慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	外国人労働者が日本の労働市場に与える影響： 外国人労働者比率と賃金・完全失業率の関係の分析
Sub Title	
Author	本望, 哲也(Honmou, Tetsuya) 中村, 仁彦(Tanaka, Akikuni) 田中, 明邦
Publisher	慶應義塾大学商学会
Publication year	2023
Jtitle	三田商学研究学生論文集 No.2022 ,p.173- 194
JaLC DOI	
Abstract	急速な高齢化により，日本は労働力不足という構造的問題を抱えているとされる。今後，対処策の一つとして，外国人労働力の受け入れを拡大することが避けられないとみられる中で，外国人労働力が自国労働者の賃金や完全失業率に影響を与えているか否かは非常に重要な問題となる。そこで，2000年から2020年までの県別パネルデータを用いて分析した結果，外国人労働者の比率は，高卒男性の初任給に負の影響を，完全失業率に正の影響を与えていることが分かった。我々は，非熟練労働に従事する割合が比較的高い高卒の労働者が，労働市場では外国人労働者との競争にさらされやすい可能性があると考えた。なお本分析では，外国人労働者どうしが集住する傾向から，当年の外国人労働者比率と平均賃金・初任給・完全失業率との間には内生性が発生するという先行研究を参考に，操作変数として5年前の外国人労働者比率を用いた二段階最小二乗法を行っている。
Notes	論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00113718-00002022-0173

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.

三田商学研究
学生論文集
2022年度号

外国人労働者が日本の労働市場に与える影響

——外国人労働者比率と賃金・完全失業率の関係の分析——

本　望　哲　也[1)]
中　村　仁　彦
田　中　明　邦

＜要　　約＞

急速な高齢化により，日本は労働力不足という構造的問題を抱えているとされる。今後，対処策の一つとして，外国人労働力の受け入れを拡大することが避けられないとみられる中で，外国人労働力が自国労働者の賃金や完全失業率に影響を与えているか否かは非常に重要な問題となる。そこで，2000年から2020年までの県別パネルデータを用いて分析した結果，外国人労働者の比率は，高卒男性の初任給に負の影響を，完全失業率に正の影響を与えていることが分かった。我々は，非熟練労働に従事する割合が比較的高い高卒の労働者が，労働市場では外国人労働者との競争にさらされやすい可能性があると考えた。なお本分析では，外国人労働者どうしが集住する傾向から，当年の外国人労働者比率と平均賃金・初任給・完全失業率との間には内生性が発生するという先行研究を参考に，操作変数として5年前の外国人労働者比率を用いた二段階最小二乗法を行っている。

＜キーワード＞

外国人労働力，内生性，初任給，失業率，賃金，二段階最小二乗法

1．はじめに

外国人労働者，外国人，外国籍は常に国際的な議論の的だ。それを象徴する出来事がある。あらゆる多様性哲学を世界中に発信してきた国の一つであるアメリカ合衆国で，2017年1月にトランプ政権が発足した。大統領選が接戦となる中，トランプ大統領が公約として掲げ，何より騒がせたものの一つは，

1)　本望哲也　慶應義塾大学商学部3年　Email: tetsuya.honmou@keio.jp
中村仁彦　慶應義塾大学商学部3年　Email: gegegenonakamura.m0619@keio.jp
田中明邦　慶應義塾大学商学部3年　Email: akikuni0215@keio.jp

メキシコ国境に壁を作り中南米からの移民流入を阻止するというものであった。

そして，これらの外国籍や外国人労働者への排斥的な運動は，ヨーロッパやアメリカなどの旧来からの外国人労働者受け入れ国に限った話ではなく，日本も当事者国の一つである。例えば，2021 年 8 月には，在日コリアン[2] が多く暮らす京都府宇治市のウトロ地区の住宅を放火するという事件が発生した。ウトロ地区は，在日コリアン集住地区として名が知れており，犯人の動機は在日コリアンに対する偏見・嫌悪感・敵対的感情に基づくものと判明している。2019 年に日本で開催されたラグビー W 杯においては，活躍した日本代表チームのメンバーが多様な国籍で構成されていることが話題になるなど，外国籍に対して好意的な見方もある一方で，外国人・外国籍に対する強い嫌悪感を持つ人々が日本にも一定数いることも事実である。

