

外国人労働者の受け入れは 何をもちたらずのか

中村 二郎

(日本大学教授)

この論文では、(1)外国人労働者の導入は日本人の賃金を引き下げるのか、(2)外国人労働者の導入は当該地域における日本人の労働市場への供給行動に影響を与えるのか、(3)外国人労働者の導入は企業の技術選択に影響を与えるのか、という3点に焦点を当て実証的な分析を行った結果を紹介した。わが国では外国人労働者に関する統計資料は少なく日本人労働者と外国人労働者の間にどのような関係があるか厳密な分析が難しい。当論文では既存の統計資料（『国勢調査』、『事業所・企業統計調査』、『賃金構造基本統計調査』、『就業構造基本調査』など）を個票レベルでマッチングすることにより、両者の関係を先の3点に焦点を絞って分析を行った。結果としては、わが国においても他の多くの受入れ国で見られるように、自国民の賃金に対しては正の効果を持っていること、また、自国民の労働供給行動に影響を与えることにより、当該地域への外国人労働者の流入が日本人の他地域への流出を引き起こす可能性があることなどが示された。

目次

- I はじめに
- II 仮説と推定結果
- III 結びに代えて

I はじめに

外国人労働者の本格的な受け入れの是非を論じる際に大事なことは、実際に本格的な受け入れを始めた際に、どのような影響をわが国労働市場に与えるかという実証的な視点であることは言うまでもない。しかしながら、わが国においては外国人労働者を本格的に受け入れた経験が乏しいため、彼（彼女）たちがわが国労働市場に本格的に参入した場合の影響について厳密に把握することは極めて難しい。

実際に、わが国における関連した実証分析は極めて少ない。しかし、外国人労働者に関するデータが少ないのはわが国だけでなく、他の受入れ国においても様々な工夫をすることによって実証的な

結果を導き出している。わが国においては労働市場に関するデータは豊富であり、関連するデータベースを組み合わせることで、外国人労働者導入の影響を実証的に把握することは不可能ではない。しかし、これまでは既存データを用いた実証的分析は極めて少なかった。これは、既存データの個票データを利用する手続きが極めて煩雑であったことにもよるが、外国人労働者自体に関する調査項目が極めて少なく、彼（彼女）らの影響を考える上で最も基本となる自国民労働者との代替・補完関係を直接的に把握することが難しいことが大きな理由であろう。

中村他（2009）では、既存統計のマクロデータを組み合わせることにより、直接的ではないが様々な視点から外国人労働者導入の効果を分析することにより、その影響を統合的に把握することを試みている。わが国では未だ外国人労働者の本格的活用は行われておらず、その人数は極めて少数である。したがって、その効果を実証的に把握するには多くの困難が伴うが、限られた枠組みの

中でできるだけ整合的な影響を把握できるように工夫している。

そこで検証すべき問題として取り上げられた仮説は大きく分けると以下の三つに集約できる。

- 1) 外国人労働者の導入は日本人の賃金を低下させるのか。
- 2) 外国人労働者の導入は日本人労働者の労働市場への参入・退出行動に影響を与えるのか。
- 3) 外国人労働者の導入は産業構造の高度化を遅らせるのか。

以上の点は、厚生労働省（2002）でも指摘しているようにわが国において単純労働での外国人労働者受け入れを拒んでいる主要な論点である。本論文では、以上の3点について中村他（2009）の分析結果を紹介することによって、現状での外国人労働者の影響を概観することにする。紙幅の制約もあり詳しい結果をここで紹介することはできないため、幾つかの結果を下に概略について紹介する。詳しくは中村他（2009）を参照されたい¹⁾。

II 仮説と推定結果

外国人労働者導入の影響を簡単な枠組みで考えるならば、図1(A)のように受入れ国の労働市場における供給曲線の右方シフトにより自国民の労働者も含めて賃金が低下することになる。しかし、Bauer and Zimmermann（1999）や Borjas（1994）らの欧米に関する実証分析のサーベイによれば外国人労働者の導入は必ずしも自国民の賃金の低下を引き起こしていないことが示されている。この結果に対して Card and DiNardo（2000）らは、外国人労働者導入に伴って自国民労働者が他地域へと移動するため図1(B)のように当初の供給曲線の位置よりも左側にシフトし、結果とし

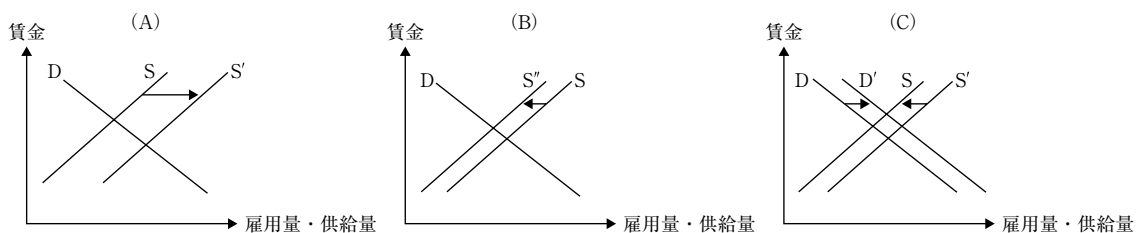
て賃金は低下しない可能性があることを指摘している。したがって、外国人労働者が賃金に与える効果を考える際には、その直接的な影響だけでなく自国民の供給行動まで含めて検討する必要がある。

