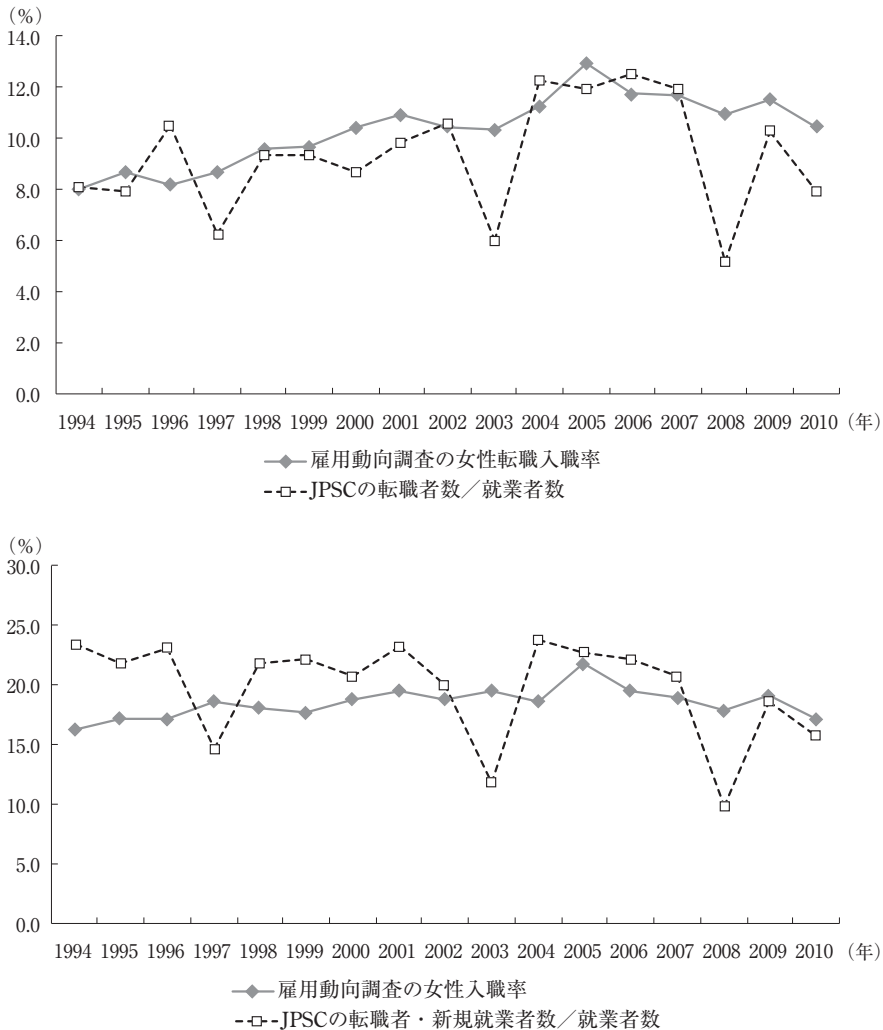
まずは転職・入職状況の公的統計と JPSC の特徴の違いを確認するため、「雇用動向調査」(厚生労働省)から女性の入職率および転職入職率の推移と、JPSC の各年調査において就業者のうち1年以内に転職をした者の比率と転職および新規就業をした者の比率の推移を図1に示した。図1より転職入職率の推移をみると概ね雇用動向調査も JPSC も近い数値の推移となるが、JPSC 調査では1997, 2003, 2008年に大きく落ち込み雇用動向調査の数値と大きく乖離している。ただし、双方の結果とも転職入職率は金融危機以前までは上昇傾向であり、派遣期間制限に関する法改正のあった2004年を境に大きく上昇している点は共通している。新規就業による入職者も含めた入職率の推移をみると、こちらは雇用動向調査と JPSC の結果が異なっている。ここでも JPSC 調査では1997, 2003, 2008年に大きく落ち込む。加えて、1994年から2000年代前半においても雇用動向調査より高い傾向がみられ、2000年代半ば以降から雇用動向調査の数値と近くなっている。JPSC パネル調査の開始時は24-34歳が調査対象者であり、調査開始時に近い調査年ほど JPSC の年齢構成が若い層に偏っていることから2000年代前半以前の推移が異なっていると考えられる。