さらに，ヘイトスピーチ解消法[3] が 2016 年に施行され，ここでは本邦外出身者への不当な差別的言動は許されないと明記されている。ところが，山本・松宮（2010）は，東海圏の調査を行った結果として，一般論として外国人増加には賛成でも，近所に南米系外国人が居住することに抵抗がある傾向を指摘している。このように，外国人に対する差別とまで言わなくとも，潜在的拒否感の存在は認めざるをえない現状がある。

ここまで，外国人労働者や外国人の受け入れに関して，「開放的な思想」と「外国人労働者受け入れに伴う弊害を主張する」という意見を異にする両者の世界的な対立・緊張と，これが日本も無縁でないことを見てきた。そして，結局のところ，外国人排斥運動を支持する人々の主張における主要なものの一つは，既出のように，「自国生まれの労働者の労働市場における結果に対する潜在的悪影響」がある。言い換えれば，外国人労働者流入に従い，自国労働者が低賃金化することや，失業に追いやられることを懸念するものである。しかしながら，上のように，外国人労働者は自国労働者の雇用を奪い賃金を引き下げる懸念や可能性があるとされる一方，労働市場の中で自国労働者の補完的役割を果たすことによって，自国労働者が恩恵を受ける可能性があることを忘れてはならない。後者の場合，自国の一般労働者は外国人労働者の利益に与ることになり，結局，外国人労働者が全体の福祉に貢献することとなる。つまり，外国人労働者の必要度を一意に結論付けることができない。そこで本論文では，外国人労働力が自国労働者，すなわち日本の労働者の賃金や完全失業率にどのように影響するのかを分析する。

なお，本論文の具体的な構成は以下の通りである。第 2 節で，労働力人口が不足しているという日本の労働市場における現状と，それゆえに，外国人労働者の受け入れが解決策の一つとして考えられていることを述べる。第 3 節では，先行研究を踏まえつつ，適切なモデルを構築するための理論的枠組みを検討する。第 4 節では，データの出所を述べる他，第 3 節での検討を基に作成したモデルを説明

※以下の注釈に記載される URL は全て 2022 年 12 月 8 日に確認している。

[2] 日本に在留する韓国籍・朝鮮籍の外国人。在留外国人統計（2021 年 12 月末時点）によると，中長期在留者・特別永住者は 436,167 人であり，このうち韓国籍は 409,855 人，朝鮮籍は 26,312 人となっている。

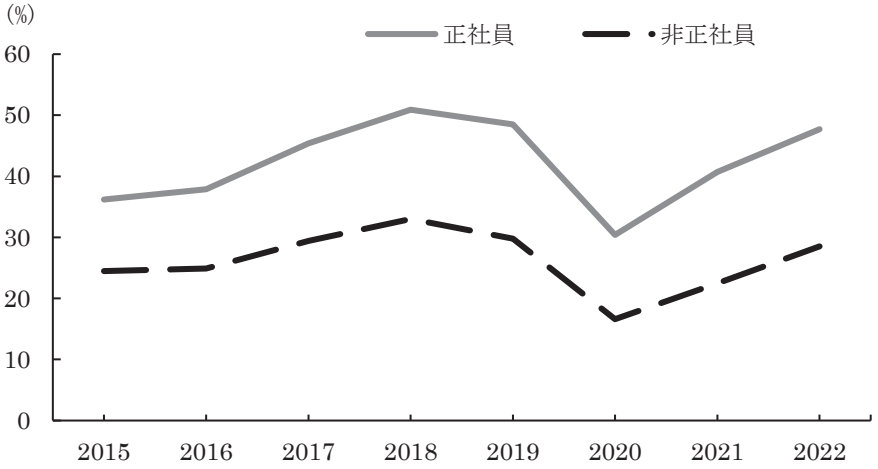
[3] 平成 28 年法律第 68 号。正式名称は，「本邦外出身者に対する不当な差別的言動の解消に向けた取組の推進に関する法律」である。次の URL に詳述されている。（https://elaws.e-gov.go.jp/document?lawid=428AC0100000068）