本来、外国人労働者を異なった質の労働者グループとして捉え、そのグループに属する労働者数が増減することによる効果を把握しようとするれば、異なった質を持ったグループ間の代替・補完関係を把握することが望ましい。しかしながら、データの制約により、これまでの実証分析では、上記で示したように外国人労働者の流入によって、どのような質の労働者グループの賃金や労働移動が影響を受けるか検討するに留まっている。そのため、自国民労働者の賃金に正の影響が検出された場合には、自国民の移動の問題などを含めて様々な可能性を検討する必要性が生じることになる。

一方、単純労働に従事する外国人労働者の流入により彼らと補完的な技術を多く用いている生産性の低い企業や産業が温存されてしまうという議論に対しては、直接的に検証した分析は少ない。しかし、Lewis（2004）などのように彼（彼女）らの流入が相対的に技術水準の低い設備と結びついていることを示した分析がある。このような分析には企業内で用いている技術についての詳細な情報が必要であり、データの利用可能性において大きな問題がある。

仮に、外国人労働者を導入することにより相対的に生産性の低い技術と単純労働に従事する外国人労働者が結びついた企業・産業が温存される、あるいは、相対的に廉価で低技能の外国人労働者を求めて当該地域への資本の流入が起これば、図1(C)のように相対的に低い技能を持った労働者への需要がさらに増加し自国民労働者も含めて彼

図1 外国人労働者導入と国内労働者の賃金



(彼女)らの賃金が上昇する可能性がある。

これまでの研究からは、外国人労働者の導入は相対的にスキルの低いグループの賃金に影響を与えることが指摘されている。当然のこととして、外国人労働者については、それが熟練労働者か否かで扱う枠組みが大きく異なってくる。相対的に希少性が高い高度人材については受け入れたとしても非熟練労働者には大きな影響を与えない。一方、非熟練労働者の受け入れは、彼(彼女)達と代替的な労働者には大きな影響を与えることが考えられる。わが国では、原則として単純労働での外国人労働者の受け入れは行われていないが、実際には、その多くは単純労働に従事していると言われているが詳細な情報を得ることは難しい²⁾。

以下では、Borjasらと同様な方法だけでなく様々な視点から先の三つの仮説について、わが国における外国人労働者導入の影響について検証してみよう。以下では、中村他(2009)において分析された結果を上記3点に焦点を絞って紹介する。中村他(2009)では、『国勢調査』『事業所・企業統計調査』『賃金構造基本統計調査』『就業構造基本調査』および『外国人雇用状況報告』などの個票データを用いて、それらを組み合わせることにより外国人労働者導入の影響を様々な視点から実証的に検証・把握している。

1 賃金への影響

最初に賃金への影響を見てみよう。今、2種類の賃金について、その影響を考える。一つは学歴・性別の地域別平均賃金である。もう一つは個別事業所における学歴・性別の学卒初任給を被説明変数にしたものである。前者については、外国人労働者が地域労働市場に流入した際に、当該地域の賃金がどのように影響を受けるのか検証したものである。後者は若干異なっており、個別事業所における初任賃金が外国人雇用とどのような関係があるか事業所単位で見たものである。本来、外国人導入の効果を考えた場合には市場賃金がどのような影響を受けるのか把握することを試みるのが自然であろう。しかしながら、内部労働市場的な性質が強いわが国において外国人労働者導入の影響を検討する場合には、できるだけ外部労働市場

に直面した賃金を対象にすることも重要であろう。

両者において外国人労働者の導入の程度を示す変数は異なった値を用いている。前者では『国勢調査』より各自自治体における外国人比率を計算し、それを彼(彼女)らの導入の程度を示すものと考えている。後者では、『賃金構造基本統計調査』と『外国人雇用状況報告』を『事業所・企業統計調査』を仲介にしてマッチングし、外国人を雇用している事業所は1、雇用していない場合は0という変数を作ることによって、外国人労働者導入の程度を表している。前者は、ローカルな労働市場において外国人労働者導入の程度によって市場で形成される賃金が影響を受けるかどうかの検証であり、後者は実際に外国人労働者を雇用している事業所とそうでない事業所によって初任給に差があるかどうかの検証になっている。

前者については、以下の式を推定した。

$$\begin{aligned} \text{Log}(Wc, t) = & \beta_0 + \beta_1 D1996 + \beta_2 D2001 + \text{INDI}c, t \cdot \\ & \gamma_1 + \text{FIRM}c, t \cdot \gamma_2 + \beta_3 \text{UNEMPLOYMENT}c, t \\ & + \beta_4 \text{FOREIGN}c, t \\ & + \beta_5 D1996 \cdot \text{FOREIGN}c, t + \beta_6 D2001 \cdot \\ & \text{FOREIGN}c, t + u \end{aligned} \quad (2-1)$$

ここで Wc, t は、地域 c の t 年における賃金率の地域平均値を、 $\text{FOREIGN}c, t$ は当該地域の外国人労働力比率(日本人労働力と外国人労働力の比率)を、 $D1996$ と $D2001$ は1996年と2001年のデータを示す年ダミーである。INDIは、その地域の雇用者属性(例えば、その地域に属する企業に雇用されている労働者の平均年齢、教育年数など)を示し、FIRMは、その地域に立地する企業の属性(例えば、企業規模、従業員の男女比率など)を示す。