続いて入職者の賃金の状況について公的統計と比較を行うため、「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)より勤続0年の女性一般労働者の所定内給与額の推移と JPSC より転職・新規就業者の月給額²⁰⁾の推移を図2に示した。ここでは、JPSC の調査年によって40代データがないことや、20代が少なくなるために、賃金構造基本統計調査の年齢階級別データに合わせて30-34歳と35-39歳のそれぞれの層に限定して作図した。図2より30-34歳についてみると、JPSC では金額が少なくなっているが、これは JPSC にパートタイム労働者が含まれているためであると考えられる。ただし、推移の動きについては両調査とも同様の微増傾向が概ね確認できる。35-39歳についてみると、こちらでも賃金構造基本統計調査と JPSC とともに微増傾向であることが確認できる。どちらの調査や年齢層においても、規制緩和が行われた1997, 1999, 2004年前後で構造的に変化している様子は確認されず、政策の影響を疑わせる推移にはなっていない。

以上の公的統計と JPSC の単純集計結果の比較によれば、大きな推移の傾向は共通しているものの、JPSC の調査開始年に近い時期では年齢構成が若年に偏っているためと考えられる特徴の違いも確認された。本稿で着目している1997年や1999年の規制緩和においては、年齢を説明変数でコントロールしたとしても、サンプリングの偏りによるバイアスが伴われている可能性はある。ただし、人材紹介や人材派遣の利用者層は一般に20代半ばから30代の者が多い(人材サービス産

20) JPSC で月給額が聞かれていない者については、脚注15において計算した時給額×週労働時間×4で計算している。

図1 女性転職入職率、入職率の推移比較



注：雇用動向調査の転職入職率（入職率）は転職入職者数（入職者数）/常用労働者数となっている。

出所：厚生労働省「雇用動向調査」、JPSCより筆者作成。

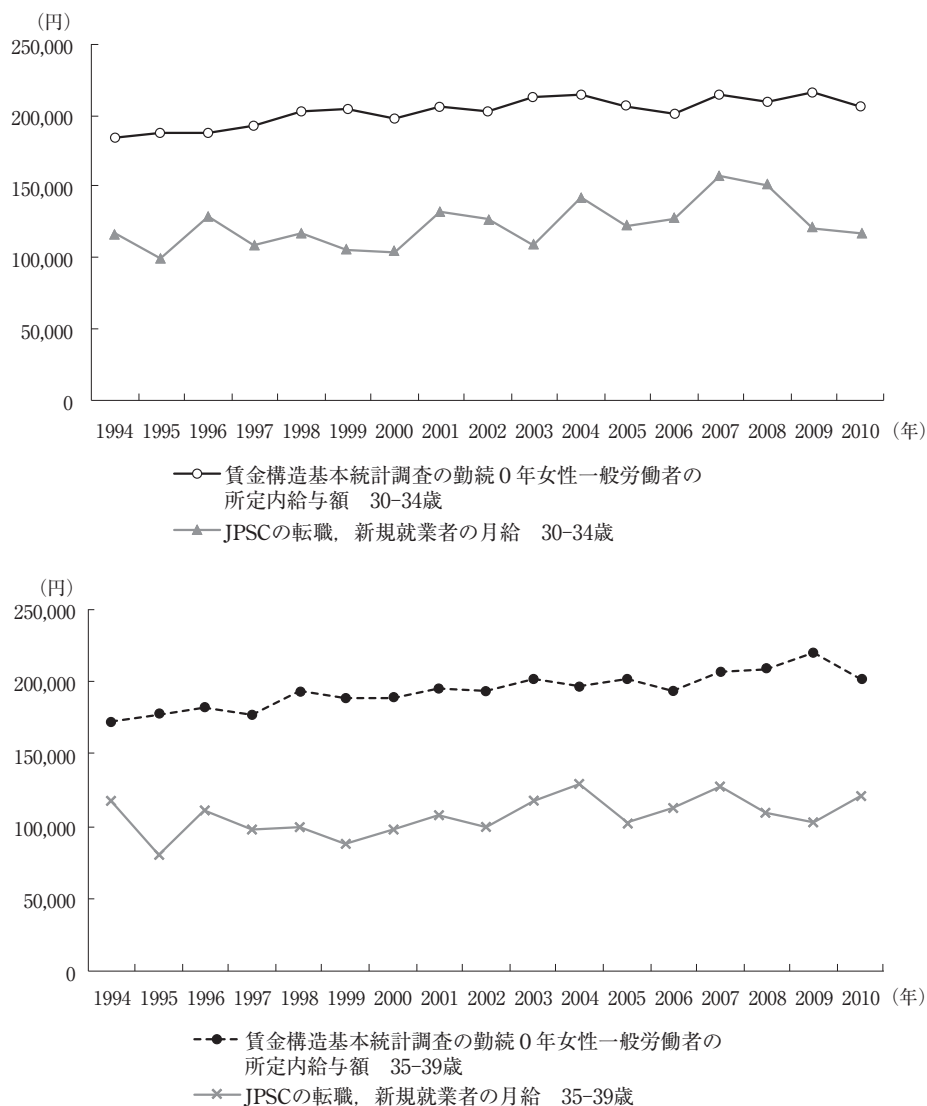
業協議会，2011，15頁）こと，1990年代の規制緩和が分析可能なパネル調査はJPSCのみであることから本稿ではJPSCを用いることとした。

