



「外国人の増加は若年の失業を増やすのか」
(The impact of immigration on youth employment)

May 7, 2014

塗師本 彩 (Aya Nushimoto)

大阪大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 博士前期課程
Master student, Osaka School of International Public Policy (OSIPP)

【キーワード】 若年失業、外国人労働者、低スキル、代替・補完関係、日本

【JEL Classification Codes】 J15, J24, J61

【要約】 本研究では、外国人人口が増えれば若年の失業は増えるか、言い換えれば外国人雇用と若年雇用は代替関係にあるかについて計量分析により明らかにする。データには『国勢調査』より 1990 年から 2010 年までの 5 年毎の都道府県別パネルデータを用いる。パネル分析により観察されない県の異質性を取り除き、かつ、若年失業の推定において外国人労働者割合が内生変数となることへの対処のため操作変数法を用いた分析を行った。その結果、外国人比率が高まれば若年失業者割合は増加するとの結果が得られた。これに加えて、外国人比率の高まりは若年の非労働力人口割合にも正の影響を与えることがわかった。これらの結果より、1990 年から 2010 年の日本では、外国人労働者と若年労働者は代替関係にあることが示された。

本稿作成にあたり、小原美紀氏(大阪大学)から数々の貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、OSIPP Discussion Paper 作成にあたり、指導教員である小原美紀氏(大阪大学)に許可を頂いた。

1. はじめに

日本に在留する外国人は、好況期をむかえた 1980 年代後半から現在に至るまで、リーマンショック期を除いては景気に関係なく増加傾向にある。国勢調査によれば、15-64 歳の外国人数は 1990 年に約 69 万人だったものが 2010 年には約 131 万人へと増加している。日本の 15-64 歳人口総数に占める割合で表せば、約 1.6%である。現在の日本は政策上、専門的・技術的分野の外国人労働者の受け入れを促進しているものの、単純労働者の受け入れは原則行っていない。その理由の 1 つは、単純労働者を受け入れた場合に国内の労働者との競合・代替が生じ、国内労働者の雇用機会の喪失を招くことが懸念されるためである。しかし在留資格統計によれば、2013 年 6 月末時点で就労に制限の課されていない「身分又は地位に基づき在留する者」にあたる者は全体の外国人のうち約 67%を占めている。この多くは単純労働に従事しているといわれる。実際に職業分類別に外国人数をみると、2010 年において一番多いのは生産工程従事者で約 33%、次いでサービス職業従事者が約 12%で約半数を占め、専門的・技術的職業に従事する者の割合は約 12%にすぎない。こうしたデータからも現在日本に在留している外国人の多くは他の労働者と代替可能な職業に従事していることが示唆される。

一方、日本の若年(15-24 歳)について、若年の労働力人口は少子化や進学率の高まりなどにより減少している。また若年の失業率をみると、他の年齢階級と比べて水準が高い。高い失業率の背景には、若年は他の年齢階級と比べると経験年数が少なく技術が熟練していないこと、自分にあった職をみつける段階にあるためミスマッチがおきやすいことなどが考えられる。その他の可能性として、労働市場で外国人の雇用と若年の雇用が拮抗していることが考えられる。国勢調査より若年労働者を職業分類別にみると、2010 年において約 23%が生産工程に従事し、次いで 17%がサービス職業、15%が販売に従事している。このように外国人労働者と似通った傾向は他の年齢階級と比べて若年で強く、外国人と若年が代替的な関係にある可能性が示唆される。

国際的な労働移動が受け入れ国の労働市場に与える影響は、理論的に一意に定めることができない。社会や市場メカニズム、労働者の質は国や時代によって大きく異なると考えられ、これらにどのような仮定を置くかで結果は異なり得る。こうして影響の解明は計量分析の結果に委ねられる。移民が母国労働者に与える影響を計量分析した研究は主にアメリカで蓄積されている。これまでの先行研究では、移民と母国労働者を技術水準によって区別し、特に低技術の労働者への影響に注目したものが多い。地域間の差を用いた研究では、外国人の流入の影響は存在しない、あるいは存在してもわずかな負の影響であることを示したものがほとんどである (Winter-Ebmer and Zweimuller, 1999; Card, 2001; Dustman, 2005;