外国人労働力比率は『国勢調査』より自治体別に3時点(1990年、1995年、2000年)のデータを用いた。その他の変数は91年、96年および01年の『賃金構造基本統計調査』のデータを用いている。これらのデータを用いて、各地域の学歴別・性別平均賃金を年齢、勤続年数、事業所規模、事業所内男女比率、製造業比率、失業率、年ダミー(95年ダミー、01年ダミー)および外国人労働力比率(一部の推定では年ダミーとの交差項を変数に追加)で回帰すると共に、固定効果を排除するため

に各自治体について地域ダミーを用いて処理している。また、約 3000 の地域（自治体）では元々のサンプルサイズがかなり異なるため不均一分散を考慮して推定時においては各地域に含まれる標本数をウエイトとして用いている。

推定結果は表 1 に整理されている。なお、ここでは、外国人労働力比率以外の係数値は省略した。外国人労働力比率の係数値を学歴別・男女別で見ると、男子高卒は有意で正に男子大卒では一部正で有意に、女子大卒は負で有意となるが女子高卒では有意とならない。男子の高卒、大卒では外国人労働力比率の効き方が時期によって異なっている。高卒男子では外国人労働力比率の係数値が正で、2001 年ダミーとの交差項が負となっており、最近になるほど外国人労働力導入が賃金に与える効果が小さくなってきていることを示唆している。一方、大卒男子では 2001 年ダミーとの交差項のみが正で有意に推定されている。

以上からは、程度の差はあるものの外国人労働者導入は男子賃金を引き上げる効果を、女子については効果がない、もしくは引き下げる効果を持っていることが示唆される。

では、事業所ベースで見た場合に外国人労働者の雇用は賃金にどのような影響を与えているのだろうか。推定の枠組みは以下の通りである。まず t 年 j 都道府県に立地する i 事業所について、被説明変数に t 年 4 月に採用した時点での学歴別職種別性別初任給額 (W_{ijt}) をとる。初任給を決める

需要要因 (X_{ijt}) として前期の常用労働者数、前期の超過労働時間比率（事業所の超過労働時間総計/所定内労働時間総計）、前期の平均年齢・常用比率・フルタイム比率をとった。この事業所が直面する労働市場の供給要因 (Y_{ijt}) としては、都道府県単位の当該学卒者数をとる。さらに t 年に外国人を雇用した場合に 1 をとるダミー (D_{ijt}) を導入することで、外国人雇用が初任給に与える影響を確かめる。推定方法は、新卒者がいない場合に 0 を配した最小二乗法とした。すなわち、推定式は次の (2-2) 式となり、分析の関心は β の有意性および符号である。ただし、分析に用いるサンプルは正確なデータをとることができる 50 人以上の事業所に限定し、ほかのコントロール変数として都道府県ダミー、産業中分類ダミー、年ダミーを導入した。また、推定は労働市場の違いを考慮して、高卒、短大・専門学校卒および大卒、生産職および非生産職、男子および女子に標本を分割してそれぞれ独立に行った³⁾。

$$W_{ijt} = D_{ijt}\beta + X_{ijt}\gamma_1 + y_{ijt}\gamma_2 + Controls + \alpha \quad (2-2)$$

図 1 で示したように、もっとも素朴な競争均衡を前提とすれば、賃金水準は競争的市場で決定されるので、当該労働者が雇用される事業所属性に依存するとは考えられず、(2-2) 式は論理的な根拠を失う。先行研究では、このようなデータを用いた例は少ないが、ここでは事業所が新卒採用等において一定の独占力を行使でき、その下で初任

表 1 推定結果

高卒	(1) 男子			(2) 女子		
	係数	標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値
FOREIGN	0.844	0.265	0.00	-0.147	0.411	0.72
D1996・FOREIGN	0.023	0.149	0.87	-0.284	0.229	0.21
D2001・FOREIGN	-0.377	0.152	0.01	0.087	0.236	0.71
標本数	8750			8561		
大卒	(3) 男子			(4) 女子		
	係数	標準誤差	p 値	係数	標準誤差	p 値
FOREIGN	-0.357	0.375	0.34	-0.927	0.558	0.09
D1996・FOREIGN	0.285	0.190	0.13	-0.561	0.275	0.04
D2001・FOREIGN	0.453	0.191	0.01	-0.720	0.279	0.01
標本数	7847			6765		

賃金・採用数を決めていると仮定している。また、外国人を雇用するかしないかの決定と、分析者が観察できない各事業所に発生する労働需要との間に相関があり、大きくないとはいえ、外国人雇用ダミーの係数に正のバイアスが発生しているかもしれない。そのため、推定の頑健性を確かめるために、OLSだけでなく事業所別のパネルデータであることを利用したRandom Effectモデル、および被説明変数である初任給の左側の打ち切りを考慮したトービットモデルを用いて推定した。その結果は、高卒男子生産職で見ると、外国人雇用ダミーの係数値は67.23 (OLS), 61.597 (Random Effectモデル), 240.79 (トービットモデル)となり、すべて有意で正の値になっている。トービットモデルの係数値が他に比べて大きくなっているものの、全体の結論に変更を与えるものではなかった。したがって、以下ではOLSを用いた結果についてのみ紹介する。