6. 分析結果

(1) 「需給調整機能の向上」の指標1 転職や新規就業のしやすさに関する規制緩和の影響

表3では(1)，(2)式に関する線形確率モデルによる推定結果表を掲載した。さらに推定結果表

図2 女性転職・新規就業者の賃金推移比較



出所：厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、JPSCより筆者作成。

の下には各規制緩和の対象職種について、トリートメントグループとコントロールグループとの差、規制緩和前後の差、それらの差の差についてのDD分析結果を掲載した。1997年以降を規制緩和後とした分析のうち t 期の転職に関する結果をみると、規制緩和の対象職種である事務職では、DD（差の差）の分析結果がプラス1.4%と示されているものの統計的に有意な結果とはなっていない。もう1つの規制緩和の対象職種であった専門・技術職でもDDの分析結果はプラス

21) 後の分析に活用するために、プロビットモデルによる推定も行っているが、線形確率モデルの分析結果と異なる傾向は確認されなかった。

2.2%と示されているものの統計的に有意な結果とはなっていない。 t 期の新規就業に関する分析結果でも事務職における規制緩和の影響はプラス1%だが統計的に有意ではなく、専門・技術職においてもプラス3.6%となるが統計的に有意な結果ではない。1997年の規制緩和の影響は確認できない結果となっている。

1999年以降を規制緩和後とした分析においても、規制緩和の対象職種である事務職ではDDの分析結果で転職、新規就業どちらにおいても統計的に有意となっている箇所はみられない。その一方でもう1つの規制緩和の対象職種であった販売・サービス業ではDDの分析結果は、 t 期の転職については統計的に有意な結果となり転職率を4.2%引き下げている。 t 期の新規就業についてもマイナス5.4%で統計的にも有意な結果となり、人材派遣の販売・サービス職解禁については規制緩和の影響によって転職や新規就業が抑制されたと考えられる。販売・サービス職はもともパート・アルバイトなど直雇用の非正規就業によって期間についても柔軟に運用されていたため、1年の期間制限を持つ派遣が解禁されても転職や新規就業の促進に繋がらなかったと考えられる。²²⁾

2004年の規制緩和は事務職、販売・サービス職、専門・技術職の派遣期間制限の拡大と技能・作業職の解禁が行われた。2004年以降を規制緩和後としたDD分析の結果をみると、どの職種においても明確に規制緩和政策が転職や新規就業を促進させたと考えられる分析結果にはなっていない。事務職の新規就業については統計的に有意な結果であり新規就業率を5.5%高めるという結果が確認されるが、転職については統計的に有意な結果になっていない。専門・技術職も新規就業については統計的に有意な結果であり新規就業確率を6.6%高めているが、転職については統計的に有意な結果となっていない。販売・サービス職では転職については統計的に有意なマイナスの結果となっており、新規就業については統計的に有意な結果は確認されない。技能・作業職については転職についても新規就業についても統計的に有意な結果はみられない。一部では統計的に有意な結果が確認されるものの転職と新規就業では結果が不安定であり、この度の分析では2004年の規制緩和によって転職や新規就業がしやすくなったとは主張できない結果となっている。²³⁾

