

# 生産性分析における労働投入の測定\*

— 派遣労働市場からの知見 —

川口大司†

生産性分析において労働投入の異質性をとらえるため賃金を用い労働投入の効率単位をとらえることが行われる。しかしながら労働の限界生産物価値と賃金は労働・財市場の競争環境に応じて系統的に乖離しうる。本論文では労働の限界生産物価値の代理指標である派遣料金と派遣労働者に支払われる賃金の双方が観察可能な派遣労働市場を例にして、市場の競争環境が労働の限界生産物価値と賃金の乖離に与える影響を分析した。厚生労働省による労働者派遣事業報告書の事業所レベル個票(2010-2014)を用いた分析は、地方の都道府県において市場集中度が高くなる傾向があり、派遣料金と賃金の差額が大きくなる傾向があることを示した。様々な特定化の下で推定を行っても、推定結果は頑健であり、生産性分析にあたり賃金を用いて労働投入の効率性単位をとらえようとする際には市場の競争環境を考慮する必要があることが示された。

JEL Classification Codes: J24, J42

## 1. イントロダクション

日本における全要素生産性の低さ、特にサービス産業における全要素生産性の低さに注目が集まり、その原因を探り処方箋を描き出そうとする研究が盛んになされている。全要素生産性とは、生産された付加価値のうち労働や資本といった投入要素で説明できる部分を取り除いた後に残る残差であるため、労働や資本といった投入要素の測定を変えると測定される全要素生産性は変わってくる。そのため多くの経済学者が労働や資本といった投入要素の測定を向上させるために多大な努力を投入してきた。この論文の主要な分析対象である労働に焦点を絞ってみても、労働投入を人数×時間で定義するだけではなく、時間当たりの労働投入を各労働者の学歴や経験年数や各労働者が時間当たりを受け取る賃金をもって重みづけし、効率単位の投入量をとらえようとする試みが盛んにおこなわれてきた(Jorgenson *et al.*; 1987, Fukao *et al.*, 2004)。

各労働者が受け取る時間当たりの賃金をもって、各労働者の時間当たりの生産効率性を近似

しようとする考え方は、少なくとも限界的な労働者に関しては賃金と限界生産物価値が等しくなっているであろうという想定に裏打ちされている。確かに労働市場と財市場において各企業が賃金と財価格を所与のものとして行動すればこの想定は正しい。しかしながら、労働市場における情報の非対称性もたらす数々の摩擦や、財市場における参入障壁によって、限界的な労働者に関しても賃金と限界生産物価値は乖離しうる。労働・財市場において企業がより大きな価格支配力を持つほど、賃金は限界生産物価値をより大きく下回り、効率単位の労働投入を過小評価するため、全要素生産性は過大評価される。このことが全要素生産性の国際比較に与える影響は深刻で、日本のサービス業の生産性の低さは単にサービス部門の労働・財市場が完全競争に近いことに起因しているのかもしれない。

賃金の代わりに労働の限界生産物価値を労働投入の効率単位の代理指標とすることが理想だが、労働の限界生産物価値を直接観察することは一般的にはできない。この限界を乗り越えるため、異質な労働投入を生産関数に導入し、労働者属性ごとの労働の限界生産物価値を測定し、

賃金と比べる試みが川口他(2007)などでなされてきたが、生産要素の内生性を克服し生産関数のパラメータを一致推定することは容易ではない。そのため、労働・財市場における競争環境が賃金と労働の限界生産物価値のギャップにどのような影響を与えるかを検証することは難しい。

本研究では労働者の賃金と限界生産物価値の双方が観察できる特殊な事例として派遣労働市場を取り上げる。派遣労働市場において労働者派遣事業者は労働者を労働市場で賃金を支払い調達し、派遣先に労働サービスを提供することで派遣料金を受け取る。派遣先企業が派遣料金を所与のものとして行動するとき、派遣先における労働の限界生産物価値は派遣料金に等しくなるため、派遣労働者に関しては賃金と労働の限界生産物価値の双方が観察可能になる。この測定された労働の限界生産物価値と賃金のギャップが、派遣労働サービス市場ならびに派遣労働市場における競争環境とどのような関係にあるかを分析するのが本論文の課題である。

派遣事業者は労働者と事業会社を結び付ける仲介業者であり、登録派遣労働者数と派遣先企業が増えれば増えるほど、個別的な労働供給ショックと労働需要ショックが大数の法則によって平準化されるうえ、派遣労働者の特性と派遣先の特性をよりよくマッチすることができるため、マッチング効率性が向上し規模の経済性が働くかもしれない。この場合、派遣事業者は労働市場と派遣サービス市場の双方で価格支配力を行使し、二重の限界化(double marginalization)が起こる可能性がある。また、技術系派遣企業に見られるように各企業が派遣サービスの質を差別化することで、労働市場と派遣サービス市場の双方で価格支配力を行使するということもあり得る。

一方で、派遣労働者と派遣先の特性にはデータベース化しにくい情報があり、最終的には派遣事業者の営業社員によるきめ細かなマッチングが重要かもしれない。その場合には登録派遣労働者数と派遣先企業の双方を増やすことから生

じる規模の経済性は無視しうる。であるとする。と派遣労働サービス市場には本質的には同質の財を提供する無数の企業が存在していると考えることが適切なものかもしれない。このように派遣事業者が派遣労働市場ならびに派遣サービス市場の双方で価格支配力を行使できるかどうかは先験的には自明ではない。

派遣労働者に関する研究は数多くなされているが、その多くは派遣という働き方が労働者のキャリア形成にどのような影響を与えているか、あるいは派遣事業者がどのようなオペレーションを行っているかを分析したミクロ的な視点に立ったものが多く(佐藤・大木 2014; 島貫 2017)、派遣労働市場における競争環境が派遣事業者の行動に与える影響を論じた研究は少ない。Autor(2001)は米国労働省の派遣労働者のデータを用いてなぜ派遣事業者は労働者に職業訓練機会を与えるのかを問い、職業訓練を通じて労働者の能力をスクリーニングし、その情報レントから収益を得ているためだとしている。また、都市圏ごとの市場集中度をハーフィンダール指数を用いてとらえて、市場集中度が高まると職業訓練機会の提供が減り賃金も減少する傾向があることを報告している。ただし Autor(2001)の用いたデータには派遣料金の情報がないため、派遣事業者がどれだけのマークアップを行っているのかについての分析は行っていない。

本論文では厚生労働省が毎年派遣事業者に提出を義務付けている労働者派遣事業報告書の事業所レベルの個票(2010-2014)を用いて、派遣労働市場の構造が派遣事業者のマークアップ行動にどのような影響を与えているかを分析する。報告書には事業所における平均的な派遣労働者の派遣料金と賃金が記録されているため、派遣料金と賃金の差額が派遣料金に占める割合、いわゆるマージン率を計算できる。このマージン率は平均的には3割程度だが、事業所・年によって大きく変動していることが明らかになる。さらに各都道府県各年を派遣労働市場の範囲と画定し、各派遣事業所が派遣する労働者のシェ

アを計算しそれに基づいて市場集中度の指標であるハーフィンダール指数を計算した。すると、ハーフィンダール指数は都市部で低く、地方部で高く計算され、地方部では派遣労働市場における競争が都市部ほどには激しくないことが明らかになった。これらの情報を用いて回帰分析を行うと、市場集中度が高い都道府県・年ほどマージン率が高くなるという傾向が発見された。この傾向は派遣労働者一人当たりの間接部門労働者数、派遣労働者一人当たりの訓練参加回数、派遣労働者の派遣期間の分布といった事業所特性を制御してもほぼ変化しなかった。さらに同一事業者が複数事業所を異なる都道府県に持っていることを生かして派遣事業者固定効果を許した推定でも同様の傾向が発見された。最も望ましい特定化の下で得られた推定値によると、派遣事業者の競争環境が最も競争が緩い高知県のものから最も競争が厳しい東京都のものに変化すると、他の条件を一定としてマージン率は約1%ポイント下がることが判明した。この推定結果は、市場集中度の指標を変えたり、短期派遣労働者に分析対象を限定しても変わらなかった。