する。第 5 節では，分析結果について詳述する。第 6 節では，分析結果についての評価と考察を述べた上で，外国人労働者の受け入れに際し必要と考える改革を提言する。第 7 節では，本分析において直面した課題を述べる。

2. 外国人労働力と日本の労働市場に関する事実

本論文は既述のように，外国人労働者が自国労働者の賃金・完全失業率に影響を及ぼすかを追究するものである。そのため，まずは外国人労働者の定義を明確にしたい。平成 19 年厚生労働省告示第 276 号[4] によると，「『外国人』とは，日本国籍を有しない者をいい，特別永住者並びに在留資格が『外交』及び『公用』の者を除くものとする。また，『外国人労働者』とは，外国人の労働者をいうものとする」との記述がある。そのため，以下「外国人労働者」とは，この定義に従うものとする[5]。

図 1　従業員が不足していると感じる企業割合の推移



注：横軸は年を表している。
資料出所：帝国データバンク「人手不足に対する企業の動向調査」より筆者作成。

日本における外国人労働力の賃金や失業への影響力を見る前に，日本の労働市場についての全体像や問題点を理解しておく必要がある。日本は既に労働力不足が顕著である。株式会社帝国データバンク

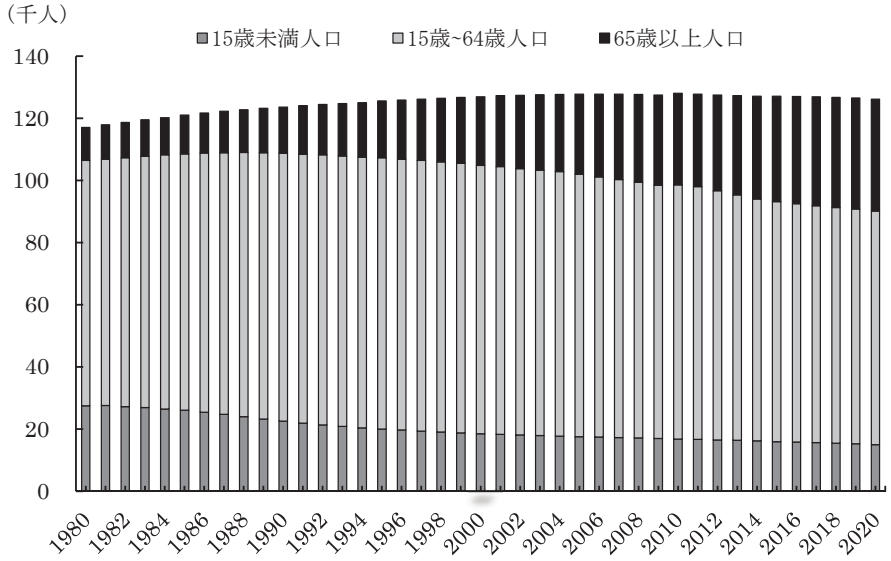
---

4)　厚生労働省告示第 276 号，「外国人労働者の雇用管理の改善等に関して事業主が適切に対処するための指針」の第 3 章より引用（https://www.mhlw.go.jp/web/t_doc?dataId=00005370&dataType=0&pageNo=1）

5)　なお，欧米はその地域の特性や伝統から「移民」の受け入れ実績が豊富であり，前出の日本のシステムのような「帰国」を前提とした制度による渡航者でないものが多い。そのため，欧米の先行研究においては，分析も「外国人労働者」ではなく「移民」とされているものが多いことに留意されたい。

『人手不足に対する企業の動向調査』[6] によると，企業の人手不足感は，新型コロナ感染拡大前に近い水準まで上昇している。図 1 は，正社員・非正規のそれぞれについて，不足していると回答した企業の割合を示している。正社員については，2022 年 7 月に，コロナ感染拡大前である 2019 年 7 月に 48.5％を記録して以降，一番高い 47.7％を記録している。非正社員においても，同様の傾向がみられることから，業界・業種の違いはあれども，日本全国の各企業で人手不足が深刻化しているといえる。