以上「需給調整機能の向上」を判断する第1の指標に関する1997、1999、2004年の規制緩和に関する分析結果をみる限りは、いずれの時点の規制緩和も転職者や新規就業を促進させたとは明確にはいえない。本稿の分析においては、規制緩和の影響によって転職や新規就業を実現しやす

22) 派遣会社は事務職や専門職を希望する人材を中心に抱えていたことも理由として考えられる。筆者が以前勤務していた派遣会社の例を挙げると、販売・サービス職の求人を獲得しても既存登録者から希望者を集めることは難しく、結局はアルバイト求人誌を利用して登録者を募ることが多かった。仮にこのような例が多く行われていたならば、むしろ求人企業が直接的に人材を集めたほうが効率は良かったと考えられる。

23) 以降の分析とも関連するが、規制緩和によって就職の事前にも相性の判断が行われやすくなったことで、転職が発生しにくくなっていることも考えられる。そこで追加的な分析としてパネルデータから転職・新規就業者のその後の勤続年数と離職状況を捕捉し、観察可能な期間までに勤続が継続しているかどうかについてCox比例ハザード分析を行った。しかし転職者も新規就業者も1997、1999、2004年のどのタイミングもDIDの項が統計的に有意とはならず、規制緩和が企業定着に影響している様子はみられなかった。

表3 転職や新規就業のしやすさへの規制緩和の影響に関する分析結果

被説明変数	97年調査以降を規制緩和以降とする場合		99年調査以降を規制緩和以降とする場合		04年調査以降を規制緩和以降とする場合		
	転職ダミー	新規就業ダミー	転職ダミー	新規就業ダミー	転職ダミー	新規就業ダミー	
	$t-1$ 期就業者	$t-1$ 期無業者	$t-1$ 期就業者	$t-1$ 期無業者	$t-1$ 期就業者	$t-1$ 期無業者	
モデル	LPM (OLS)	LPM (OLS)	LPM (OLS)	LPM (OLS)	LPM (OLS)	LPM (OLS)	
説明変数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	
規制緩和以前との比較	規制緩和以降ダミー	0.020 [0.015]	-0.001 [0.016]	0.042 [0.012]***	0.030 [0.016]*	0.146 [0.088]*	-0.030 [0.025]
	前期事務職× 規制緩和以降ダミー	0.014 [0.019]	0.010 [0.022]	-0.017 [0.016]	-0.008 [0.019]	-0.118 [0.088]	0.055 [0.027]**
	前期販売・サービス職× 規制緩和以降ダミー	— —	— —	-0.042 [0.019]**	-0.054 [0.023]**	-0.156 [0.089]*	0.020 [0.029]
	前期技能・作業職× 規制緩和以降ダミー	— —	— —	— —	— —	-0.145 [0.089]	0.048 [0.034]
	前期専門・技術職× 規制緩和以降ダミー	0.022 [0.024]	0.036 [0.032]	— —	— —	-0.128 [0.089]	0.066 [0.033]**
	前期事務職	-0.041 [0.018]**	-0.040 [0.020]**	0.001 [0.014]	-0.029 [0.017]*	0.027 [0.079]	-0.059 [0.018]***
	前期販売・サービス職	— —	— —	0.057 [0.017]***	0.033 [0.020]*	0.085 [0.080]	-0.015 [0.020]
	前期技能・作業職	— —	— —	— —	— —	0.055 [0.080]	-0.021 [0.023]
	前期専門・技術職	-0.041 [0.022]*	-0.025 [0.029]	— —	— —	0.040 [0.080]	-0.029 [0.022]
	前期の年齢	-0.001 [0.001]*	-0.004 [0.001]***	-0.001 [0.001]**	-0.004 [0.001]***	-0.001 [0.001]	-0.004 [0.001]***
前期年平均求人倍率	0.034 [0.016]**	-0.006 [0.021]	0.035 [0.016]**	-0.004 [0.021]	0.016 [0.018]	-0.022 [0.026]	
大卒、院卒ダミー	-0.022 [0.009]***	-0.036 [0.012]***	-0.023 [0.008]***	-0.037 [0.011]***	-0.023 [0.009]***	-0.037 [0.012]***	
前期有配偶ダミー	-0.011 [0.007]	-0.209 [0.015]***	-0.011 [0.007]	-0.206 [0.015]***	-0.011 [0.007]	-0.208 [0.015]***	
前期未就学児有りダミー	-0.011 [0.020]	-0.057 [0.011]***	-0.011 [0.020]	-0.057 [0.011]***	-0.012 [0.020]	-0.057 [0.011]***	
前期世帯貯蓄額	0.000 [0.000]***	0.000 [0.000]***	0.000 [0.000]***	0.000 [0.000]***	0.000 [0.000]***	0.000 [0.000]***	
定数項	0.305 [0.064]***	0.526 [0.032]***	0.287 [0.063]***	0.513 [0.032]***	0.264 [0.103]**	0.558 [0.036]***	
サンプルサイズ	9,474	8,997	9,474	8,997	9,474	8,997	