Cohen-Goldner, 2011 他)。それに対して、外国人の流入は母国労働者に意味のある大きさの影響を与えることを示したものとして Borjas(2003)があげられる。この分析ではスキルグループの定義を教育と経験年数の組み合わせにすることで値のバリエーションを増やし、それを利用して分析した結果、意義のある大きさの影響があることを示した。先行研究は多く蓄積されているものの、未だに外国人の影響を識別できているのかは盛んに議論され、様々なアプローチを用いた研究がなされている。一方、日本では欧米に比して分析が少ない。その理由としては、外国人人口の規模が小さいこと、外国人に関するデータが限られていることなどが上げられる。そうした中、多面的な研究を行った中村他(2008)では、国勢調査を用いて学歴別の分析が行われ、外国人の増加は男性の就業状態に明確な影響を与えないことが示されている。先行研究において若年への影響を分析したものはほとんど見当たらない。

本論文では、日本において外国人人口の増加が若年労働者の失業を増やすかを明らかにする。若年に注目するのは、若年こそ外国人の影響を受けやすいと考えられるためである。なぜなら、上述したように若年は単純労働に従事する外国人と技術水準で競合すると考えられること、他の年齢階級と比べて雇用が不安定で非労働力化しやすい傾向にあることなどの理由があげられる。データは外国人のデータを含め『国勢調査』で得られるため、それを用いた。得られた結果では、外国人比率は若年失業者割合を高めるだけでなく、非労働力人口割合も高めることが明らかとなった。これらの結果により、1990 年から 2010 年の日本において、外国人労働者と若年労働者は代替関係にあったといえる。

以下では、2 節で外国人の増加が母国労働市場に与える影響を簡単な理論的枠組みで示し、分析モデルを説明する。3 節では使用データの記述統計、4 節で推定結果を述べる。

2. 理論的枠組みと推定モデル

理論上、他国の労働者が自国の労働市場に流入してきたとき少なくとも短期的には労働供給の増加により市場均衡が変化すると考えられる。生産要素は労働力および資本とし、労働力は低スキルと高スキルの 2 タイプに分かれるとする(Altonji and Card, 1991)。またそれぞれのスキルの労働供給はある程度弾力的であること、および同じようなスキルをもつならば労働者は移民とネイティブで完全代替することを仮定する。具体的なスキルの定義としては教育の達成度や職業、経験年数などが用いられることが多い。

ベンチマークとして、1 産業 1 財モデル、すなわち移民の流入の影響は賃金の変更に調整されるメカニズムを考える。資本については、ネイティブがすべて所有し、資本の供給は完全弾力的と仮定する。移民の流入がネイティブの賃金や雇用にどのような影響を与えるかはネイティブと比較して移民が有するスキルの構成に大きく依存する。ネイティブと移民のス

キルの構成が完全に一致する場合は、均衡は変化してもネイティブの賃金や雇用には一切影響が及ばない。一方で異なる場合、移民と競合するネイティブは賃金の減少に直面し、このときネイティブの中で留保賃金が満たされず自発的失業を選択する者が現れる。移民と補完的な関係にあるネイティブ労働者は賃金の上昇という利益をえる。つまり他の条件を一定としたとき移民の流入がネイティブ労働者に与える影響は移民とネイティブの持つスキルの構成に依存する。

上のモデルでは賃金の変更で労働市場が調整されると考えていたが、これは考えられるメカニズムの1つに過ぎない。その他のメカニズムとして、2つ以上の産業を仮定し生産物の数量で調整するメカニズムや技術水準が調整されるメカニズムも考えられる。また実際の経済は均衡状態にあるとは限らない。このようにベンチマークの限界を考えるならば、移民とネイティブでスキルの分布が異なる場合であっても必ずしも負の影響が生じるとは限らない。よって、実際にどのような関係がみられるかは実証分析にゆだねられる。

そこで、外国人の流入が若年失業に与える影響を明らかにするために、以下のモデルを考える。i は都道府県、t は年をそれぞれ表す。

$$\ln(Y_{it}) = \beta \ln(f_{it}) + \delta' X_{it} + u_{it} \quad (i=1,2,\dots,47, t=1,2,3,4,5)$$

ここで誤差項は $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ と表す。 μ_i は観測できない都道府県の個別効果であり、 v_{it} はホワイトノイズを仮定する。固定効果モデルの場合、 μ_i は非確率変数と仮定する。変量効果モデルの場合は、 μ_i は確率変数とし、平均が 0、分散が σ_μ^2 、誤差項同士は互いに独立で説明変数とは相関しないと仮定する。パネルデータは時系列の要素を含むので、系列相関の問題が考えられる。これに関しては、5 年おきの国勢調査を用いていることから時系列の相関はさほど高くないと考えられる。実際に 1 次の自己相関はないという結果が得られる。