図 2　日本の人口動態の推移



注：横軸は年を表している。
資料出所：e-stat「人口推計」より筆者作成。

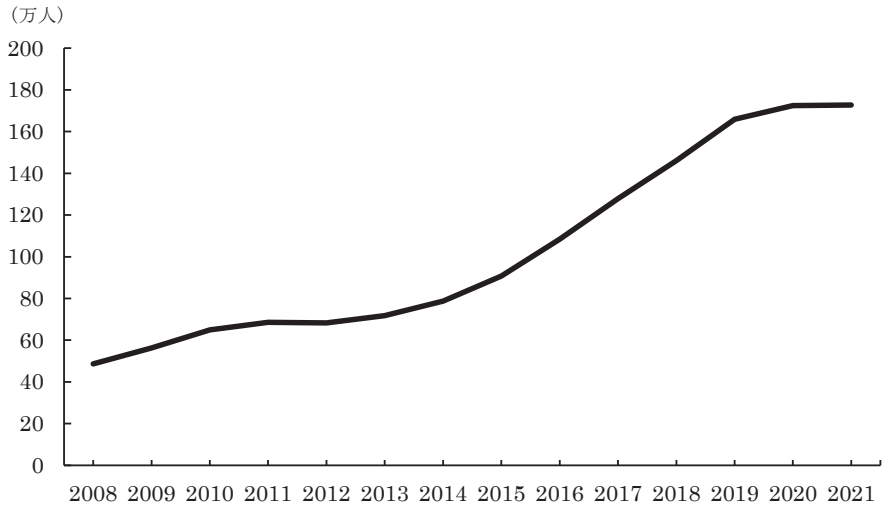
短期的には景気や為替の変動などによる偶発的な労働需要悪化が発生することで，ある程度人手不足感が解消されることはありうる。しかしながら，日本の人口動態を考えた際，長期的には，日本国内の人手不足感が容易には解消されないであろうことは想像に難くない。図 2 は日本の年齢区分ごとの人口推移を表す。3 色の塗り分けのうち，一番上は高齢者人口（65 歳以上），次に生産年齢人口（15 歳以上 64 歳以下），最後に年少人口（15 歳未満）である。図 2 から，高齢者人口割合は増加し続け，逆に，生産年齢人口割合は急速な減少を続ける傾向が明らかである。すなわち，日本国内の労働力不足という構造的問題の深刻さは加速度的に増しており，これを国内労働力のみで根本的解決を図ることが難しいとい

[6] 株式会社帝国データバンクが発行する『人手不足に対する企業の動向調査』の資料中のデータを用いて，従業員の不足を感じる企業の割合を 8 年分取得した。データ引用源は以下の通りである。なお，括弧内は該当年を表す。
https://www.tdb-di.com/2022/08/sp20220829.pdf（2018 年 7 月から 2022 年 7 月）
https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/p170804.pdf（2016 年 7 月と 2017 年 7 月）
https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/p150807.pdf（2015 年 7 月）

う意見がある。

内閣府『日本経済 2018-2019』[7] によると，「企業の人手不足感も四半世紀ぶりの水準に高まっており，一部の企業の業況にも影響がみられている。～（中略）～近年は外国人労働者数も増加している。人手不足感が極めて高い業種において外国人労働者を受け入れていく仕組みの構築が進んでおり，2019 年 4 月より新たな在留資格の導入が予定されている。」と述べている。つまり，労働供給の不足を補うための手段の一つとして外国人労働力が注目されていることは，決して我々の主観ではなく内閣府も認めるところである。また，人手不足を補うため，外国人を労働者として取り入れる新たな仕組みの構築も進められている。

図 3　外国人労働者数の推移



注：横軸は年を表している。
資料出所：厚生労働省「外国人雇用状況の届出状況まとめ」より筆者作成。

外国人労働者の数は実際に増え続けている。図 3 は「外国人労働者の推移」を表したものである。コロナ禍が直面したことなどを理由に増加率自体は小康状態にあるといえるが，それでも外国人労働者の数が増加傾向にあることに変化はなく，2020 年に 170 万人を超えている。