表2は学歴・性別の初任給に対する、外国人雇用の影響をみたものである。一様に正の係数が有意に推定されており、外国人を雇用している事業所ほど高卒者の初任給が高い傾向がある。表1の

地域を単位とした推定結果では、大卒女子の賃金は負の影響を受けている傾向があることが確認されており、この点は表2の結果と異なっている。しかし、それ以外の賃金においては概ね正の影響を与えている点は共通している。

以上の表1と表2の結果からは、すべての労働者ではないが一部の労働者の賃金と外国人雇用の間に何らかの正の関係が存在することが示唆される。特にその傾向は高卒男子で顕著となっている。なぜ、このような正の効果が生じるのだろうか。Borjasらの指摘によれば、この結果は自国民の労働者が外国人労働者が導入されたことにより他地域への移動を促進させ、図1の(B)で示したように、結果的に供給曲線が左方シフトしてしまったことが大きな理由であるとしている。日本においても、そのような効果が生じているのだろうか。以下では外国人労働者が流入した際の日本人の労働市場への参入・退出行動への影響を検証してみよう。

2 労働市場への参入・退出行動への影響

外国人労働者が地域へ流入してくることに

表2 学歴・性別の初任給に対する影響 (50人以上事業所)

高卒初任給 (百円)

被説明変数	生産職						非生産職					
	男子			女子			男子			女子		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
外国人雇用ダミー	63.230	8.003	0.00	60.676	5.724	0.00	39.128	7.929	0.00	41.242	8.101	0.00
標本数	116789			116789			116789			116789		

短大卒初任給 (百円)

被説明変数	生産職						非生産職					
	男子			女子			男子			女子		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
外国人雇用ダミー	52.097	4.404	0.00	15.315	2.343	0.00	49.464	8.200	0.00	76.762	9.663	0.00
標本数	116789			116789			116789			116789		

大卒初任給 (百円)

被説明変数	生産職						非生産職					
	男子			女子			男子			女子		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
外国人雇用ダミー	122.860	12.060	0.00	40.763	7.852	0.00	55.022	12.533	0.00	92.147	10.430	0.00
標本数	116789			116789			116789			116789		

る影響としては三つの経路が考えられる。それは、(a)他地域への労働移動、(b)労働市場からの退出、(c)進学などのキャリアパスへの影響、である。(a)については男子労働者が、(b)については既婚女子などが、(c)については若年層が、その主な対象となろう。以下では、この三つの経路について外国人労働者流入の効果について簡単に見てみよう。

『国勢調査』からは5年前の居住地の情報を得ることができる。この情報を用いて5年前の居住地において外国人労働者の多い地域の労働者が、より少ない地域へ移動しているかどうかを検証してみよう。推定は基本的に以下の式を用いている。

$$y_{ijt} = \alpha + \beta_1 x1_{jt} + \beta_2 x2_{ijt} + \beta_3 c_j + \beta_4 D_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2-3)$$

被説明変数は移動をあらわすダミー変数であり、5年前と住所が異なっており、かつ、移動先の外国人比率がその県内の平均的な外国人比率より低ければ1、そうでなければ0をとる変数である。添字*i*は個人を、*j*は地域を、*t*は時間(1990年から2000年)を表すインデックスである。 $x1_{jt}$ がここで興味のある説明変数であり、それは5年前の外国人比率1(5年前居住地)、5年前の外国人比率2(5年前居住地)、現在の外国人比率1(5年前の居住地)、現在の外国人比率2(5年前の居住地)である。外国人比率の後に付く数字は、「1」は韓国朝鮮籍者を含む外国人比率を、「2」は韓国朝鮮籍者を含まない外国人比率を示す。 $x2_{ijt}$ は個人や

家計の属性を表す変数、 c_j は地域特性をコントロールするためのダミー変数である。 D_t は、*t*が2000年の場合1をとるダミー変数である。

5年前の外国人比率を説明変数に使った推定モデルは、過去の外国人比率がクラウディングアウトを起こすというモデルである。一方、5年前の居住地に仮に住み続けた場合に直面するであろう外国人比率を説明変数に使ったモデルは、予測される外国人比率が人々の行動に影響をおよぼすという、人々の合理的な予測を考慮に入れたモデルである。

地域間の移動に関しては、地域特性等の影響を考慮しながら慎重に検討する必要がある。表3の結果はパネル推定によって得られた結果である。この結果からは、男子高卒労働者において外国人労働者の多い地域から少ない地域への移動が起きていることが確認できる。この結果は、わが国においても外国人労働者の流入に伴って、図1(B)で示したような相対的に代替的な関係が強いと考えられる自国民労働者の流出が生じており、それは、大卒よりも中・高卒に大きく影響していることを示唆している。

では、(b)と(c)に関する影響はどうであろうか。ここでは、紙幅の都合上推定結果を示すことができないが、その結果を簡単に整理しておこう。女子に関して外国人労働者が労働市場への参入・退出行動に影響を与えるかどうかをみると、相対的に単純労働により多く従事していると思われる