本論文で得られた分析結果は、市場の競争環境が賃金と労働の限界生産物価値の乖離に系統的な影響を与えることを示しており、競争環境が緩くなると賃金が労働の限界生産物を下回るようになり、結果として労働投入の効率単位を過小に推定し、全要素生産性を課題に推定する可能性があることを示唆している。そのため、異なる産業や異なる国の全要素生産性を比較する際には、それぞれの産業、それぞれの国における生産要素市場、財市場の競争環境を考慮に入れた比較が重要であることを示唆しているといえる。

## 2. 生産性分析における労働投入の測定

全要素生産性の測定にあたっては通常生産関数を推定し、生産関数の残差をもって全要素生産性と考える。例えば生産関数をコブダグラス型と仮定した場合には、付加価値で図られた生

産量を  $Y_i$ 、労働投入量を  $L_i$ 、資本投入量を  $K_i$  として、次のような生産関数を推定する。

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln L_i + \beta_2 \ln K_i + u_i \quad (1)$$

この推定結果から得られる残差が全要素生産性である。仮にこの式に含まれるパラメータを一致推定できたとしても、投入要素の異質性をどのように制御するのかという問題が残る<sup>1)</sup>。例えば、 $L_i$ を企業*i*の生産に投入された総労働時間で図ったとしても、労働者の学歴の違いや経験年数の違いによって生まれる異質性を考慮に入れることが全要素生産性を一致推定するためには必要になる。

異質性を考慮に入れないとどのような問題が発生するのかを例を通じて考察しよう。いま二つの企業を比較するとして、一つ目の企業は、もう一つの企業に比べて労働者の学歴が高く、経験年数も長いとしよう。このとき、労働の異質性を無視し労働投入を総労働時間数だけで計測すると、一つ目の企業のほうが生産量が多くなるため、全要素生産性は一つ目の企業のほうが高く出る。つまり本来は生産要素の質の高さによって説明されるべき生産量の多さが、全要素生産性の高さに帰着させられることになるのである。

このように労働投入の異質性を無視すると、全要素生産性の測定には系統的なバイアスがかかることになる。この問題に対処するために用いられる一つの方法が異質な労働投入を直接データでとらえ適切な方法で集計することによって、労働投入の質を考慮した実質的な労働投入量を測定しようとする試みである。例えば、学歴や労働市場における潜在経験年数ごとの労働者の総労働時間を測定し、適切なウエイトを用いてそれらを集計するという方法である。学歴や潜在経験年数ごとに定義されるグループの添え字を  $j$  とし企業  $i$  のグループごとの労働投入を  $\{L_{1i}, L_{2i}, \dots, L_{ji}\}$  とあらわしたとき、その企業の集計労働投入量は、各グループに与えられるウエイト  $W_j$  を用いて

$$L_i = \sum_{j=1}^J W_j L_{ji} \quad (2)$$

とあらわすことができる。このとき各グループのウェイト  $W_j$  としてしばしば用いられるのが、そのグループに属する労働者の平均賃金である。これは労働市場が完全競争的であれば、少なくともグループの中の限界的な労働者に関しては労働の限界生産物価値と賃金が等しくなるため、賃金が各グループ労働者の生産性と関係を持っているはずであるとの想定に基づいている (Jorgenson *et al.*, 1987; Fukao *et al.*, 2004)。

異質な労働者の生産性を賃金でとらえ集計するという方法は、労働市場が完全競争的で、労働の限界生産物価値が賃金に等しくなる場合においては、少なくとも近似としては適切だといえる。しかしながら、主に二つの理由によって労働の限界生産物価値は賃金から乖離しうる。一つは企業特殊な人的資本があり人的資本に対して労働者と企業の共同投資が起こる場合や、労働者と企業の間で努力水準に関する情報の非対称性が存在し賃金が後払いになるような場合である。このような問題意識に基づいて異質な労働の生産性を、異質な労働を直接含んだ生産関数を推定することで測定しようとした研究が川口他(2007)である。もう一つの可能性は労働市場が不完全競争であり、企業が一定程度の市場支配力を持つ場合である。この場合、個別の企業はそれぞれに右上がりの労働曲線に直面するため、水平の労働曲線に直面する完全競争の場合に比べて、労働投入量を抑えて賃金を抑制しようとする行動をする。結果として各企業の雇用量において、労働の限界生産物価値は賃金を上回るようになる。労働市場が不完全競争的である可能性は広く指摘されており、実証研究についても一定程度の蓄積がある (Manning, 2003)。労働市場における不完全競争が労働の限界生産物価値と賃金を乖離させる可能性は、企業特殊な人的資本や情報の非対称性が存在しない、比較的単純な業務に関しても当てはまると考えられサービス業を含む広範な産業に及ぶものと

考えられる。

労働市場が不完全競争的だと、賃金を用いて異質な労働者を集計し労働投入量とし全要素生産性を計算した際に問題が生じる。特定の労働者グループの労働市場の非競争的であるほど労働の限界生産物価値と賃金の乖離が大きくなるため、労働投入量が過少に推定されるという問題が生じる。例えば男性と女性を比較すると女性の労働市場が非競争的であるとしよう。このとき、女性労働を多く投入している企業ほど実際の労働投入量が多いにも関わらずそれが過少に推定されるため、全要素生産性が高く見えてしまうという問題が生じる。

この労働の限界生産物価値と賃金の乖離がもたらす問題を解決するために、多様な生産要素を含む生産関数を推定し、異質な労働の限界生産物価値を直接推定しようというアプローチが取られる川口他(2007)。しかしながら、通常、生産関数の推定には生産要素の内生性の問題が伴い、生産関数パラメータの一致推定は容易ではない。特にショックに対する労働投入の調整が特定の労働者グループにより顕著であると、そのグループの生産への貢献は過大に推定されることになる。例えば、企業が研究者が観察できない正の需要ショックに対して女性労働者や短時間労働者の調整によって対応し、男性の一般労働者はできる限り調整しないという行動をとっているとしよう。この場合には女性労働者や短時間労働者の投入量は観察できない誤差と正相関するため、女性労働者や短時間労働者の生産性への貢献が過大に推定されることになる。この過大推定を放置したまま全要素生産性の測定を行えば、女性労働者や短時間労働者を多く投入する企業のほうが、全要素生産性が低いかのように見えてしまうという問題が発生する。

ここで議論したような生産要素の限界生産物価値と要素価格の乖離は資本や中間財に関しても成立しうる。これらの生産要素は金額ベースで図られることが多く、暗黙の裡に要素価格をもって限界生産物価値と等しいと考えているといえよう。このような状況であえて労働に着目

する理由は、労働者の地理的な移動は資本や中間財に比べると難しく、結果として労働供給の地域間移動が難しくなり、企業が中間財の購入にあたって価格支配力を行使する可能性が資本や中間財に比べて強いのではないかと考えられるためである。

本研究では労働の限界生産物価値と賃金の乖離が直接に観察できる例として労働者派遣事業を分析する。労働者派遣事業とは、いわゆる派遣元である派遣事業者が雇い入れた労働者をいわゆる派遣先である顧客企業に派遣するという、労働サービスの仲介業である。仮に派遣労働者を受け入れる派遣先企業が派遣労働者のサービスを受けるための派遣料金を所与のものとして行動するとすれば、派遣先企業の利潤最大化行動の結果として派遣労働者の限界生産物価値は賃金と等しくなる。そのため、派遣先顧客企業が派遣労働サービス市場で価格受容者として行動するのであれば、派遣労働者の限界生産物価値は派遣料金として観察されることになる。一方で派遣労働者に支払われる賃金は直接観察できるため、派遣労働者の限界生産物価値と賃金を直接的に観察できるようになる。世界的に見てもまれな派遣労働者の派遣料金と賃金が記録された厚生労働省「労働者派遣事業報告書」を用いて、派遣料金と賃金の乖離が系統的に市場構造と相関関係を持つか否かを分析し、派遣労働サービスの市場は完全競争的で労働の限界生産性が仮定の下で、派遣労働者の労働市場が完全競争的であるかどうかを分析する。