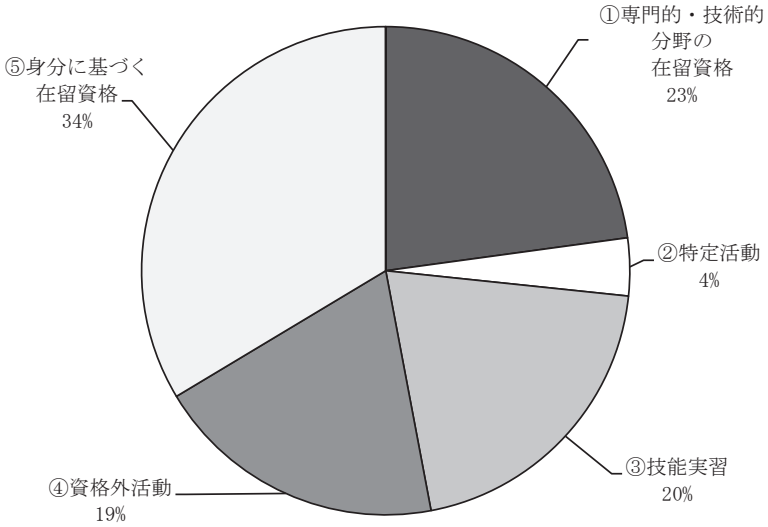
併せて，図 4 では，2021 年の外国人の在留資格別割合も読み取れる。在留資格を 5 つに分けると，一番割合が多いのは，「身分にもとづく在留資格」[8] によるものであり，全体の 33.6%（計 580,328 人）を占める。なお，他は「専門的・技術的分野の在留資格」[9] が全体の 22.8%（計 394,509 人），「技能実

[7] 内閣府が発行する『日本経済 2018-2019 景気回復の持続性と今後の課題』から引用している。なお，引用箇所は「第 1 章 日本経済の現状と課題」の「第 2 節 労働市場と物価の現状と課題」である。次の URL で参照可能である。(https://www5.cao.go.jp/keizai3/2018/0125nk/pdf/n18_1_2.pdf)

[8] 永住者，日本人の配偶者，永住者の配偶者等，定住者のいずれか。

習」[10] が全体の 20.4%（計 351,788 人），「資格外活動」[11] が全体の 19.4%（計 334,603 人），「特定活動」[12] が全体の 3.8%（計 65,928 人）となっている。

図 4　在留資格別外国人数（2021 年）



資料出所：厚生労働省「外国人雇用状況の届出状況まとめ（2021 年）」より筆者作成。

最後に，外国人労働者の数を国籍別に把握したい。図 5 は，2021 年 10 月末の国籍別の外国人労働者を表した円グラフであるが，ベトナム [13] が一番多く 26.2%であり，次いで，中国（香港・マカオを含む）の 23.0%，フィリピンの 11.1%となっている。また，ベトナムからの外国人労働者の資格別の割合として一番多いものは，技能実習制度によるもので，その割合は 44.6%となっている。外務省のベトナム基礎データによると，ベトナムにとって日本は最大の援助国であるように，日越間の強固な関係性が窺える結果となっている。

---

9)　就労を目的としており，経営者，技術者，研究者，調理師，特定技能などが該当する。特に「特定技能」は，国内人材の確保が困難な産業分野で，専門技能を持つ外国人の受け入れを目的とした制度。2018 年に成立した改正出入国管理法により 2019 年 4 月から運用を開始した。