表3 男性の外国人低比率地域への移動：固定効果 市町村ベース

被説明変数 = 外国人低比率地域への移動ダミー

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
5年前の外国人比率1 (5年前居住地)	0.558 (0.73)				0.814 (3.42)**			
5年前の外国人比率2 (5年前居住地)		0.267 (0.43)				0.793 (4.37)**		
現在の外国人比率1 (5年前居住地)			2.982 (7.16)**				1.539 (11.69)**	
現在の外国人比率2 (5年前居住地)				3.002 (8.40)**				1.574 (12.09)**
サンプルの学歴	大卒・ 短大卒	大卒・ 短大卒	大卒・ 短大卒	大卒・ 短大卒	高卒・ 中卒	高卒・ 中卒	高卒・ 中卒	高卒・ 中卒
観察数	1351762	1351762	1351762	1351762	2958538	2958538	2958538	2958538
R-squared	0.09	0.09	0.09	0.09	0.06	0.06	0.06	0.06

Clustering robust t statistics in parentheses

*, **は5%, 1%水準でそれぞれ有意。

上記の説明変数以外に年齢、年齢の二乗、世帯人員数、年ダミー、定数、固定効果が各回帰式に含まれている。

中・高卒女子において外国人労働者の流入が多い地域ほど労働市場から退出する確率が高くなる傾向がある。このケースにおいては地域間移動を伴うものではないが、男子と同様に当該地域の労働供給曲線を左方シフトさせることになる。若年層のキャリアパスに与える影響についてみると、高校生が高校卒業後の進路を決定するときに、当該地域に多くの外国人労働者が存在することによって、就職・進学決定に影響をもたらしている可能性がある。相対的に単純労働に従事する多くの外国人労働者の存在は、高卒での労働者の相対的希少性を低めることになる。実際に彼らの就業確率に影響を与える外国人労働者比率の係数値は正で有意となり、外国人労働者が多い地域ほど高卒での就業確率が低下し逆に進学率が高まる結果になっている。

以上の三つのケースに関する推定結果からは、外国人労働者の流入は自国民労働者の当該地域における労働市場への労働供給を減少させる。すなわち図1(B)で示したように、自国民の供給行動への影響の結果として供給曲線の左方シフトが生じている可能性を示唆している。

では、供給曲線の左方シフト以外にどのような要因が残っているのだろうか。以下では、企業の統廃合に関する影響を考えてみよう。

3 企業・事業所の統廃合

外国人労働者を雇用することで、相対的に生産性の低い企業を温存させる可能性があることが指摘されている。実際にLewis (2004)が行ったアメリカの分析では、外国人労働者を雇用している企業では相対的に高い技能を必要としない技術が採用されていることが確認されている。生産性の低い技術の採用は中長期的には当該企業の存続確率を引き下げることが考えられる。日本ではどうだろうか。外国人労働者の雇用と採用している技術水準の関係を直接的に確認できるようなデータを扱うことは困難である。ここでは、二つの視点から、外国人労働者と産業構造高度化の関係を見てみよう。一つは、短期的な問題として、外国人労働者を採用している企業においては、相対的に低い技能に対応した技術が採用されているか、

という視点である。具体的には相対的に質の低い労働者でも稼働させることのできる機械設備を保有しているとすれば、質の高い労働者の需要が減少し、労働者の質による賃金格差が低くなる、という仮説を賃金関数を推定することによって検証する。

もう一つの視点は、より直接的に、そのような企業は中長期的に見て倒産・廃業確率を高めるか、という仮説を検証することである。具体的には以下の仮説を検証する。

- 1) 外国人労働者の導入による労働の希少性の減少、資本の収益率の上昇を通じて当該地域に立地する企業の存続する確率を高める。
- 2) 外国人労働力の導入は当該地域への企業の参入を増加させる。

仮説(1)については、当該事業所の未熟練労働者比率や労働資本比率の効果も併せて検討する。仮説(2)は、図1(c)で示したような外国人労働者の多い地域へ彼(彼女)らを求めて、新たに企業が参入してくる可能性を検証するものである。

最初に、賃金関数を用いた結果について見てみよう。ここでは、(2-1)式と同様なミンサー型の賃金関数において教育年数と外国人労働者比率との交差項を説明変数に加えることにより、仮説の検証を行う。仮に、この交差項の係数値が負であれば外国人労働者を導入しているほど学歴間の賃金格差は縮小していることになり、相対的に低い技能を持った労働者の賃金が高くなっていることを示す。これは、技能の低い労働者を相対的に多く需要するような技術構造が存在するほど、彼(彼女)らに対する需要が増加し賃金が高くなることを仮定している。

基本的な推定結果は表4にまとめられている⁴⁾。教育年数と外国人労働力比率の交差項以外の変数の係数値の有意性は高く符号条件もほぼ満たしている。教育年数と2000年の外国人労働力比率の交差項の推定値は、いずれの推定結果も有意に負の値を持つ。これは外国人労働力を多く導入している地域ほど、そうではない地域に比べて賃金に与える教育年数の効果が小さいことを示している。観察可能な変数を用いて推定標本を同一化するほど、その係数推定値は小さくなるものの、外国人