### 3. 人材派遣業

日本において、労働者を派遣する事業は1985年に労働者派遣法が成立し1986年に施行されるまで禁止されていた。労働者派遣法の成立後も労働者派遣事業は様々な規制のもとにとまれており、その法規制は複雑である。その法規制の詳細や歴史的発展についての記述は本庄(2016)などに譲り、本節では本稿が分析対象とする2010年から2014年にかけての規制環境を概観する。この期間は2015年9月30日に施

行された平成27年労働者派遣法改正法以前となるため、本稿執筆現在(2018年4月)の規制環境とは異なることに注意してほしい。

この期間、労働者派遣事業には許可制の一般労働者派遣事業と届出制の特定労働者派遣事業があった。一般労働者派遣事業とは派遣元に常時雇用されない労働者を他社に派遣する事業形態のことであり、特定労働者派遣事業とは常時雇用される労働者を他社に派遣する事業形態のことである。ここで、常時雇用される労働者の定義については、労働者派遣事業関係業務取扱要領に下記の記載があった。

「常時雇用される」とは、雇用契約の形式の如何を問わず、事実上期間の定めなく雇用されている労働者のことをいう。具体的には、次のいずれかに該当する場合に限り「常時雇用される」に該当する。

1. 期間の定めなく雇用されている者
2. 一定の期間(例えば、2か月、6か月等)を定めて雇用されている者であって、その雇用期間が反復継続されて事実上1と同等と認められる者。すなわち、過去1年を超える期間について引き続き雇用されている者又は採用の時から1年を超えて引き続き雇用されると見込まれる者
3. 日々雇用される者であって、雇用契約が日々更新されて事実上1と同等と認められる者。すなわち、2の場合と同じく、過去1年を超える期間について引き続き雇用されている者又は採用の時から1年を超えて引き続き雇用されると見込まれる者。なお、雇用保険の被保険者とは判断されないパートタイム労働者であっても、1から3までのいずれかに該当すれば「常時雇用される」と判断するものであるので留意すること。

要するに無期も含めて1年以上の契約期間で派

遣元に雇用される労働者であれば、特定労働者派遣事業の対象となるということである。もっとも常時雇用の定義には契約期間のみが定められ労働時間が定められていなかったこともあり、形式上常時雇用の形態をとりながらも実態は有期雇用であるケースがあるとの批判もあり、平成27年改正で特定労働者派遣事業は廃止され許可制に一本化されることとなった。

平成27年改正で特定労働者派遣事業が廃止されたという事情や二つの事業が異質であった可能性に鑑みて、本稿の分析では許可制の一般労働者派遣事業のみを分析対象とする。ここで、許可の基準は「専ら労働者派遣の役務を特定の者に提供することを目的として行われるものでないこと」「個人情報を適正に管理し、派遣労働者等の秘密を守るために必要な措置が講じられていること」「事業を的確に遂行するに足りる能力を有するものであること(資産の総額から負債の総額を控除した額(基準資産額)が「2,000万円×事業所数」以上、現預金額が「1,500万円×事業所数」以上であること、事業所の面積がおおむね20m<sup>2</sup>以上であること等)」を満たしていることであった。事業許可に対しての申請は各道府県に置かれた労働局需給調整事業部(都道府県により課、室)を通して厚生労働大臣に対して行われる。

労働者派遣事業者が労働者を派遣できる先は原則的に無限定であるが港湾運送業務、建設業務、警備業務、病院等における医療関係の業務に関しては労働者派遣は禁止されている。この4業務以外に関して、派遣期間は原則1年、最大3年で、1年を超えて派遣労働者を受け入れるためには過半数労働組合等への意見聴取が必要であった。これはあくまでも意見聴取であるため、実質上は3年の上限規制がかかっていたといえる。ここでは決まった職に派遣労働者を当てることのできる上限期間が3年であると定められており、派遣労働者を変えたとしても同じ職に3年を超えて派遣労働者をつかせるはいけないという規制となっていた。これは常用労働者が派遣労働者に置き換えられることを防ぐ

ための常用代替を防ぐことが規制の目的であったことによる。この上限規制には例外があり、いわゆる政令26業務に関しては期間制限なく派遣労働者を派遣することが可能であった<sup>2)</sup>。つまり、一般的な労働者派遣に関しては上限3年の縛りがかかるものの、政令26業務に関しては派遣期間の上限規制がかからなかったということである<sup>3)</sup>。

派遣労働者をめぐる法的規制として最後に短期派遣(いわゆる日雇派遣)に関するものを紹介する。短期派遣とは1日から30日の期間を定めて派遣先に派遣される形態のことである。派遣事業者報告書が対象とする6月に関していうと、2010年6月から2012年6月の期間までは短期派遣は原則として許可されていたが、その契約期間の短さが雇用の不安定化を招くとして、2012年10月1日より施行された派遣法平成24年改正により原則禁止されることになった。ただし、先に指摘した政令26業務に関しては例外となり、契約期間に上限がないのと同様に下限もないという取り扱いがされていた。さらに、1. 60歳以上の者、2. 雇用保険の適用を受けない学生、3. 生業収入が500万円以上で副業として従事する者、4. 世帯収入が500万円以上で、自身の収入がその2分の1以下のものに関しては例外的に短期派遣も許可されるという形となった。

## 4. データと測定

### 4.1 労働者派遣事業報告書

本論文では厚生労働省職業安定局需給調整事業課が所管する業務データである労働者派遣事業報告書の事業所個票を利用する。すべての労働者派遣事業者は、各道府県に置かれた労働局需給調整事業部(都道府県により課、室)に対して労働者派遣事業報告書の提出が義務付けられている。これは派遣事業者の6月1日現在の業務状況を報告するもので、事業所で働く労働者総数、派遣労働者数、当該事業年度における平均的な1人1日(8時間として算定する。)当たりの派遣料金と賃金、派遣労働者の派遣期間

の分布、派遣労働者の訓練参加状況などが報告されている。加えて日雇い派遣労働者や政令26業務従事者に関する平均的な一人1日当たりの派遣料金と賃金がそれぞれ報告されている。

先述したように本稿では2010年から2014年の期間の一般派遣労働事業者を対象に分析を行う。毎年約6500の事業所が報告書を提出しており2010年から2014年の期間でのべ32500の事業所のデータが得られる。なお、報告書は事業所ごとの提出が求められているが、一つの派遣事業者には各年ごとに統一されたIDが付与されているため、複数事業所を持つ事業者も識別することができる。残念ながら、今回提供を受けたデータでは、年ごとにIDが変わってしまうため通時的な派遣事業者IDを作成することはできない。一つの事業者が持つ事業所の分布をみると2010年現在において、10パーセントが1、中央値が5、90パーセントが33、平均は13、標準偏差は19であった。この分布は分析対象とする5年間の期間でおおよそ安定している。

#### 4.2 市場集中度とマージン率の測定

本論文では派遣労働市場における派遣事業所を取り巻く競争環境が派遣事業所の価格・賃金支配力にどのような影響を与えるかを分析する。そのため、各派遣事業所が直面する市場の競争度合と価格支配力を代理する観察可能な変数を定義する必要がある。市場の競争度合を定義するためには、市場の範囲を財の特性と地理的な範囲から画定する必要がある。本稿では各派遣事業所が提供するサービスは同質的であり、競争が起こる地理的な範囲は都道府県であると仮定する<sup>4)</sup>。実際には各派遣事業所が提供するサービスは派遣労働者の質や各事業者が提供するマッチングの質などに関して異質であると考えられるため、のちの回帰分析では観察可能な異質性を制御した分析を行う。このように画定した各都道府県における派遣事業所間の競争の厳しさを示す指標としてハーフィンダール指数

$$HHI_{jt} = \sum_{i=1}^{N_{jt}} \left( \frac{g_{ijt}}{\sum_{i=1}^{N_{jt}} g_{ijt}} \right)^2 \quad (3)$$