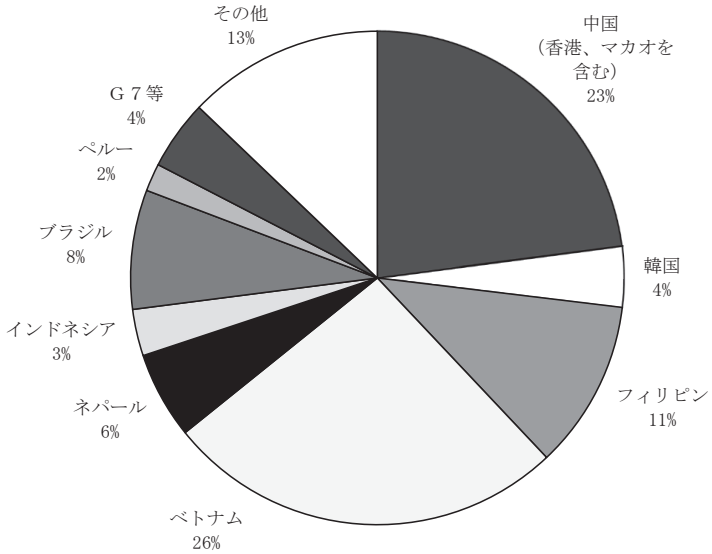
10)　外国人技能実習生制度のこと。厚生労働省による技能実習制度運用要綱によれば，『我が国で開発され培われた技能，技術又は知識の開発途上地域等への移転を図り，その開発途上地域等の経済発展を担う「人づくり」に協力することを目的』とし，1993 年に創設された制度である。さらに 2017 年 11 月には「外国人の技能実習の適正な実務及び技能実習生の保護に関する法律（技能実習法）」が施行され，制度改革が行われた。

11)　主に留学生，その他家族滞在などが含まれる。本来の在留目的の活動以外の就労活動によるもので，留学生のアルバイト活動に多い。

12)　法務大臣が外国人それぞれに対し，特に指定する活動を行う場合の資格。EPA の枠組みによって日本の看護師免許を取得し看護師として在留する外国人の配偶者など。

13)　外務省ホームページ中のベトナム基礎データ「経済協力 1　日本の援助実績」を参照した。なお，該当の URL は次である。（https://www.mofa.go.jp/mofaj/area/vietnam/data.html）

図 5　外国人労働者の国籍割合（2021 年）



資料出所：厚生労働省「外国人雇用状況の届出状況まとめ（2021 年）」より筆者作成

3．理論的枠組み

外国人労働力と自国労働者の賃金・完全失業率との関係性を考える前に，使用するモデルに対する考察が必要である。そこで特に重要となることは，外国人労働者の受け入れ国の経済が国際貿易に対して，閉鎖的か開放的かのどちらを想定するかによって使用するモデルが異なるということである。また，例えば日本の労働市場において，多くの場合で外国人労働者に対し「日本語能力」を求めるように，日本人労働者と外国人労働者が労働市場で代替可能か否かについても，モデル選定にあたり考慮しなくてはならない重要な問題となる。

(1) モデルの設定

Friedberg and Hunt（1995）では，閉鎖経済モデルと開放経済モデルのそれぞれを説明している。彼らは，閉鎖経済モデルについて，外国人労働者は完全代替するものの価格を下落させ，同時に，不完全に代替するものについては価格に曖昧な影響しか与えないだろうとしている。ここでは，補完関係として資本と熟練労働，代替関係として非熟練労働を具体例に挙げている。外国人労働者は多くが非熟練労働者であるため，労働市場における非熟練労働者の供給が増え，自国の非熟練労働者の賃金は低下する。例えば，外国人労働者が自国労働者よりも低賃金で働くことを容認する現状がある場合，外国人労働者は自国労働者の賃金を低下させる。一方，資本収益率や熟練労働者の賃金への影響は曖昧だとしている。

非熟練労働者の賃金が下落することで，経営者は資本・熟練労働から，非熟練労働に転換が加速する。このとき，一見，資本収益率や熟練労働者の賃金への負の影響は大きいように見える。しかし，非熟練労働の供給増加により，生産高の最適なポジションが上昇し，生産量全体が増加する。この際，経営者による投資が拡大し，資本収益率や熟練労働者の賃金減少に歯止めがかかるというのだ。なお，Borjas（1994）が，1980年代におけるアメリカの未熟練自国労働者の収入減少は外国人労働力流入が原因であった可能性を示唆しているように，自国の非熟練労働者に外国人労働力が負の影響を与えうるということは，Friedberg and Hunt（1995）だけでなく様々な先行研究で言及されている。