被説明変数 Y は若年失業者割合または若年非労働力人口割合とする。注目する説明変数 f は外国人比率である。コントロール変数 X として、平均年齢、集中地区人口(千人)、若年第 3 次産業比率を考える。第 3 次産業は景気の影響を受けやすいため職の不安定さを表す指標として用いる。また年の差をとらえるために年ダミーを加える。

注目する帰無仮説は $\beta = 0$ 、つまり「外国人比率は若年失業者割合に影響しない」のかどうかである。帰無仮説が棄却されて正の値をとるならば、外国人労働者比率が高い都道府県ほど若年失業者割合は大きくなる、言い換えれば外国人と日本人若年労働者の間に代替関係があることを意味する。帰無仮説が棄却されて負の値をとるならば、外国人労働者比率が高い都道府県ほど若年失業者割合は小さくなる、言い換えれば外国人と日本人若年労働者の間に補完関係があることを意味する。

分析を行う上での問題として、逆の因果関係の可能性があげられる。つまり、外国人が増

えて失業者が増えるのではなく、逆に失業率の低いような地域を外国人は定住場所として選ぶ可能性がある。この場合、外国人比率に対する推定値は負のバイアスを含む可能性がある。これに対しては、操作変数法を用いることで対処する。先行研究を参考にすると、操作変数として、過去の外国人比率が用いられていることがしばしばある(Schoeni, 1997; Dustmann, 2005 他)。これは新たにやってくる外国人は、定住先を選ぶ際、すでに他の外国人が定住している地域を選択する傾向があるためである(Bartel, 1989; Massey et al., 1994)。3 節の図 2 でみたように、日本においてもこの傾向は当てはまると考えられる。よって、本稿においても先行研究と同様、操作変数として 1 期前(5 年前)の外国人比率を用いる。このとき、一期前の外国人比率は若年失業者割合とは関連しないと仮定する。また別の問題として、移民の流入に反応した母国労働者が地域間を移動することで真の効果が捉えられないことが考えられる。しかし、日本における若年の就業行動と地域の選択については様々に研究が行われているものの、結果は一貫しておらず十分に明らかになっているとはいえない。本分析では対処していない。

3. 使用データと記述統計

使用したデータはすべて総務省の『国勢調査』から得た。『国勢調査』の調査対象は、日本国内に常住している者すべてである。「常住している者」とは、当該住居に 3 か月以上にわたって住んでいるか、又は住むことになっている者を指す。これを満たすならば、不法滞在か否かに関わらず外国人も対象に含まれる。用いるデータは都道府県別データである。10 年に一度は市区町村別のデータも公開されるが、市区町村によっては外国人数がとても少なく、効果がとらえにくくなると予想される。よって、本稿では都道府県別データを用いる。サンプル期間は 1990・1995・2000・2005・2010 の 5 年である。好況期をむかえた 1980 年代後半、主に第 2 次産業の中小企業が不足する労働力を求めた。それに応じて、1989 年に入管法の改定が行われ、それ以降日本に在留する外国人は増加傾向にある。こうした背景より、1989 年の前後で社会状況が変化した可能性を考え 1990 年以降のデータを用いる。

本稿の分析においてははじめに注目するのは、若年失業者割合への影響である。若年失業者割合は、日本人 15・24 歳の労働力人口と非労働力人口の和を日本人 15・24 歳人口とし、それに占める日本人 15・24 歳失業者数の割合として求めた。年齢階級として 15・24 歳で定義される若年を用いるのは、15・24 歳の若年こそ外国人の影響を受けやすいと考えられるためである。なぜなら、15・24 歳の若年はほとんどが中学・高校卒であり、大学卒だとしても卒業したばかりで経験年数が少なく技術水準が低いと考えられるためである。また、特に親元に暮らす傾向の高いと考えられる若年は非労働力化しやすく、分析において失業者数の割合だけ

をみることは不十分と考えられる。そこで次に、若年非労働力人口割合への影響にも注目する。これは、日本人 15-24 歳人口に占める日本人 15-24 歳非労働力人口の割合で定義される。なお、労働市場への影響を分析する本稿ではいずれの変数も男性を対象としている。