表4 基本的な推定結果（外国人労働力比率は市町村別に計算）

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
2000年の外国人労働力比率	8.039 (1.493)***	9.12 (1.589)***	6.355 (1.416)***	2.255 (0.891)**	1.995 (0.934)**	2.535 (0.794)***	2.444 (0.807)***	2.352 (0.809)
教育年数*2000年の外国人労働力比率	-0.451 (0.088)***	-0.536 (0.094)***	-0.535 (0.103)***	-0.193 (0.061)***	-0.175 (0.064)***	-0.198 (0.058)***	-0.19 (0.058)***	-0.183 (0.058)***
失業率, 人口規模, 教育年数	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
女性, 経験年数, 経験年数の2乗		yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
説明変数: 2002年の大卒・就業者比率							yes	yes
居住年数								yes
都道府県			yes	yes	yes	yes	yes	yes
産業				yes	yes	yes	yes	yes
職業					yes	yes	yes	yes
企業規模						yes	yes	yes
観察数	431746	431746	431746	428789	428693	427147	427147	425721

注: Standard errors in parentheses

*, **, ***は10%, 5%, 1%水準でそれぞれ有意。

労働力をより多く導入する市町村（に立地している個人）ほど、賃金率に与える教育年数の効果は小さくなるという関係が見られる。

ここで示した以外にも様々な推定を行ったが、教育年数と外国人労働力比率の交差項の推定値は負で有意のままであり、外国人労働者比率が高いほど学歴間の賃金格差は縮小することを示している。したがって、短期的に見て彼（彼女）らの導入が、古いタイプの技術を温存させる効果を持っていることを示唆している。

では、中長期的に見た事業所の改廃に関する影響はどうであろうか。仮説(1)を以下の式を推定することで検証する。

$$y_{ic} = \alpha_0 + \alpha_1 \overline{g_c} + \alpha_2 [x_{1i} - \overline{x_1}] + \beta_1 g_c \times [x_{1i} - \overline{x_1}] + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3c} + \varepsilon_{ic} \quad (2-4)$$

ここで y_{ic} は、地域 c に1991年に存在していた企業 i が、2001年にも残存しているかどうかをしめすダミー変数で、退出していれば0、残存していれば1である。 g_c はその地域での外国人労働者の比率を表すインデックスである。 x_{1i} は企業 i の性質を表す変数で我々が関心を持っている変数（労働資本比率、非熟練・熟練労働比率）で、 x_{2i} はそれ以外の企業の退出に影響を与えると思われる企業の特徴を表す変数（企業のサイズ、企業の設立年等）である。 x_{3c} は、外国人比率以外の市町村の特徴を表す変数である。 α_1 は、企業が位置する市町村で外国人労働者が増えた場合に、

企業の特徴 x_{1i} が、 $\overline{x_1}$ である企業にとって、残存確率がどれくらい上昇するかをしめす係数である。 α_2 は、企業の特徴 x_{1i} （企業年齢、企業サイズ等）が1単位増加した場合、外国人比率が0の市町村で、どれほど企業の残存確率が上昇するのかを計る係数である。 β_1 は、地域で外国人比率が1単位増加した時に、それによって利益を享受する特性（非熟練・熟練労働比率、労働資本比率）を1単位多く持つ企業がそれらが1単位少ない企業より、どれほど長く残存するようになるのかを示す係数である⁵⁾。

我々の主要な関心は、2000年の外国人比率1と外国人比率2の係数、および、それらの交差項の係数である。これらの係数は、外国人比率が1単位上昇した場合、労働資本比率や非熟練・熟練労働比率をコントロールした上で当該企業の残存率がどのように変わるかを示している。

非熟練・熟練労働比率と労働資本比率との効果については、以下のような変数を作成することによって検証した。dev_unskill_skill_ratio は、その企業の非熟練・熟練労働比率と全企業の非熟練・熟練労働比率平均との差である。いま、unskill_skill_ratio をある企業の非熟練・熟練労働の比率、average (unskill_skill_ratio) をすべての企業から計算した非熟練・熟練労働比率とすれば、その差 (dev_unskill_skill_ratio) は、

$$\text{dev_unskill_skill_ratio} = \text{unskill_skill_ratio} - \text{average (unskill_skill_ratio)}$$

と定義される。各企業の非熟練・熟練労働比率として、1991年の『賃金構造基本統計調査』から各企業の新規採用の中卒高卒労働者と大卒短大卒労働者の比率を計算し、産業中分類によって各産業の平均値を計算した。それでは、外国人比率が増加した場合に、非熟練労働集約的な企業は、そうでない企業に較べてどのように異なった影響を受けるのであろうか。それを分析したものが外国人比率と非熟練・熟練労働の平均からの差との交差項、

2000年の外国人比率 $1 \times dev_unskill_skill_ratio$ や、

2000年の外国人比率 $2 \times dev_unskill_skill_ratio$ である。これらの交差項は、非熟練・熟練比率が1単位上昇した場合、限界的な外国人比率の効果がどのように変わるかを示している。

一方、労働資本比率は、1991年時点での各企業における総従業員数を資本金で割ったものを用いた。非熟練・熟練労働のケースと同様に、 $dev_labor_capital_ratio$ も同じ方法で以下のように計算した。

$$dev_labor_capital_ratio = labor_capital_ratio - average(labor_capital_ratio)$$

使用するデータは、2000年の『国勢調査』、1991年と2001年『事業所・企業統計調査』およ

び1991年の『賃金構造基本統計調査』である。

表5に推定結果が整理されている。全体的に有意な係数値は少ないが、ある程度の傾向は判断できる。2000年の外国人比率の係数値は、比率2で正の有意な結果が得られている。このことから、韓国朝鮮籍を含む外国人比率の上昇は企業の残存確率を上昇させないが、韓国朝鮮籍を含まない外国人比率の増加は、当該地域の企業に対して残存確率を上昇させることが分かる。