次期転職確率				次期新規就業確率			
	97年改正前	97年改正後	差		97年改正前	97年改正後	差
対象職種：事務職	-0.041	-0.007	0.034	対象職種：事務職	-0.040	-0.031	0.009
非対象職種	0	0.020	0.020	非対象職種	0	-0.001	-0.001
差	-0.041	-0.027	0.014	差	-0.040	-0.030	0.010
対象職種：専門・技術職	-0.041	0.001	0.042	対象職種：専門・技術職	-0.025	0.010	0.035
非対象職種	0	0.020	0.020	非対象職種	0	-0.001	-0.001
差	-0.041	-0.019	0.022	差	-0.025	0.011	0.036
99年改正前 99年改正後 差				99年改正前 99年改正後 差			
対象職種：事務職	0.001	0.026	0.025	対象職種：事務職	-0.029	-0.007	0.022
非対象職種	0	0.042	0.042	非対象職種	0	0.030	0.030
差	0.001	-0.016	-0.017	差	-0.029	-0.037	-0.008
対象職種：販売・サービス職	0.057	0.057	0.000	対象職種：販売・サービス職	0.033	0.009	-0.024
非対象職種	0	0.042	0.042	非対象職種	0	0.030	0.030
差	0.057	0.015	<u>-0.042</u>	差	0.033	-0.021	<u>-0.054</u>
04年改正前 04年改正後 差				04年改正前 04年改正後 差			
対象職種：事務職	0.027	0.055	0.028	対象職種：事務職	-0.059	-0.034	0.025
非対象職種	0	0.146	0.146	非対象職種	0	-0.030	-0.030
差	0.027	-0.091	-0.118	差	-0.059	-0.004	<u>0.055</u>
対象職種：販売・サービス職	0.085	0.075	-0.010	対象職種：販売・サービス職	-0.015	-0.025	-0.010
非対象職種	0	0.146	0.146	非対象職種	0	-0.030	-0.030
差	0.085	-0.071	<u>-0.156</u>	差	-0.015	0.005	0.020
対象職種：技能・作業職	0.055	0.056	0.001	対象職種：技能・作業職	-0.021	-0.003	0.018
非対象職種	0	0.146	0.146	非対象職種	0	-0.030	-0.030
差	0.055	-0.090	-0.145	差	-0.021	0.027	0.048
対象職種：専門・技術職	0.040	0.058	0.018	対象職種：専門・技術職	-0.029	0.007	0.036
非対象職種	0	0.146	0.146	非対象職種	0	-0.030	-0.030
差	0.040	-0.088	-0.128	差	-0.029	0.037	<u>0.066</u>