注目する説明変数である外国人比率は、日本人 15-24 歳人口に対する外国人人口の比率である。日本における外国人は職業分類別にみるとサービス業や製造業といった単純労働に従事する者の割合が大きな部分を占めている。一方で割合は少ないが、外国人の中には専門的・技術的職業に分類される者も含まれている。専門的・技術的職業には食品や電気通信技術者、医師、看護師といった職業が含まれる。専門的・技術的職業といっても経験年数は関係なく、技術が熟練していない若年の中でもこれに分類される職に従事する者もいる。よって、本稿では特に職業で分類するといったことはせず、15-64 歳外国人と 15-24 歳若年は技術水準が同等で競合関係にあると考える。外国人人口としては、雇用への影響をみるため労働可能年齢の 15-64 歳男女計の人口数を用いる。男性でなく男女計の外国人数を用いているのは、男女で分けると値が小さくなり影響をうまく捉えられないことが懸念されるためである。また、中村他(2009)の分析では、古くから滞在人数の多い韓国・朝鮮人は他の外国人と比べて異質であるとして分析から除外されているが、本稿では除外していない。これは、韓国・朝鮮人が従事している職業をみればサービス業や建設業も多くの割合を占めており、若年と競合する可能性はあると考えられるためである。

その他、若年第 3 次産業比率は、若年就業者総数に占める第 3 次産業に従事する若年の割合で定義する。人口集中地区人口は値が大きいため単位を十万人とし、平均年齢は 1 歳から 100 歳以上を含む全年齢の平均である。表 1 には本稿で用いたすべての変数の記述統計を示している。値はサンプルをすべてプールした場合のものである。サンプルサイズはすべてで 47（都道府県）×5（年）の 235 サンプルである。

分析結果を示す前に、注目変数となる外国人比率と若年失業者割合について、その推移をまとめておく。図 1 は、外国人比率と若年失業者割合の全国平均の推移である。若年人口に対する外国人比率は、1990 年には若年人口の約 7%にあたる数であったが、その後一貫して上昇し 2010 年では若年人口の約 22%にまで高まった。若年失業者割合は、1990 年の約 3%から 2005 年の約 6%に上昇した後、2010 年には約 5%に減少している。図 1 をみれば 2010 年を除いてどちらも同じように増加していることがわかる。この図 1 からは外国人が増加すると若年の失業者数割合が増加するという代替関係の可能性が示唆される。

図 2 は、標本となる全都道府県と全期間をすべてプールして、外国人比率と若年失業者割合の関係を示したものである。図中にある直線は特に外国人比率の高い地域と低い地域で年の推移を追ったものである。外国人比率が高い地域としては、東京、愛知、岐阜、三重、静

岡などがあげられ、逆に少ないのは青森、鹿児島、北海道、宮崎、秋田などである。図 2 からわかることは、全体をみれば外国人比率と若年失業者割合は相関が 0.06 でほとんど関係がなさそうに見えるが、都道府県ごとの推移を線で示すと多くの都道府県で正の関係があるようにみえることである。右下の円で囲われた部分は外国人比率の高い地域の集まりであり、左上の円で囲われた部分は外国人比率の低い地域の集まりである。外国人の多い地域と少ない地域で傾向が顕著に異なっていることがみてとれる。このことは、都道府県の異質性を捉えて分析することの重要性を示唆している。県の異質性を考慮しないで分析すると、外国人比率の高まりが若年失業の増加に与える影響を見誤る可能性がある。

これらに加えて、図 2 で外国人比率の軸だけに着目すれば、全体としてほとんどの都道府県で外国人が増えているものの、その増加の程度は外国人比率の多い地域と少ない地域で大きく分かれている。このことは、新たにやってくる外国人には定住場所としてすでに外国人が多く常住する場所を選ぶ傾向があることを示唆している。5 節の後半では、この外国人の集住傾向を活かして内生性の考慮（操作変数法による分析）を行う。

4. 推定結果

推定結果は表 2 から表 4 に示す。固定効果モデルと変量効果モデルのどちらの定式化が適切かについて Hausman 検定を行った結果、掲載する結果のすべてにおいて 10%の有意水準で固定効果モデルが支持されたため、以下では固定効果モデルの結果に注目する。変量効果モデルを用いた推定では、固定効果モデルとほとんど同様の結果が得られている。なお、誤差項の分散に関して、都道府県ごとに不均一性があると考えられるため、不均一分散があっても頑健な標準誤差を用いている。