では、非熟練労働比率や労働資本比率の効果はどうであろうか。(3)欄では、外国人比率1が1%ポイント上昇した場合、その市町村で非熟練労働比率が1単位高い企業では非熟練労働が1単位低い企業に較べて残存確率が0.025%ポイント上昇する事を示している。また同様に外国人比率が1%ポイント上昇した市町村では、労働資本比率が1単位大きい企業では、そうでない企業と較べて残存確率が0.312%ポイント上昇することが示されている。これらの効果は、外国人比率2を用いたケース((4)欄)では見られない。表5の結果からは厳密な結論を引き出すことはできないが、外国人労働者の導入が企業の残存確率を高める傾向があること、特に非熟練労働比率や労働資本比率が高い企業においてその傾向が顕著であることが見て取れる。

表5 外国人比率の企業の残存への効果：非熟練・熟練比率および労働資本比率に関して平均で評価
被説明変数=2001年における残存ダミー

	(1)	(2)	(3)	(4)
2000年の外国人比率1	0.027 (1.39)		0.028 (1.43)	
2000年の外国人比率2		0.047 (2.98)**		0.047 (2.94)**
2000年の外国人比率1×dev_unskill_skill_ratio			0.025 (2.09)*	
2000年の外国人比率2×dev_unskill_skill_ratio				0.024 (1.33)
2000年の外国人比率1×dev_labor_capital_ratio			0.312 (3.09)**	
2000年の外国人比率2×dev_labor_capital_ratio				0.13 (0.75)
観察数	1208368	1208368	1208368	1208368

注: Clustering robust t statistics in parentheses

*, **は5%, 1%水準でそれぞれ有意。

上記の説明変数以外に企業年齢、企業年齢の二乗、従業員数、従業員総数の二乗、当該市町村における1990年の日本人口、1990年の日本人口の二乗、当該市町村の1990年の勤務地でみた各産業に従事している人口の比率、当該市町村の1990年における勤務地でみた大卒短大卒比率、高卒中卒比率、居住地でみた失業率、高齢者比率を回帰式に含んでいる。

最後に外国人労働者の流入が多い地域への資本移動（仮説(2)）を考えてみよう。単純労働に従事する外国人労働者が増加することにより、そのようなタイプの労働者の供給が増えることにより、それと補完的な資本が流入してくる可能性がある。

以上の仮説を検証するため、いま次のようなモデルを考えよう。

$$y_c = \beta_1 x_{1c} + \gamma_1 x_{2c} + \varepsilon_c \quad (2-5)$$

c は市町村を表すインデックスで、 y_c は、2001年における過去7年間の各市町村における新規企業数あるいは新規企業の資本金総額である。 x_{1c} は、外国人比率、 x_{2c} は x_{1c} 以外の変数で新規企業数や新規企業の資本金総額に影響を与える変数（地域の産業構造）である。この式をOLSを使って推定する場合の問題点は、 x_{1c} と ε_i が相関している可能性があることである。この内生性の問題を解決するため、操作変数を用いた推定を行う。

結果は表6に整理してある。被説明変数は(1)欄と(2)欄が対数をとった新規企業数、(3)欄と(4)欄が対数をとった新規資本金の総額である。操作変数としては、1990年時の中国人比率、北米・アジア・ヨーロッパ以外の外国人比率、韓国朝鮮籍を除いた外国人比率を用いた⁶⁾。

最初に新規企業数の結果についてみてみよう。外国人比率の係数値は比率1と2共に正で有意であり、1%ポイントの外国人比率の上昇は、新規企業数を約0.9%ポイント上昇させるという結果が得られた。

次に、外国人比率の上昇と当該地域に新規企業がもたらす資本との関係を見てみよう。大都市と

小都市での新規資本量が異なる事をコントロールするため、1991年時におけるその都市での総資本金および企業数もコントロール変数に加えてある。また、操作変数としては、新規企業数に関する分析と同様なものを用いた。結果は、(1)、(2)欄と同様に外国人比率の係数値は比率1と2共に正で有意となり、係数値もほぼ同様な大きさになっている。表6の結果からは、新規企業数でも新規資本金でも、図1(C)で示したように外国人労働者の導入の程度が高い地域ほど、その参入も大きくなっていることが確認できる。

以上の結果からは、企業の退出・参入に関しては外国人労働者の導入と有意な関係が存在し、それは、一般に懸念されるような産業構造の高度化を阻害するという議論を支持している。しかしながら、産業構造を高度化させる中で、日本人労働者がより生産性の高い産業・企業に移動する過程において、外国人労働者が産業構造の調整をスムーズに行うための潤滑剂的な役割を担っている可能性も否定できない。この点は、より詳細な検討が必要である。