注1：[] 内の値は標準誤差を表している。

2：***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準で有意であることを示す。

3：前期就業者については産業・企業規模ダミー，賃金，労働時間，勤続年数も説明変数に含めた。

出所：JPSC より筆者作成。

表 4 規制緩和が転職・新規就業後の賃金に与える影響に関する分析結果

	97年調査以降を規制緩和以降とする場合		99年調査以降を規制緩和以降とする場合		04年調査以降を規制緩和以降とする場合		
被説明変数	賃金の対数値		賃金の対数値		賃金の対数値		
サンプル	転職者	新規就業者	転職者	新規就業者	転職者	新規就業者	
モデル	FE	RE	FE	RE	OLS	RE	
説明変数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	
規制緩和以前との比較	規制緩和以降ダミー	0.176 [0.109]	0.07 [0.039]*	-0.091 [0.111]	0.101 [0.046]**	0.088 [0.071]	0.278 [0.423]
	事務職×規制緩和以降ダミー	-0.227 [0.174]	0.015 [0.075]	-0.044 [0.136]	-0.049 [0.066]	-0.179 [0.081]**	-0.252 [0.424]
	販売・サービス職×規制緩和以降ダミー	— —	— —	0.021 [0.128]	0.003 [0.059]	-0.107 [0.079]	-0.208 [0.423]
	技能・作業職×規制緩和以降ダミー	— —	— —	— —	— —	-0.035 [0.093]	-0.164 [0.424]
	専門・技術職×規制緩和以降ダミー	-0.159 [0.210]	0.062 [0.126]	— —	— —	— —	-0.19 [0.426]
	事務職	0.165 [0.164]	0.046 [0.072]	-0.03 [0.130]	0.05 [0.060]	0.007 [0.066]	0.016 [0.285]
	販売・サービス職	— —	— —	-0.072 [0.123]	-0.053 [0.056]	-0.124 [0.066]*	-0.064 [0.285]
	技能・作業職	— —	— —	— —	— —	-0.162 [0.075]**	-0.11 [0.287]
	専門・技術職	0.237 [0.221]	0.093 [0.123]	— —	— —	— —	0.079 [0.288]
	調査年求人倍率	0.282 [0.117]**	0.035 [0.049]	0.267 [0.118]**	0.024 [0.050]	0.157 [0.077]**	-0.056 [0.062]
大卒、院卒ダミー	— —	0.155 [0.035]***	— —	0.161 [0.035]***	0.215 [0.043]***	0.155 [0.035]***	
λ	0.005 [0.009]	0 [0.000]	0.002 [0.004]	0 [0.000]	-0.001 [0.000]	0.001 [0.001]	
定数項	5.182 [0.816]***	6.69 [0.366]***	5.007 [0.860]***	6.645 [0.371]***	5.808 [0.429]***	6.595 [0.468]***	
サンプルサイズ	827	1,010	827	1,010	827	1,010	
グループ数	520	832	520	832	520	832	
ハウスマン検定	0.0292	0.0061	0.0362	0.7252	—	0.0647	
Breusch and Pagan	0	0	0	0	—	0	

転職者の賃金率				新規就業者の賃金率			
	97年改正前	97年改正後	差		97年改正前	97年改正後	差
対象職種：事務職	0.165	0.114	-0.051	対象職種：事務職	0.046	0.131	0.085
非対象職種	0	0.176	0.176	非対象職種	0	0.070	0.070
差	0.165	-0.062	-0.227	差	0.046	0.061	0.015
対象職種：専門・技術職	0.237	0.254	0.017	対象職種：専門・技術職	0.093	0.225	0.132
非対象職種	0	0.176	0.176	非対象職種	0	0.070	0.070
差	0.237	0.078	-0.159	差	0.093	0.155	0.062
99年改正前 99年改正後 差				99年改正前 99年改正後 差			
対象職種：事務職	-0.030	-0.165	-0.135	対象職種：事務職	0.050	0.102	0.052
非対象職種	0	-0.091	-0.091	非対象職種	0	0.101	0.101
差	-0.030	-0.074	-0.044	差	0.050	0.001	-0.049
対象職種：販売・サービス職	-0.072	-0.142	-0.070	対象職種：販売・サービス職	-0.053	0.051	0.104
非対象職種	0	-0.091	-0.091	非対象職種	0	0.101	0.101
差	-0.072	-0.051	0.021	差	-0.053	-0.050	0.003
04年改正前 04年改正後 差				04年改正前 04年改正後 差			
対象職種：事務職	0.007	-0.084	-0.091	対象職種：事務職	0.016	0.042	0.026
非対象職種	0	0.088	0.088	非対象職種	0	0.278	0.278
差	0.007	-0.172	-0.179	差	0.016	-0.236	-0.252
対象職種：販売・サービス職	-0.124	-0.143	-0.019	対象職種：販売・サービス職	-0.064	0.006	0.070
非対象職種	0	0.088	0.088	非対象職種	0	0.278	0.278
差	-0.124	-0.231	-0.107	差	-0.064	-0.272	-0.208
対象職種：技能・作業職	-0.162	-0.109	0.053	対象職種：技能・作業職	-0.110	0.004	0.114
非対象職種	0	0.088	0.088	非対象職種	0	0.278	0.278
差	-0.162	-0.197	-0.035	差	-0.110	-0.274	-0.164
対象職種：専門・技術職	—	—	—	対象職種：専門・技術職	0.079	0.167	0.088
非対象職種	0	0.088	0.088	非対象職種	0	0.278	0.278
差	—	—	—	差	0.079	-0.111	-0.190