表 2 より、外国人比率が上昇すると若年男性失業者割合は大きくなる。表 2 の列(1)をみると、外国人比率と若年男性失業者割合には 10%で統計的に有意な正の関係がある。つまり、若年人口に対する外国人人口が多い地域ほど若年人口に占める失業者の数は増える。表 2 の列(2)は、説明変数に若年男性第 3 次産業比率を加えた推定結果である。若年男性第 3 次産業比率が若年男性失業者割合に統計的に有意な正の影響を与え、外国人比率の影響の大きさは列(1)よりも大きくなっていることがわかる。これは、不安定な職に従事する若年の多い地域では、若年の失業者割合が高く、外国人比率は小さいことを示唆する。

他の変数について表 2 の列(1)および(3)をみると、人口集中度は若年男性失業者割合に 1%で統計的に有意な負の影響を与えている。つまり、人口集中地区の人口が多い地域ほど若年男性失業者割合は小さくなる。この結果の説明としては、都市部の人口が増えることが都市部における消費の増加を意味するならば、消費の増加により労働需要が増加し若年の失業者

割合が小さくなるという可能性が考えられる。ここで、他にもモデルに含まれていない要因が多数考えられるが、これらの要因は時間を通じて一定の個別効果をモデルに取り入れることですべてコントロールされていると考える。例えば、都道府県固有の地理的特徴や経済構造、価値観、伝統といった要因は観測できないが、若年失業者割合や外国人比率に影響する可能性がある。これらの要因は、時間を通じて一定とすればモデルに含まれる個別効果ですべてコントロールできる。

しかし、逆の因果関係の問題により、表 2 の推定結果がバイアスを含んでいる可能性がある。もし景気の良い、つまり失業率の低い地域を外国人が定住する場所として選択するなら、真の影響は表 2 よりも大きくなると予想される。そこで個別効果を取り入れた操作変数法を用いた推定を行う。操作変数としては一期前の外国人比率を用いる。表 3 に示される結果は、Hausman 検定で支持される固定効果モデルの推定結果のみ示している。表 3A より第二段階推定の結果をみると、外国人比率と若年男性失業者割合には統計的に 1% で有意な正の関係がある。つまり、逆の因果関係をコントロールしても、外国人比率が高い地域ほど若年男性失業者割合は高まるという関係が示された。値の大きさについては、表 2 よりも大きくなっていることが確認できる。ここまでの、外国人比率が上昇すると若年男性失業者割合は高まるという結果が明らかとなった。なお、表 3B より個別効果を取り入れた操作変数法を用いた推定の第 1 段階推定結果を確認すると、一期前の外国人比率は次の期の外国人比率に 1% で統計的に有意な正の影響を与えている。この結果より、日本においても外国人はすでに外国人が多くいる地域に集まってくる傾向のあることが確認された。

さらに、非労働力化の可能性を考えるならば、外国人比率が若年男性失業者割合に与える影響のみをみることは不十分かもしれない。外国人が多く流入してきたとき、競合する労働者は労働市場に留まるのをやめて非労働力となることもできる。この傾向は特に親元に暮らす割合が高い若年に顕著と考えられる。このことは、本来は失業者に含まれたはずが非労働力人口となる者の存在によって、外国人比率の上昇が若年の雇用に与える真の影響を見過ごす可能性のあることを意味する。そこで、外国人比率が若年の非労働力人口割合に与える影響を推定する。表 4 には個別効果を取り入れた操作変数法による推定の第 2 段階推定結果を示している。また表 3 同様、Hausman 検定で支持される固定効果モデルの推定結果のみ示している。結果をみると、外国人比率の高まりは若年の非労働力人口割合に 5% で統計的に有意な正の影響を与えている。つまり、外国人比率が高い地域ほど若年男性の非労働力人口割合は増加する。これまでの結果を踏まえると、外国人比率は若年男性失業者割合だけでなく、若年男性非労働力人口割合にも正の影響を与えることがわかった。これらの結果より、若年が非労働力人口となりやすい傾向を踏まえれば、外国人比率と若年男性失業者割合の真