を利用する。ここで添え字  $i$  は派遣事業所を、 $j$  は都道府県を、 $t$  は調査年をそれぞれ示す。また  $g_{ijt}$  は事業所  $i$  の  $j$  県における  $t$  年の派遣労働者数であり、 $N_{jt}$  は  $j$  件における  $t$  年の派遣事業所の総数である。ハーフィンダール指数は市場の競争環境をとらえる代表的な指標であるものの、この値が低くても企業は価格支配力を行使しうる。例えば、独占的競争のモデルを考えると差別化された財を生産する企業が無数に存在するが、製品差別化の結果として各企業は一定の価格支配力を持つ。このように仮に  $HHI$  が低かったとしても価格支配力を持ちうるケースがある点に留意する必要がある。

次に各派遣事業所がどの程度、派遣労働者の市場において価格支配力を持っているかの指標を考える。派遣事業所は労働市場である賃金を支払い労働者を調達し、派遣労働サービス市場である派遣料金を徴収し派遣労働サービスを提供する。そこで派遣料金に占める派遣料金と賃金の差額の比率をマージン率として

$$margin_{it} = \frac{fee_{it} - wage_{it}}{fee_{it}} \quad (4)$$

と定義する。ここで先と同じように  $i$  は派遣事業所を、 $t$  は調査年をそれぞれ示す添え字である。また  $fee_{it}$  は平均的な一人1日当たりの派遣料金を  $wage_{it}$  は平均的な一人1日当たりの賃金をそれぞれ示す。仮に労働者を追加的に派遣することの限界費用が賃金だけだとすれば、労働市場とサービス市場の双方が完全競争的なとき、サービス価格は限界費用と等しくなるため、マージン率は0となる。一方で労働市場あるいはサービス市場のどちらかで価格支配力を持つ(右上がりの労働供給曲線あるいは右下がりのサービス需要曲線に直面する)とき、派遣事業所は完全競争水準で選ばれる派遣労働者の数よりも少ない派遣労働者を派遣することを通じて、サービス価格を上昇させるか賃金を下落させる

表 1. 2010-14 年 一般派遣事業者 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	P10	P50	P90
派遣労働者：日雇い	32504	4.315	22.262	0	0	7
派遣労働者：常用	32504	39.379	120.182	0	14	91
派遣労働者：有期	32504	40.003	184.831	0	10	92
派遣労働者：常用+有期	32504	79.381	248.929	9	36	166
登録派遣労働者	32504	204.004	804.455	9	65	442
派遣先	32504	70.583	295.403	4	23	144
8時間賃金	32504	10732.51	4284.909	7489	9708.5	15268
8時間料金	32504	15385.13	7057.442	10400	13645.5	22713
(料金-賃金)/料金	32504	.29	.08	.201	.286	.383
日雇い：8時間賃金	11464	9642.571	5710.075	7200	8856.5	12558
日雇い：8時間料金	11468	13494.15	6473.003	9653	12431.5	17763
日雇い：(料金-賃金)/料金	11389	.279	.075	.197	.281	.355
間接労働者：常用	32504	72.264	247.973	2	17	155
間接労働者：有期	32504	59.961	422.035	0	11	114
間接労働者/派遣労働者	32504	.507	.269	.125	.492	.891
延べ訓練参加者/派遣労働者	32504	5.313	26.477	0	1.394	9.081
期間：1日	32504	.051	.163	0	0	.111
期間：2-7日	32504	.035	.101	0	0	.1
期間：8-31日	32504	.105	.161	0	.034	.3
期間：3か月	32504	.283	.282	0	.199	.722
期間：4-6か月	32504	.151	.21	0	.071	.419
期間：7-12か月	32504	.126	.234	0	.014	.417
期間：13-36か月	32504	.07	.204	0	0	.23
期間：その他	32504	.006	.062	0	0	0
年・都道府県の市場規模	32504	71702.2	87368.19	4561	26649	224290
年・都道府県内でのシェア	32504	.005	.013	0	.001	.014
HHI	32504	.016	.015	.008	.01	.028
HHI：常用	32504	.022	.024	.008	.016	.043
HHI：有期	32504	.025	.023	.01	.017	.044
HHI：日雇	32504	.084	.103	.015	.049	.227
上位3事業所シェア	32504	.001	.004	0	0	.004
失業率	32504	4.317	.89	3.2	4.3	5.5

という行動をとる。そのために、サービス価格は賃金を上回るようになるため、マージン率は正の値を取る。

派遣労働者を追加的に派遣することの限界費用が賃金だけというのは極端な仮定であり、現実的には、社会保険料、派遣先と派遣労働者のコーディネーションを行う費用や派遣労働者の雇用管理のための費用などがかかる。そのため実際のマージン率は測定されるマージン率よりも低い水準にとどまるといえる。この測定誤差

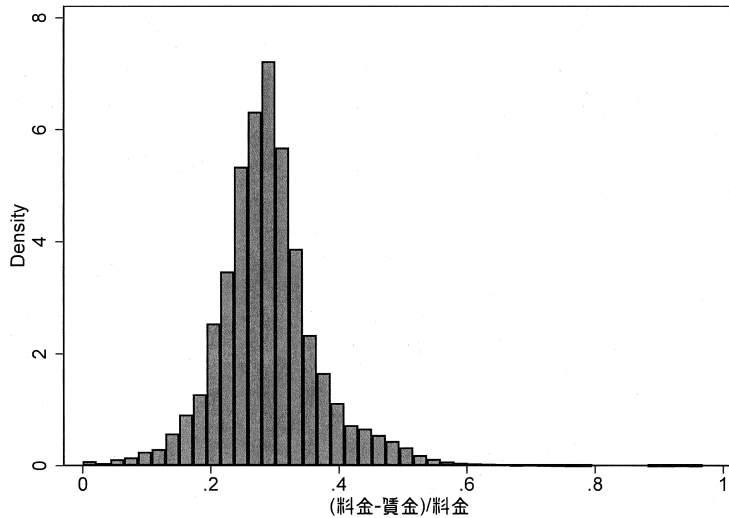
がもたらす推定結果への影響は後述する。

## 5. 記述統計量を用いた概観

2010-14年の一般派遣事業者のデータのうち、日雇い・常用・非常用別の派遣労働者数、平均的な派遣労働者の料金と賃金の日額、派遣労働者の派遣期間別の分布などに欠損値がないものを分析サンプルとして用いる。分析サンプルの記述統計量は表1に報告されている。これを見ると平均的な派遣事業所は約4名の日雇い派遣



図1. 派遣会社のマージン率—(派遣料金—派遣賃金)/派遣料金



労働者、約40名の常用労働者、約40名の非常用労働者(有期労働者)、常用・有期の合計で約80名を6月30日現在に派遣していたことがわかる。また平均的に登録派遣労働者数は200名で派遣先の数は70である。日額平均で派遣労働者の賃金は約10700円、料金は約15400円であり、マージン率は約30%である。日雇い派遣労働者については、約1/3の事業所でしか情報がないが、賃金、料金、マージン率のすべてが日雇い以外の派遣労働者よりも低いことが分かる。派遣労働者をも含む常用労働者数と非常用労働者(有期)労働者数が分かるため、派遣先との調整や派遣労働者の雇用管理にかかわるであろう労働者数も間接的にわかる。それらの間接的業務にかかわる労働者数を実際に派遣された派遣労働者数で除すと約50%となりかなり比率が高いことが分かる。また、調査年度1年間の職業訓練参加者数を6月30日現在の派遣労働者で除した値は平均値が5を超えておりかなり多くの派遣労働者が派遣元で訓練を受けていることも明らかになる。派遣期間の分布に関しては2か月から3か月の間というのが約28%となっており一番多い。また、1年を超える派遣期間は全体の7%にとどまり、1年未満の比較的短期間の派遣が多いこともわかる。

引き続き記述統計量を使って市場集中の様子

を見てみよう。各年・各都道府県内の常用・有期派遣労働者の合計をマーケットサイズとすると、平均値が約72000名、中央値が約27000名であることが分かる。これに比べると、事業所平均の約80名、中央値の36名は小さく、各事業所の派遣する派遣労働者のシェアは平均値が0.5%、中央値が0.1%と小さな値となる。これを見てみると、派遣労働者の市場を各年・各都道府県という単位で画定すると、各市場において特定の事業所が大きな市場シェアを占めるという形にはなっていないことが分かる。これを反映してハーフィンダール指数の平均値は0.016であり、中央値は0.01と小さな値となっている。公正取引委員会が定める合併審査基準によるとハーフィンダール指数が0.15であれば競争を制限するとは通常考えられないとされており、ハーフィンダール係数そのものは決して大きなものではない。都道府県という市場の地理的範囲が大きいため、シェアは小さくなるものの、より重要なのはその都道府県間での偏差である。この点に着目するとハーフィンダール指数の標準偏差は0.015と平均値に比して十分に大きく、10%タイルが0.01、90%タイルが0.028と十分に大きな変動があるといえる。