注1：[] 内の値は標準誤差を表している。

2：***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準で有意であることを示す。

3：固定効果モデル，変量効果モデル，OLSのうち，検定により支持されたモデルの結果を掲載している。

4：上記の他に産業，企業規模，就業形態ダミー，年齢，年齢の2乗項，大都市居住ダミーを含めている。

出所：JPSCより筆者作成。

い環境がもたらされたとは主張できない。ただし本稿の分析結果には用いているデータの調査対象者が小規模であることや女性に限定されていること、分析手法による限界も考えられる。神林・水町（2014）では本稿で用いている JPSC よりも大規模データを用いたマッチング関数の分析から、2004年の製造業派遣解禁により製造業の就職成立効率が向上していることが示されている。民間職業紹介や人材派遣も含めてあらゆる入職経路の情報を合算したマッチング関数の分析が行えるならば、異なる主張が導かれる可能性はある。

（2）「需給調整機能の向上」の指標 2 転職者や新規就業者の賃金に関する規制緩和の影響

表4では(3)式に関する分析のうち検定で支持された推定結果と、DD分析の差の差に関する数値表を表3と同様に掲載した。表4のうち1997年を規制緩和後とした分析結果をみると、規制緩和の対象職種である事務職、専門・技術職のどちらにおいても統計的に有意な結果はみられない。1997年の規制緩和が転職者や新規就業者の賃金に影響したとはいえない結果となっている。1999年を規制緩和後とした分析結果に関しても、事務職、販売・サービス職のどちらの職種についても統計的に有意な結果は確認できない。1997年だけでなく1999年の規制緩和も転職者や新規就業者の賃金に影響があったとはいえない結果となっている。最後に2004年を規制緩和後とした分析結果をみると、規制緩和対象職種の1つである事務職については転職者の賃金に統計的に有意な結果が示されている。しかしその結果は17.9%も賃金を引き下げる方向に影響している。一方で新規就業者の賃金については統計的に有意な結果にはなっていない。事務職以外の規制緩和対象職種については、いずれも統計的に有意な結果とはなっていない。事務職の転職者のみ賃金下がっている理由についての合理的な解釈は難しいが、少なくとも2004年の規制緩和が転職者や新規就業者の賃金を上昇させたとは考えられない結果である。

以上の分析結果をみる限りは、「需給調整機能の向上」を判断する第2の指標についても、需給調整機能の向上を肯定する結果は得られなかったといえる。本稿の分析からは、いずれの時点の規制緩和も転職者や新規就業者の賃金を高めたとは主張できない。神林・水町（2014）ではマッチング関数の分析とは別途、「就業構造基本調査」（総務省）を用いた大規模データによる規制緩和の賃金への影響についても分析されているが、賃金については明確な分析結果は得られていないという。賃金という指標については、民間人材サービスに関する規制緩和の影響は大きなものではなかったと考えられる。

7. むすび

本稿の分析では、2000年前後の職業紹介業や人材派遣業に関わる規制緩和政策が、本政策の目的であった「需給調整機能の向上」に繋がっている様子は確認されなかった。規制緩和によって転職や新規就業が行われやすくなっている様子も、転職者や新規就職者の賃金を向上させている様子もみられなかった。民間人材サービスの対象職種の拡大といった規制緩和政策に大きな効果がみられない背景には、データや分析手法の限界も考えられるものの、規制緩和以前にも既に民