の関係が見誤られる可能性が示唆される。

5. おわりに

本稿では、外国人の流入が若年雇用に与える影響を分析した。結果として、外国人比率は若年失業者割合を高めるが、その結果は非労働力化の可能性により見誤られる可能性が示唆された。また日本においても外国人は集住傾向にあることが確認できた。

最後に、本稿には課題が残っており、外国人が若年に与える影響について結論を与えるには更なる分析が必要である。まず、賃金への影響を分析する必要がある。賃金以外にも市場が調整されるメカニズムは考えられるため、賃金への影響をみることで市場がどのようなメカニズムで働いているか考察できる。次に、分析上おいた仮定にも限界がある。例えば、本稿では外国人をすべて技術の熟練していない労働者と仮定したが、職業分類などを用いてより詳細に定義できる。また、外国人と母国労働者が完全代替するという仮定をゆるめることも考えられる。その他、本稿では動学的な定式化を行っておらず、長期的にみれば若年への影響は小さくなる可能性が大きい。

現状で外国人について得られるデータは少なく、不法労働者等を考慮すれば集計された値が過小である可能性など、外国人の流入が若年労働者に与える影響について結論を得るのは難しい。今後は得られるデータの中でできる分析を行い、結果の頑健性を確認することが課題である。

参考文献

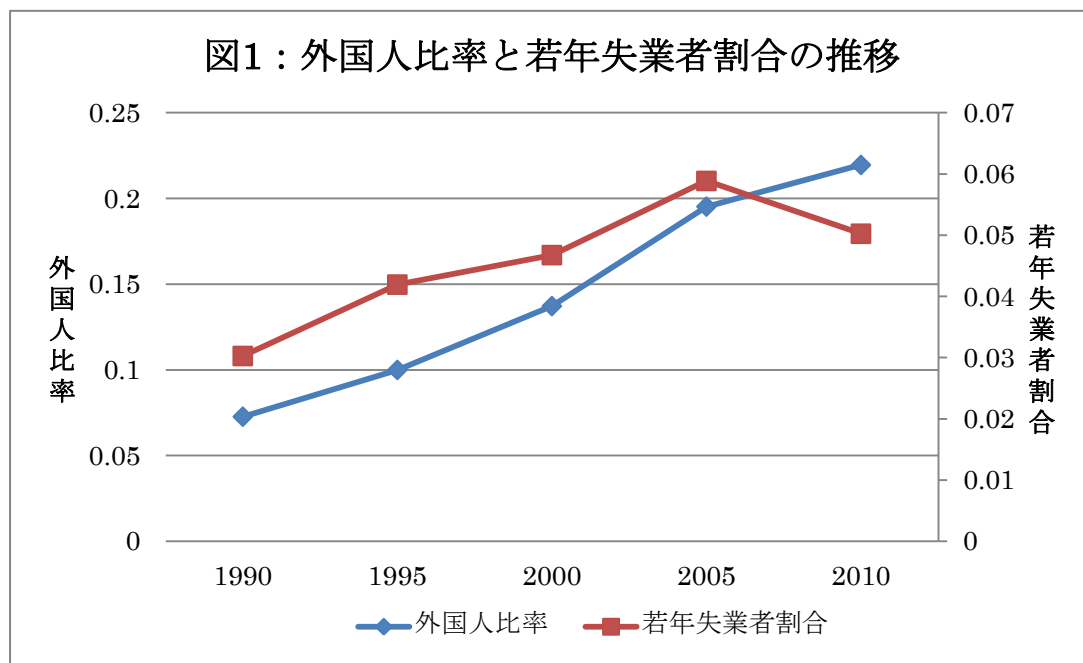
- Bartel, A. P. 1989. "Where do the new U.S. immigrants live?" *Journal of Labour Economics*, 7:37-9.
- Borjas, George J. 2003. "The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market." *The Quarterly Journal of Economics*, 118:1335-74.
- Christian Dustmann, Francesca Fabbri and Ian Preston. 2005. "The Impact of Immigration on the British Labour Market." *The Economic Journal*, 115:324-341.
- Christian Dustmann, Albrecht Glitz, and Tommaso Frattini. 2008. "The labour market impact of immigration." *Oxford Review of Economic Policy*, 24(3):477-494.
- Cohen-Goldner, Sarit. Paserman, M. Daniele. 2011. "The dynamic impact of immigration on natives' labor market outcomes: Evidence from Israel." *EUROPEAN ECONOMIC REVIEW*, 55: 1027-1045.
- David Card. 2001. "Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration." *Journal of Labor Economics*, 19(1):22-64.
- Joseph G, Altonji and David Card. 1991. "The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives." In John Aboowd and Richard B. Freeman, editors, *Immigration, Trade and Labor* Chicago: University of Chicago Press.
- 中村二郎・内藤久裕・神林龍・川口大司・町北朋洋(2009)『日本の外国人労働力—経済学からの検証』日本経済新聞出版。
- Rudolf Winter-Ebmer and Josef ZweimuÈller. 1999. "Do immigrants displace young native workers: The Austrian experience." *Journal of Population Economics*, 12 (2):327-40.