2010年から2014年のデータをプールしたマージン率の分布は図1に示すとおりである。事

業所ごとのマージン率は平均である30%を中心にほぼ対称な形で分布している。ここでは図を省略するが、政令26業務に関してマージン率を計算し、その分布を描いた結果もほぼ同様の結果であった。マージン率には変動があり、これを市場における競争度合などによって説明することが今後の分析の課題となる。

次に2010年時点の各都道府県における派遣労働者の派遣数に基づいて計算したハーフィンダール指数と平均的なマージン率を図2と図3より確認する。図2によると東京都・埼玉県・千葉県・神奈川県、愛知県、大阪府・兵庫県の三大都市地域においてはハーフィンダール指数は0.02を下回っており、多様な事業者が派遣労働者を派遣してしていることが分かる。その一方で、青森県、秋田県、和歌山県、鳥取県、島根県、高知県、宮崎県といった地方部では派遣労働者の派遣は一部の事業者に比較的集中しておりハーフィンダール指数が0.10を上回っていることが分かる。大都市部においては多数の派遣事業者が労働市場、派遣サービス市場で競争している一方で、地方部においては一部の業者が労働者派遣サービスを提供していることが分かる。先に指摘した通り一般的に派遣労働の市場において市場集中度は高いとは言えないが、地域差が大きいということが言える。他方で図3を見ると首都圏ならびに大阪圏の平均マージン率が低く、その一方で、青森県、秋田県、鳥取県、島根県、高知県といった地方部でマージン率が高くなる傾向があることが分かる。都道府県ごとのハーフィンダール指数と平均マージン率には大まかな正の相関関係があるといえる。次の節ではこの相関関係から市場集中度からマージン率への因果関係を抽出するための方法を議論する。

## 6. 市場集中度とマージン率の関係

この節ではハーフィンダール指数で代理される派遣労働市場の競争度が派遣業者の設定するマージン率にどのような影響を与えるかを推定する。前節では都道府県ごとのハーフィンダール

指数と平均マージン率の間には正の相関関係がありそうなことを報告したが、この正の相関関係は因果関係を意味しない。因果関係を推定するためには、何らかの理由で地域ごとに労働者派遣事業への参入コストに外生的な違いがあり、そのことによってもたらされる市場集中度の変動を用いてマージン率への影響を操作変数推定法により推定することが理想的である。残念ながら2010年から2014年の分析期間のうちにそのように大きな参入規制の変更は見られないため、ここでそのような識別戦略をとることは難しい。代わりにここではハーフィンダール指数の内生性をもたらし要因を具体的に考慮し、それらの要因を可能な限り多重回帰モデルの中に説明変数に導入することで、内生性によって発生する最小二乗推定量のバイアスをできる限り除去し、因果関係の推定に近づけるように試みる。

まず市場集中度がマージン率に与える影響を次式のように定式化する。

$$\begin{aligned} margin_{it} = & \beta_0 + \beta_1 HHI_{kt} + X_{1it}\gamma \\ & + X_{2kt}\delta + d_{jt} + u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

ここで $i$ は事業所、 $j$ は派遣事業者、 $k$ は都道府県、 $t$ は調査年を示す添え字である。一つの派遣事業者が複数の事業所を持つケースがあるため、 $i$ と $j$ が区別されている。 $margin_{it}$ は(派遣料金－賃金)/賃金で定義されるマージン率、 $HHI_{kt}$ は都道府県の単位で定義される派遣労働者数のハーフィンダール指数である。マージン率は派遣事業者の提供するサービスの質によっても異なることを考慮して、事業報告書より入手可能な派遣労働者一人当たりの間接的業務にかかわる労働者数、紹介予定派遣の実績、派遣期間の分布、派遣労働者への職業訓練機会の提供実績を説明変数ベクトル $X_{1it}$ に導入して制御する。また、派遣事業所が派遣労働市場においてどれだけ賃金支配力を行使できるかは、労働者にとっての代替的な就業機会を規定する地域の労働市場の状況からも影響を受けると考えられる。この要因を制御するために $X_{2kt}$ には

図 2. 2010 年における都道府県別派遣労働市場のハーフィンダル指数

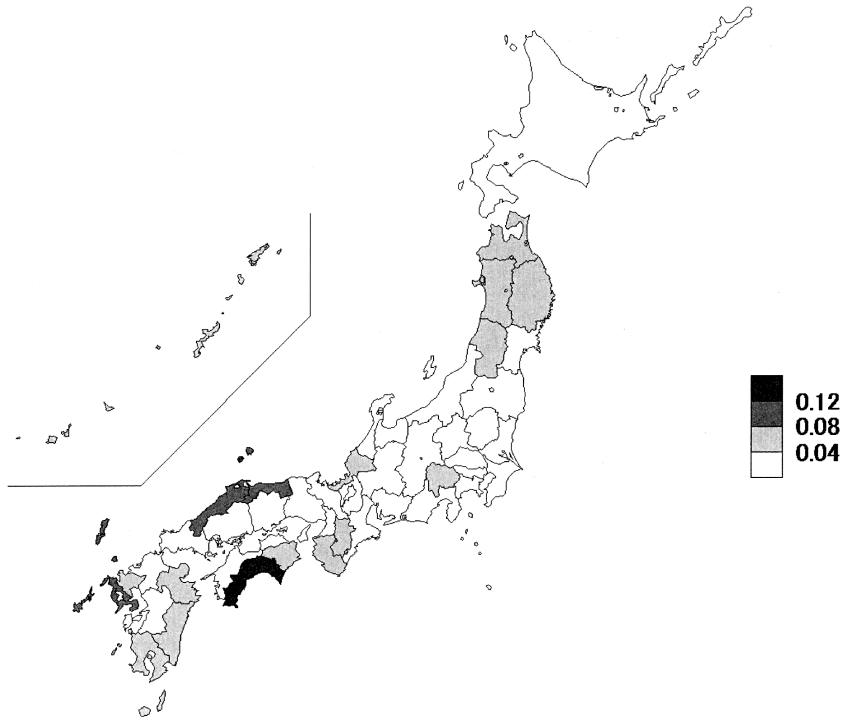
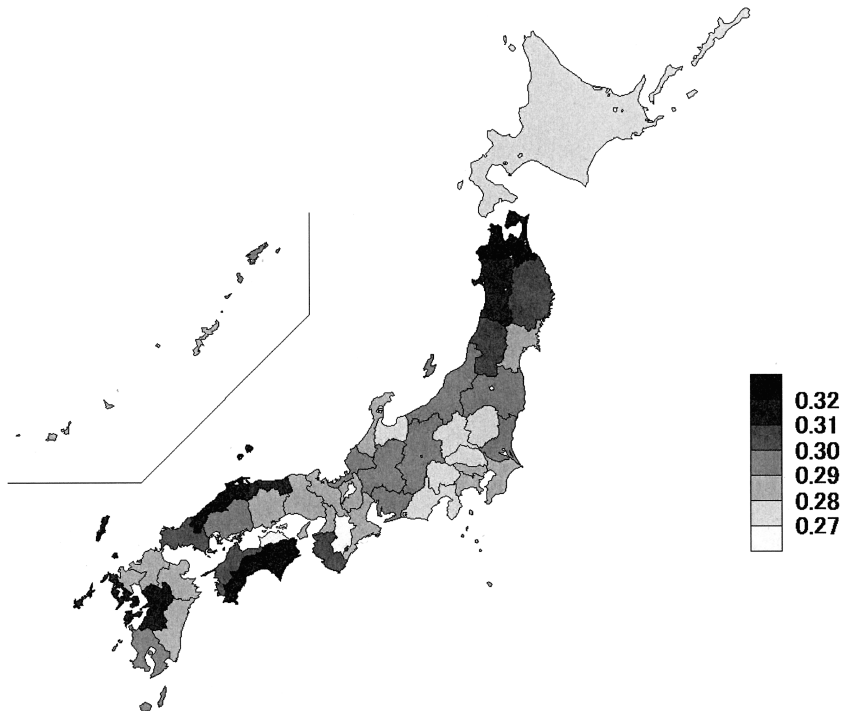