III 結びに代えて

わが国の外国人労働者は、本格的に単純労働者の受け入れを行っていないこともあり、今のところその人数は極めて少ない。しかしながら、今後長期的に見て若年労働者が減少する中で、その受け入れ圧力が強まることが予想される。これまでも、外国人労働者の受け入れには様々な議論が展開されてきているが、それは実証的分析に裏打

表6 各市町村における外国人比率の新規参入企業および総資本金額への影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	ln(新規企業数)	ln(新規企業数)	ln(新規資本金総額)	ln(新規資本金総額)
2000年の外国人比率1	0.908 (3.36)**		0.876 (2.05)*	
2000年の外国人比率2		0.908 (3.40)**		0.88 (2.08)*
観察数	3226	3226	3226	3226

注: Clustering robust t statistics in parentheses

*, **は5%, 1%水準でそれぞれ有意。

上記の説明変数以外に1990年における当該市町村の日本人人口、その二乗、当該市町村における1990年における勤務地でみた各産業の就業人口割合、1990年における勤務地でみた大卒短大卒の割合、高卒中卒の割合、居住地でみた失業率、高齢者比率、1990年における当該市町村での総企業数を説明変数として含んでいる。

ちされたものではなかった。

ここで紹介した分析結果は、紙幅の関係もあり中村他(2009)で行った分析の一部を紹介したものに過ぎないが、これまでの議論に対して一定の回答を与えるものでもある。そこでは、従来言われているような「外国人労働者、特に単純労働での受け入れは、日本人労働者の賃金を引き下げる」という議論に関しては否定的な結果が導かれている。しかし、その背後には他の先進国での結果と同様に、日本人労働者の他地域への移動や低生産性部門の温存効果などの存在が示唆されている。

この結果に対しては、幾つかの留保が必要であることは言うまでもない。日本人労働者が低生産性部門から高生産性部門へと移動する中で、低生産性部門が急速に衰退するのを外国人労働者が防いでいるのだとすれば、それは、産業構造の高度化の中で外国人労働者がクッション材的な役割を果たしていると考えられることもできる。また、外国人労働者と日本人労働者を効率的に組み合わせることで、低生産性部門でありながらも廉価な外国人労働力を使用するというのではなく従来に比べてより効率的な生産活動を行うことにより残存確率を高めている可能性もある。これらの結果については、より詳細な分析が必要であり残された課題が多いことは言うまでもない。

- 1) 本稿は中村二郎・内藤久裕・神林龍・川口大司・町北朋洋の共同研究であり、中村が代表してまとめたものである。理論的枠組みや使用したデータなどの説明の記述が不十分であり、詳細は中村他(2009)を参照されたい。
- 2) 『国勢調査』などからは、外国人労働者についても学歴等の情報を知ることができる。中村他(2009)では、外国人労働者の学歴を考慮した分析も試みている。
- 3) 使用したデータ(期間:1993年~2003年)は、『事業所・企業統計調査』を用いて『賃金構造基本統計調査』と『外国人雇用状況調査』のデータを事業所毎にマッチングしたものである。

である。マッチングの方法等についての詳細は中村他(2009)を参照のこと。

- 4) 推定に際しては、外国人労働力比率が市区町村別の変数であり、個人間の変動を示していないため、個人間の賃金のばらつきに対する市区町村間の外国人労働力比率のばらつきの説明力について一致推定量を得るためには推定値の標準偏差を調整する必要がある。ここではクラスタリングロバスト回帰分析を用いて標準偏差の調整を行った。また、使用したデータは、外国人労働力比率、地域別失業率・人口規模は2000年『国勢調査』、それ以外は2002年『就業構造基本調査』である。なお、賃金については階級の中央値を用いている。
- 5) ここで \bar{x}_i は、 x_{ij} の平均値、メディアン、90%分位などを使う。この式で \bar{x}_i の値を変化させる事で、異なった特性を持っている企業で、外国人比率の残存への影響がどのように異なるかを評価できる。
- 6) 操作変数の第一段階のF値は非常に高く、操作変数と内生変数の相関は非常に高かった。また操作変数推定を使って推定した場合のHansen J statisticsは低い値で、その結果エラータームと内生変数が相関していないことを示すP値も十分に高かった。これは、操作変数推定法がうまく行われている事を示している。

参考文献

- 厚生労働省(2002)『外国人雇用問題研究会』厚生労働省職業安定局外国人雇用対策課、2002年7月。
- 中村二郎・内藤久裕・神林龍・川口大司・町北朋洋(2009)『日本の外国人労働者——経済学からの検討』日本経済新聞。
- Bauer, Thomas K. and Klaus F. Zimmermann (1999) "Assessment of Possible Migration Pressure and Its Labour Market Impact Following EU Enlargement to Central and Eastern Europe." *IZA Research Report* No. 3.
- Borjas, George J. (1994) "The Economics of Immigration," *Journal of Economic Literature*, Vol. 32, No. 4.
- Card, David and John E. DiNardo (2000) "Do Immigration Inflows Lead to Native Outflows?" *American Economic Reviews*, Vol. 90.
- Lewis, Ethan (2004) "How Did the Miami Labour Market Absorb the Mariel Immigrants?" unpublished mimeograph.

なかむら・じろう 日本大学大学院総合科学研究科教授。
主な著作に『労働市場の経済学——働き方の未来を考えるために』(大橋勇雄氏と共著、有斐閣、2004年)。労働経済学専攻。