表1. データの記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
男性 15-24 歳失業者割合 (対15-24 歳男性人口)	0.0462	0.0155	0.0202	0.1152
男性 15-24 歳労働力人口割合 (対15-24 歳男性人口)	0.5533	0.0361	0.4546	0.6511
外国人比率 (対15-24 歳男性人口)	0.1079	0.0804	0.0141	0.3869
若年男性第3次産業従事比率 (対15-24 歳男性就業者数)	0.5854	0.1054	0.3902	0.8908
平均年齢	42.1460	3.0503	33.9	49.3
人口集中地区人口(十万人)	17.5604	24.5626	1.7488	129.1713

注：観測数は47都道府県で1990年、1995年、2000年、2005年、2010年の5年分である。

変数はすべて『国勢調査』（総務省）より作成した。



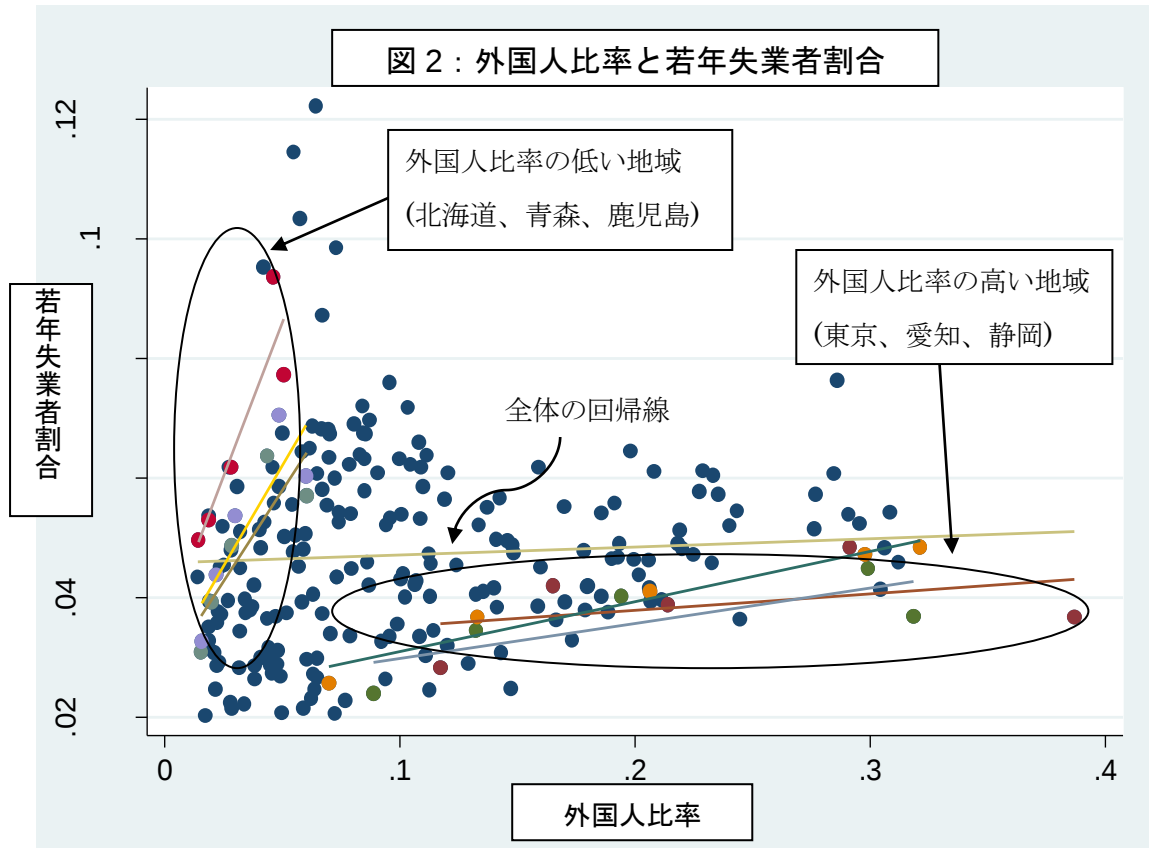


表 2. 若年男性失業者数割合(対数値)に与える効果のパネル分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
外国人比率 (対数値)	0.097 *	0.030	0.101 *	0.0484 *
	(0.053)	(0.029)	(0.052)	(0.028)
若年第 3 次産業比率			0.798 **	1.33 ***
			(0.302)	(0.272)
人口集中度	-0.024 ***	-0.003 **	-0.0244 ***	-0.00487 ***
	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)
平均年齢	0.021	-0.011	0.017	-0.00923
	(0.028)	(0.017)	(0.026)	(0.016)
定数項	-3.611 ***	-2.926 ***	-3.837 ***	-3.597 ***
	(1.048)	(0.664)	(0.979)	(0.644)
誤差項の仮定	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
観測数	235	235	235	235
決定係数	0.926		0.929	
F 検定	27.04 ***		24.64 ***	
LM 検定		231.52 ***		243.03 ***
Hausman 検定	248.7 ***		50.08 ***	

注. 観測数は 47 都道府県で 1990 年、1995 年、2000 年、2005 年、2010 年の 5 年分である。すべてのモデルに年ダミーを含む。括弧内は標準誤差で、固定効果モデルについてはロバスト標準誤差となっている。

表 3. 若年男性失業者数割合(対数値)に与える効果の操作変数法を用いた分析

A. 第 2 段階推定の結果					B. 第 1 段階推定の結果			