図 3. 2010 年における派遣者の都道府県別平均マージン率



総務省統計局が参考値として作成している都道府県別失業率の年平均値を導入した。\$d\_{it}\$ は派遣事業者×年固定効果を示す。年固定効果はマクロ的な経済環境が派遣労働者の供給や派遣サービスの需要に与える影響を通じてマージン率変動することを吸収し、派遣事業者固定効果は個々の派遣事業者が異質なサービスを提供していることでマージン率変動することを吸収する。

上記のモデルを最小二乗法で推定するが、標準誤差の推定にあたっては特定の形での誤差項間の相関関係を許すクラスタリングに対して頑健な標準誤差を計算する。まず主要な説明変数である \$HHI\_{it}\$ が都道府県×年レベルで測定されていることと、都道府県に特有のショックが時系列方向に相関する可能性を許すために、都道府県レベルで誤差項が相関する可能性を許したい。また、派遣事業者×年に特有のショックがあることを考慮して同じ派遣事業者が営む事業所は同じ年の中で誤差項が相関する可能性をも許したい。これら2つのレベルでのクラスタリングを許すために2方向クラスタリングに対して頑健な標準誤差を計算する。

ここで上記モデルを推定する際に変数の測定誤差より発生するバイアスについて議論しておきたい。モデルの推定にあたりマージン率の計算に用いられている限界費用の指標は賃金だけであるが、実際には派遣先との調整業務や派遣労働者の管理業務からも限界費用は発生しているはずであり、測定しているマージン率は必ずしもマークアップ率とは対応しない。ここで派遣労働者に支払われる賃金以外の限界費用を \$omc\$ とし、真のマークアップ率を \$margin^\*\$ とすると、\$margin\_{it} = margin\_{it}^\* - omc\_{it}\$ である。真のモデルが

$$margin_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + X_{it} \gamma + d_{it} + v_{it} \quad (6)$$

であるとする、推定するモデルは

$$margin_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + X_{it} \gamma + d_{it} + v_{it} + omc_{it} \quad (7)$$

となる。そのため、仮に \$omc\_{it}\$ が \$HHI\_{it}\$ と (\$X\_{it}\$ と諸固定効果を条件づけたうえで) 偏相関するとすれば、\$\beta\_1\$ の最小二乗推定量にはバイアスがかかることになる。このような偏相関を生み出す要因はいくつか考えることができるが、例えば人口密度が低く派遣先が地理的に分散している都道府県では、派遣先との調整業務にコストがかかり \$omc\_{it}\$ が一般的に高いと予想されるいっぽうで、それゆえに派遣業者の参入の固定費用が高く特定の業者が市場シェアを持ち \$HHI\_{it}\$ が高いことが予想される。この場合、\$omc\_{it}\$ と \$HHI\_{it}\$ は正の偏相関を持つと予想される。一方で、特殊な技能を持っている労働者の派遣を行っている派遣事業者が多い都道府県では、一般的に \$omc\_{it}\$ が高いことが予想される一方で、各事業者の提供するサービスが差別化されており \$HHI\_{it}\$ が小さいと考えられる。この場合 \$omc\_{it}\$ と \$HHI\_{it}\$ は負の相関関係を持つことになる。このように観察されない限界費用 \$omc\_{it}\$ が \$HHI\_{it}\$ への係数の推定量 \$\hat{\beta}\_1\$ にどのようなバイアスをかけるかは先験的には明確ではない。そこで以下の分析では、観察されない限界費用を代理していると考えられる、派遣労働者一人当たり間接部門労働者数、派遣労働者一人当たり職業訓練参加回数、派遣期間の分布などの変数を \$X\_{it}\$ の中に含むことによって、バイアスを低減するように試みる。また、事業者×年固定効果 \$d\_{it}\$ を含めることで各事業者が各年に提供するサービスの異質性も制御する。

## 7. 推定結果

前節で紹介した回帰モデルを最小二乗推定した推定結果が表2に報告されている。第1列の説明変数群 \$X\_{it}\$ を含まず年固定効果だけを導入したモデルの推定結果によるとハーフィング指数への係数は約0.23で、市場集中度の上昇はマージン率を統計的に有意に増加させている。2010年時点のハーフィング指数が0.10上昇すると(2010年の最低値は東京都の0.01であり、最高値は高知県の0.12である)、マージン率は0.023上昇することになる。これ

表 2. 事業所における平均的な派遣労働者のマージン率の決定

	(1)	(2)	(3)
HHI	0.226*	0.232**	0.096**
	(0.122)	(0.103)	(0.048)
間接労働者/派遣労働者		0.041***	0.017***
		(0.015)	(0.004)
延べ訓練参加者/派遣労働者		-0.000	-0.000***
		(0.000)	(0.000)
期間：2-7日		-0.024***	-0.011
		(0.009)	(0.008)
期間：8-31日		0.028***	0.004
		(0.009)	(0.006)
期間：2か月		0.003	-0.003
		(0.006)	(0.004)
期間：3か月		0.025***	0.017***
		(0.005)	(0.004)
期間：4-6か月		0.022***	0.014***
		(0.009)	(0.005)
期間：7-12か月		0.011	0.001
		(0.011)	(0.005)
期間：その他		0.014	0.003
		(0.015)	(0.017)
派遣労働者：日雇い		-0.000***	-0.000*
		(0.000)	(0.000)
派遣労働者：常用		-0.000	-0.000**
		(0.000)	(0.000)
派遣労働者：有期		-0.000	-0.000***
		(0.000)	(0.000)
登録派遣労働者		-0.000	0.000
		(0.000)	(0.000)
派遣先		0.000	0.000*
		(0.000)	(0.000)
失業率		-0.001	-0.001
		(0.001)	(0.001)
Observations	32,504	32,504	32,504
R-squared	0.002	0.034	0.487

注) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%有意水準で統計的に有意であることを示す。第1列・第2列は年固定効果を、第3列は派遣事業者×年固定効果を含む。カッコ内は都道府県並びに派遣事業者×年次の中での誤差項の相関を許す2方向クラスタリングに頑健な標準誤差。

はマージン率の平均がおよそ0.30であることを考えると約8%の増加であり、経済学的に考えても有意な上昇であると考えてよからう。

第2列には派遣労働者一人当たりの間接労働者数、派遣労働者一人当たり延べ訓練参加者数、派遣期間の分布、日雇い・常用・有期派遣労働

者数、登録派遣労働者数、派遣先数、都道府県別失業率を制御した推定結果が報告されている。このモデルでは派遣労働者を派遣するのにかかる限界的な費用が一定程度制御されていると考えられるが、ハーフィンダール指数への係数は約0.23と第1列の推定結果からほぼ変化しな

い。限界費用の異質性がハーフィンダール指数と系統的には偏相関していないことを示唆する結果といえよう。導入された説明変数への係数を見ていくと、派遣労働者一人当たりの間接労働者数の増加がマージン率を引き上げること示している。派遣先との調整や派遣労働者の管理にかかわる人員が増えれば限界費用が上がり、マージン率が上がるのは予想された結果である。派遣労働者の派遣期間別の分布がマージン率に与える影響に関しては1日あるいは2-7日といった短期の派遣労働者を多く抱える事業所に比べて8日以上の中長期の派遣労働者を多く抱える事業所のほうがマージン率が高いことも明らかになった。これは派遣期間が延びるほど派遣労働者の業務が複雑になり、派遣先と派遣労働者のマッチングなどにかかる調整が増えることを考えると理解できる結果だといえよう。派遣労働者数や登録者数、派遣先数などで計った規模に関する係数を見てみると、規模の増加がマージン率の低下をもたらすという結果が一部で観察される。