間人材サービスの長所が発揮される職種分野は開放されていたことが考えられる。佐野（2008）の73頁では、「国家が独占してきたマーケットで事業を新たに受託した企業が全然儲からない」ことや「職業紹介事業者がしっかりと真っ当に対国民的業務を行おうとすれば、時間と人手とストレスがかかりすぎて、このビジネスはまずもって儲からないのである。それゆえ人材ビジネスは、高度専門職や若年層などの人気市場に注力してきた」ことが述べられている。特に専門職の派遣は1997年以前から盛んであったし、本稿の分析対象は派遣の中心層である女性に限定されていた。民間が得意とする分野の職業紹介は既に規制緩和以前に行われていたということも、本稿の分析において政策の影響がみられなかった理由として大きいと考えられる。²⁴⁾

厚生労働省の「第4回産業競争力会議 資料6」や「第7回産業競争力会議 資料8」をみる限りでは、現在でも「民間人材ビジネスの活用等によるマッチング機能強化」が主張されている。しかし民間人材サービスの担当領域を広げても、その領域が民間人材サービスの長所を発揮できない分野であれば、やはり思ったような効果は得られないことが予想される。単純に民間活用を促進させるだけでなく、行政が重視する領域についての職業紹介事業者の職業紹介能力を直接的に高めるような取り組みも求められると考えられる。先述の人材サービス産業協議会（2011）の33頁には、人材サービス産業に従事する従業員の教育訓練によって人材サービス産業自体を高度化するという課題が示されているが、このような取り組みと民間活用は平行して行われることが必要であろう。しかし職業紹介担当者への教育訓練によって、転職や新規就業が促進されるのか、入職者の賃金が向上するののかという実証は未だなされていない。今後は職業紹介事業所における運営やマネジメントに関する研究、従業員の人的資本のレベルによって職業紹介業務の結果がどのように異なっているかを検証する研究など、職業紹介実施側の要因に着目した研究が重要になってくると考えられる。

参 考 文 献

- Hirsch, Boris and Steffen Mueller (2012) "The Productivity Effect of Temporary Agency Work: Evidence from German Panel Data," *The Economic Journal*, 122(562): 216-235.
- Jovanovic, Boyan (1979) "Job Matching and the Theory of Turnover," *Journal of Political Economy*, 87(5): 972-990.
- Jovanovic, Boyan (1984) "Matching, Turnover, and Unemployment," *Journal of Political Economy*, 92(1): 108-122.
- Jahn, Elke J., Regina T. Riphahn and Claus Schnabel (2012) "Feature: Flexible Forms of Employment: Boon and Bane," *The Economic Journal*, 122(562): 115-124.
- Petrongolo, B. and C. Pissarides (2001) "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function," *Journal of Economic Literature*, 39: 390-431.
- 一般社団法人人材サービス産業協議会（2011）「2020年の労働市場と人材サービス産業の役割」。
- 岡村美保子（2009）「労働者派遣法改正問題」国立国会図書館調査及び立法考査局『レファレンス』（2009年10月号）119-139。
- 神林龍（2005）「民営紹介は公営紹介よりも『効率的』か」『日本労働研究雑誌』536：69-90。
- 神林龍・水町勇一郎（2014）「労働者派遣法の政策効果について」『日本労働研究雑誌』642：64-82。

24) それゆえ職業紹介業に関する規制緩和の影響を検討するため、新たに男性を対象とした分析を行う必要があるが、用いることのできるデータの限界もあり男性に関する研究をどのように行うかについては今後の課題となる。

- 佐野哲（1999）「ホワイトカラー職業紹介の規制緩和」『日本労働研究機構 調査研究報告書』187。
- 佐野哲（2008）「人材ビジネスか、それともハローワークか——職業紹介サービスにおける国と民間の関与」『日本労働研究雑誌』573：72-75。
- 土田道夫（2004）「非典型雇用とキャリア形成」『日本労働研究雑誌』534。
- 西澤裕介（2005）「人材ビジネスを取り巻く環境の変化」JETRO『Japan Economic Monthly』（2005年7月号）。
- 樋口美雄・児玉俊洋・阿部正浩編著（2005）『労働市場設計の経済分析——マッチング機能の強化に向けて』東洋経済新報社。
- 柳沢房子（2008）「最近10年間における労働法の規制緩和」国立国会図書館調査及び立法考査局『レファレンス』（2008年4月号）87-99。

[産業研究所]