	(1)		(2)		(1)		(2)	
外国人比率 (対数値)	0.244 *** (0.082)		0.252 *** (0.084)					
1 期前の外国人比率					0.436 *** (0.065)		0.430 *** (0.064)	
若年第 3 次産業比率			0.312 (0.311)				-0.595 (0.456)	
人口集中度	-0.036 *** (0.005)		-0.036 *** (0.005)		-0.005 (0.009)		-0.007 (0.009)	
平均年齢	-0.004 (0.028)		-0.008 (0.028)		0.034 (0.046)		0.041 (0.047)	
定数項								
観測数	188		188		188		188	
決定係数	0.874		0.874					
F 検定	21.31 ***		19.78 ***					
Hausman 検定	96.69 ***		77.91 ***					

注. 観測数は 47 都道府県で 1990 年、1995 年、2000 年、2005 年、2010 年の 5 年分である。すべてのモデルに年ダミーを含む。括弧内はロバスト標準誤差である。Hausman 検定の結果、すべてにおいて固定効果が支持されたため固定効果モデルの推定結果のみ示している。変量効果モデルの推定結果について、重要なもののみ示しておく。若年男性第 3 次産業比率を含んだモデルの第二段階推定の結果は、外国人比率の係数の推定値が 0.074 で 15%の有意水準で統計的に有意である。第一段階推定の結果は、一期前の外国人比率の係数の推定値が 0.625 で 1%の有意水準で統計的に有意である。

表 4. 若年男性非労働力人口割合(対数値)に与える効果の操作変数法を用いた分析

第 2 段階推定の結果

	(1)	(2)
外国人比率 (対数値)	0.0848 ** (0.035)	0.094 *** (0.034)
若年第 3 次産業比率		0.388 *** (0.131)
人口集中度	0.0047 *** (0.002)	0.0058 *** (0.001)
平均年齢	0.00653 (0.011)	0.00161 (0.011)
定数項		
観測数	188	188
決定係数	0.682	0.691
F 検定	6.80 ***	2.80 ***
Hausman 検定	11.36 *	26.22 ***

注. 観測数は 47 都道府県で 1990 年、1995 年、2000 年、2005 年、2010 年の 5 年分である。すべてのモデルに年ダミーを含む。括弧内はロバスト標準誤差である。Hausman 検定の結果、どちらのモデルでも固定効果モデルが支持されたため固定効果モデルの推定結果のみ示している。変量効果モデルの推定結果について、重要な結果のみ示しておく。若年男性第 3 次産業比率を含んだモデルの第二段階推定の結果は、外国人比率の係数の推定値が 0.014 で 5%の有意水準で統計的に有意である。