表2の第3列にはさらに派遣事業者固定効果を制御した結果を報告している。先述した通り派遣事業者IDは年ごとに変わるため、年ごとに変わる派遣事業者ごとの異質性を制御していることになる。これはつまり派遣事業者×年の固定効果を許しているに等しく、相当柔軟な固定効果を許した特定化となっている。ここで推定に用いられているハーフィンダール指数の変動は、同一派遣事業者がハーフィンダール指数が異なる都道府県で操業していることによって生まれている。つまり同一派遣事業者がハーフィンダール指数が高い都道府県で操業する際に高いマージン率を課しているかどうかを分析することで、ハーフィンダール指数からマージン率への影響を推定していることになる。そのため、仮にハーフィンダール指数からマージン率への影響が事業所によって異質である変動係数モデルを考えると、ここで推定されている係数は異なる都道府県に事業所を持つ派遣事業者の中での平均処置効果である点には注意が必要で

ある。このモデルの推定結果を見るとハーフィンダール指数への係数は統計的には有意であるものの第2列に報告されたものの約4割の大きさとなっている。この係数の変化はマージン率が高いタイプの派遣事業者がハーフィンダール指数の高い都道府県に立地する傾向があり、第2列の推定結果には脱落変数バイアスがかかっていたことを示唆するものであるが、高いマージン率を得ることができるノウハウを持った事業者のみが地方部に立地する傾向があることを示唆しているのかもしれない。ここで推定されたのは、ハーフィンダール指数が0.10上がるとマージン率が0.01上がるというという関係であり、最も市場集中度が高い高知県に立地する事業所が最も市場集中度が低い東京都に移るとマージン率を0.01下げるということを意味している。マージン率の平均が約0.30であったことを思い起こすと、なおも相応の大きさであるといえよう。

推定結果をまとめるとハーフィンダール指数の高さで代理される市場集中度が高い都道府県において、派遣料金と賃金の差額が派遣料金に占める比率であるマージン率が高いという傾向が観察された。この関係は追加的な派遣労働者を派遣する際に発する賃金以外の限界費用を決定する要因や年ごとに変化する派遣事業者の異質性といった要因を制御しても頑健に観察された。これらの結果はおおむね高い市場集中度が高いマージン率をもたらすという因果関係が存在することを示唆しており、競争が緩い地域において派遣事業者が市場支配力を行使している可能性があることを示唆しているといえる。

## 8. 頑健性の検証

### 8.1 他の市場集中度指標の利用

前節の分析では市場集中度の指標として常用派遣労働者と有期派遣労働者の合計より計算される市場シェアを用いて定義された都道府県ごとのハーフィンダール指数を用いたが、市場集中度の指標はこのほかにもいくつかの指標を考慮することができる。この節では前節で得られた

表3. 異なる市場集中度指標の利用

	(1)	(2)	(3)
常用派遣 HH	0.137* (0.073)	0.132* (0.069)	0.061* (0.032)
有期派遣 HH	0.146* (0.080)	0.141* (0.076)	0.049 (0.031)
上位3事業所シェア	0.935** (0.457)	0.901** (0.432)	0.351* (0.189)

注) \*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ 10%, 5%, 1% 有意水準で統計的に有意であることを示す。第1列は年固定効果を、第2列は表2の第2列に含まれる説明変数と年固定効果を含む。第3列は年固定効果の代わりに派遣事業者×年次固定効果を含む。カッコ内は都道府県並びに派遣事業者×年次の中での誤差項の相関を許す2方向クラスタリングに頑健な標準誤差。

市場集中度とマージン率の関係がどの程度頑健なのか、異なる市場集中度の指標を用いて検証を行う。まずハーフィンダール指数を計算するにあたって用いた派遣労働者を常用派遣労働者あるいは有期派遣労働者に限定してみた。表3の最初の行には常用派遣労働者のみに基づく各事業所の市場シェアを用いて算出した都道府県別ハーフィンダール指数を用いた結果を報告した。第1列には年次固定効果だけを、第2列には様々な説明変数を、第3列には派遣事業者×年次固定効果を導入した推定結果を報告している。それぞれの推定係数は表2の対応する係数に比べると値が小さくなっているもののおおよその傾向は変化しないことが分かる。有期派遣労働者のシェアを用いて計算されたハーフィンダール指数を用いて推定された第2行目の結果もそれほど傾向は変わらない。常用あるいは有期派遣労働者のみを用いて計算されたハーフィンダール指数を用いた回帰分析の係数が小さくなるのは、表1よりわかるように、これらのハーフィンダール指数が常用と有期を合算して計算したハーフィンダール指数よりも大きいためである。財を細かく分類した際に測定される市場集中度が上がるというのは一般的な傾向であるといえる。総合的に考えると派遣サービスの市場集中度をハーフィンダール指数でとらえ

た推定結果は、派遣サービスの分類をどのレベルで行うかにかかわらず、高い市場集中度が高いマージン率をもたらしていることを示しているといえる。

市場集中度を示す指標としてここまでハーフィンダール指数を用いてきたが、代替的な指標として各都道府県の年ごとの上位3社のシェアを用いた分析も行う。すでに記述統計を用いて議論したように市場の範囲を都道府県と広範囲に画定しているため、市場シェアの絶対値は小さな値となるため、表1よりわかるように上位3社のシェアの平均値も0.001と極めて低い。ただし標準偏差が0.004となっており、年・都道府県間の変動は十分に大きい。なお図は省略するが、ハーフィンダール指数が上位シェアに大きく影響されることを反映して、ハーフィンダール指数と上位3社のシェアの散布図を描くと二つの変数の間には強い相関関係が確認できる。

上位3社のシェアを市場集中度の代理変数とした回帰分析の結果が表3の3行目にまとめられているが、市場集中度が高い都道府県・年にマージン率が高くなる傾向はハーフィンダール指数を用いた分析結果と同様に確認することができる。また、事業所の特性を制御してもほぼ結果が変わらない一方で、派遣事業者×年の固定効果を許すと係数の大きさが半減するところも先の分析結果と変わらない。

これらの結果は市場集中度の代理指標にどのような変数を取ったとしても、市場集中度が高い都道府県・年においてマージン率が高くなる傾向が頑健に観察されることを示している。

## 8.2 短期派遣労働者を対象とした分析

ここまでの分析では、常用・有期派遣労働者に関して定義される市場集中度とマージン率の関係を分析してきた。常用・有期派遣労働者は派遣労働者の中でも占める比率が高く、包括的な分析を行うにあたっては自然かつ適切な分析対象だといえるが、そこに包含される業務が多岐にわたっており異質性が大きいことが欠点で

表 4. 契約期間 30 日以下の短期派遣労働者(日雇派遣)のマージン率の決定

	(1)	(2)	(3)
HHI：日雇	0.079*** (0.018)	0.067*** (0.016)	0.039*** (0.013)
Observations	11,389	11,389	11,389
R-squared	0.013	0.043	0.412

注) \*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ 10%, 5%, 1% 有意水準で統計的に有意であることを示す。第 1 列は年固定効果を、第 2 列は表 2 の第 2 列に含まれる説明変数と年固定効果を含む。第 3 列は年固定効果の代わりに派遣事業者×年次固定効果を含む。カッコ内は都道府県並びに派遣事業者×年次の中での誤差項の相関を許す 2 方向クラスタリングに頑健な標準誤差。

ある。そこで契約期間が 30 日以下の短期派遣労働者に関しては報告書に「日雇派遣労働者が従事した業務に係る労働者派遣の料金」と「日雇派遣労働者の賃金」が別途記載されていることに着目し、このマージン率に関する分析を行う。短期派遣労働者については、職務の内容が簡単で求められるスキルの異質性が低いものと考えられるため、サービスの異質性を制御した分析としては適切だといえよう。この分析を行うにあたっては各派遣事業所の日雇い労働者の派遣数が各年・各都道府県の日雇い労働者の全数に占めるシェアを計算し、そのシェアをもとにハーフィンダール指数を計算し、市場集中度の指標とした。なお、短期派遣労働者の料金と賃金が記録されている事業所は全事業所の約 1/3 であり、さらに派遣料金として正の値が報告されている事業所に限定すると分析サンプルは 11,389 となった。

先述の通り、2012 年 10 月 1 日より施行された派遣法平成 24 年改正で短期派遣は原則禁止となり、事業所当たりの平均短期派遣労働者数は 2010-2012 年には 5 人前後で推移していたところ 2013-2014 年には 3 人前後に減少しており、その効果はデータからも観察されるが、この法改正がマージン率に何らかの影響を与えたとすると年次ダミーで吸収される(法改正前後でマージン率には統計的に有意な変化は見られなかった)。

契約期間が 30 日以下の短期派遣労働者に限定して、マージン率をハーフィンダール指数に回帰した結果が表 4 に報告されている。係数の大きさは基本的な特定化である表 2 のものに比べると 1/3 にまで減少するが統計的には有意である。ここまで係数が減少するのは表 1 に示されている通り短期(日雇)派遣労働者のハーフィンダール指数が常用×有期派遣労働者をもとに計算されたハーフィンダール指数に比べて 5 倍強大きくなっていることが挙げられる。常用と有期に分けてハーフィンダール指数を計算したときのように、財を細かいレベルで定義した場合には各事業所のシェアが上がるため、ハーフィンダール指数は大きな値となる。このことを反映して回帰係数が小さくなっているのである。各事業所の属性を制御した結果が第 2 列に報告されているが、制御しなかった結果と大きな違いはない。その一方で、派遣事業者×年固定効果を許した第 3 列の推定結果は係数の大きさが半減しており、これもこれまで得られた結果と整合的である。

本節では市場集中度の測定方法を変えたり、分析対象を常用・有期派遣労働者から短期派遣労働者だけに限定したりして、結果の頑健性を検証したが、市場集中度が高い都道府県・年においてマージン率が高くなるという傾向は変化しなかった。これらの分析結果より、一部の派遣事業者が大きなシェアを持ち競争が緩い市場では、派遣業者が市場支配力を行使してマージン率を高く設定する行動をとっているということがいえよう。

## 9. 結論

本論文では派遣労働市場の構造が派遣事業者のマークアップ行動に与える影響を分析した。労働者派遣事業報告書の事業所個票を用いた分析より、派遣料金と賃金の間のマージン率は、各派遣事業所が派遣する労働者の都道府県に占めるシェアから計算されたハーフィンダール指数と正の相関を持つことが明らかになった。派遣労働者を派遣する際に賃金以外の限界費用が



発生することも考慮し、派遣労働者一人当たりの間接部門労働者数、派遣労働者一人当たりの訓練参加回数、派遣労働者の派遣期間の分布といった事業所特性を制御したが、結果はほぼ変化せず派遣事業者固定効果を許した推定でも同様の傾向が発見された。

本論文で得られた分析結果は、市場の競争環境が賃金と労働の限界生産物価値の乖離に系統的な影響を与えることを示しており、競争環境が緩くなるほど賃金を代理変数とした労働投入の効率単位は過小推定され、全要素生産性が過大推定されることを示唆している。しばしば行われる異なる産業や異なる国の全要素生産性を比較にあたっては、それぞれの産業・国における生産要素・財市場の競争環境を考慮に入れた比較が重要であることを示唆している。

派遣事業者など労働仲介業者は労働市場における労働者と企業のマッチを円滑にすることを通じて労働市場の配分の効率性を向上させることが考えられる。その一方で、それらの業者が料金・賃金に関して価格支配力を行使することは、2重の限界化(double marginalization)を生じさせ、労働の過少投入を生み出し配分上の非効率性をも生み出すことになる。生産要素の誤配分はマクロ経済の効率性にも大きな影響を与えることが明らかとなっており、これらの労働仲介業者が効率性に与える正負両面の影響をより包括的に分析していくことは今後の課題だといえよう。

本論文ではさしあたり派遣労働者の市場を都道府県で画定した。より望ましい地域単位を用いた分析を行うことは今後の研究課題である。また、派遣労働に関する規制変化がもたらす外生変動を用いた分析は行わなかった。頻繁に行われた法改正の影響の評価も今後の研究課題である。

(†東京大学大学院経済学研究科・経済学部)

## 注

\* 本稿は科学研究費補助金基盤S「サービス産業の生産性：決定要因と向上策」(研究代表者：深尾京

司)の一環として行われた研究で、2018年5月9日に一橋大学経済研究所で行われた定例研究会において発表された。指定討論者の杉田洋一、参加者の宇南山卓、森川正之、森田穂高、ならびに他の参加者からのコメントに感謝する。

1) この式を最小二乗法で推定すると、誤差項に含まれるショックと要素投入量が相関することによって、パラメータ推定量にバイアスがかかり結果として得られる全要素生産性の推定量にもバイアスがかかることが知られている。ショックの代理変数を用いると同時に説明変数のラグを操作変数に用いることによって、一致性のある推定をする手法が開発されている(Olley and Pakes 1996; Levinsohn and Petrin 2003; Akerberg *et al.*, 2015)。

2) 26業務の内訳は以下の通り。情報処理システム開発関係、機械設計関係、放送機器操作関係、放送番組等の制作関係、機器操作関係、通訳、翻訳、速記関係、秘書関係、ファイリング関係、調査関係、財務関係、貿易関係、デモンストレーション関係、添乗関係、建築物清掃関係、建築設備運転等関係、受付・案内、駐車場管理等関係、研究開発関係、事業の実施体制の企画・立案関係、書籍等の制作・編集関係、広告デザイン関係、インテリアコーディネータ関係、アナウンサー関係、OAインストラクション関係、テレマーケティングの営業関係、セールスエンジニアの営業・金融商品の営業関係、放送番組等における大道具・小道具関係。

3) 規制の非対称を利用した脱法行為として、一般事務を行う派遣労働者をファイリング業務に従事する労働者として派遣するということが一部では行われていた。このような脱法行為を生み出す非対称的な規制を改めるため、平成27年改正では業務によらず一律で上限3年の規制がかかることになった。ただし派遣先の企業が派遣労働者を入れ替えれば、同じ職に3年以上、派遣労働者を使ってもかまわないという形に改正された。

4) 報告書の中には各事業所の郵便番号の情報が含まれている。この郵便番号をもとに、市町村を特定し、さらに各市町村を都市雇用圏に対応させることも原理的には可能である。都市雇用圏を市場の地理的範囲として用いた分析は今後の課題である。

## 参考文献

- 本庄淳志(2016)『労働市場における労働者派遣法の現代的役割』弘文堂。
- 川口大司・神林龍・金榮慇・権赫旭・清水谷論・深尾京司・牧野達治・横山泉(2007)「年功賃金は生産性と乖離しているか? — 工業統計調査・賃金構造基本調査個票データによる実証分析 —」『経済研究』第58巻第1号, pp. 61-90。
- 佐藤博樹・大木栄一(2014)『人材サービス産業の新しい役割—就業機会とキャリアの質向上のために』有斐閣。
- 島貫智行(2017)『派遣労働という働き方—市場と組織の間隙』有斐閣。
- Akerberg, Daniel A., Kevin Caves and Garth Frazer (2015) "Identification Properties of Recent Produc-

- tion Function Estimator," *Econometrica*, Vol. 83, No. 6, pp. 2411-2451.
- Autor, David H. (2001) "Why Do Temporary Help Firms Provide Free General Skills Training?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 4, pp. 1409-1448.
- Fukao, Kyoji, Tomohiko Inui, Hiroki Kawai and Tsutomu Miyagawa (2004) "Sectoral Productivity and Economic Growth in Japan, 1970-98: An Empirical Analysis Based on the JIP Database," in Ito Takatoshi and Andrew Roses eds. *Growth and Productivity in East Asia, NBER-East Asia on Economics, Volume 13*. The University of Chicago Press.
- Jorgenson, Dale, Frank M. Gollop and Barbara M. Fraumeni (1987) *Productivity and U.S. Economic Growth*. North-Holland.
- Levinsohn, James and Amil Petrin (2003) "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *The Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, pp. 317-341.
- Manning, Alan (2003) *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. Princeton University Press.
- Olley, G. Steven and Ariel Pakes (1996) "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, pp. 1263-1297.