また，Friedberg and Hunt（1995）は，開放経済モデルについても記述している。彼らは，一般的な開放経済モデルであるヘクシャー＝オリーン・モデルを用いて，上に述べたような閉鎖経済モデルとは全く異なる場合を検討している。国家ごとに技術水準が同じであると仮定するとき，国際貿易は国家間の要素保有量の差によって発生するが，要素保有量の差がなくなれば要素価格の均衡化が起きる。これを外国人労働者に適用すると，外国人労働者の流入により，被流入国は労働集約的な財の生産量が増加する。ここで，Leamer and Levinsoh（1995）によると，外国人労働者流入による要素供給の変化は，要素価格に対してはあまり影響しない。というのも，要素価格への潜在的影響は，技術や設備投資といった，蓄積可能な要素の利用度合いが大きい製品に競争有利となる製品構成に変化することで消散するためである。すなわち，これに従うならば，要素価格が変化しない下で，労働集約的な財の生産が増えることになり，この不均衡の調整のため，貿易財に含有する労働力の輸出増加（輸入減少）が行われることになる。

しかしながら，我々は，特に外国人労働者の国際移動において，開放経済モデルは不適当と考える。理由は2つ挙げられる。第一に，ヘクシャー＝オリーン・モデル自体が計量経済的分析によって必ずしも実証されていない。Bowen, Leamer and Sveikauskas（1987）によると，ヘクシャー＝オリーン・モデルを，財ではなく要素サービスに焦点を当てることで，より一般化したヘクシャー＝オリーン＝ヴァネック・モデルを用いて実証分析を行ったが，その妥当性は支持されなかった。第二に，Bernstein and Weinstein（2002）で示すように，貿易障壁，ならびに，国家間の技術差異・貿易コスト・専門性に対する注意が必要である。ヘクシャー＝オリーン・モデルでは，国家間の技術差異がないと仮定されたが，これは現実的でない。また，守屋（2012）では日本における外国人労働者の採用について，職務上の専門性を測らない属人主義的な試験が多い日本独特の採用方式に対し，外国人従業員が長期定着しない原因になっていると述べている。さらに，日本で働くことを希望する外国人労働者に対し，多くの場合で日本語能力試験[14]を受験させる[15]などして，採用を含む様々なタイミングで自由な外国人労働者の流入を妨げている[16]ことは，外国人労働者の国際移動市場における貿易障壁・貿易コストの

[14] 母語が日本語でない人の日本語能力を測定かつ認定する試験。国際交流基金と日本国際教育協会により，1984年に開始された。2019年には過去最多の1,168,535人が受験した。日本語能力試験に関する情報は次のURLで確認できる。（https://www.jlpt.jp/）

好例である。以上から，本分析では，日本における外国人労働者の受け入れプロセスについて，閉鎖経済モデルの下で想定する。

(2) 失業に焦点を置く重要性

次節では，主に賃金を被説明変数として分析を進めていくが，資本の移動や，就職活動・転職活動が瞬時に決まるわけではない以上，自国民労働者・外国人労働者のどちらにも失業が発生しうる。この際，Friedberg and Hunt（1995）では，制度上の問題により賃金に何らかの硬直性が見られれば，賃金ではなく失業として表面化する可能性があるとしている。ここでは，具体例として，ヨーロッパでは，労働組合の結束によって，賃金の下方硬直性をもたらす可能性があると記述されている。日本でも，橋本（2009）は，日本人労働者の求人賃金がブラジル人労働者の求人賃金よりも景気との連動性が弱かったことを確認し，その中で，黒田・山本（2006）が日本人フルタイム労働者の所定内月給に下方硬直性を確認したことを引用し，これが理由の一つだと類推している。このように，日本人労働者に特有の賃金構造があり，平均賃金で推定による結果が現れない場合も起こりうると考え，男女学歴別の初任給を推定するだけでなく，被説明変数を完全失業率に変えた分析も行い，様々な可能性に対して考察できるようにした。

(3) コントロール変数の検討

本論文は，日本の都道府県別パネルデータを用いて，賃金・完全失業率に対する外国人労働者の影響を図るものである。つまり，外国人労働者の比率を説明変数とした際，外国人労働者の比率によらず賃金や完全失業率に影響するものはコントロールする必要がある。ここで，外国人労働者の賃金への影響に関する先行研究を見ていきたい。

DeNew and Zimmermann（1994）では，かつての西ドイツのパネルデータを用いて，外国人労働者の流出入が自国労働者の賃金に影響を与えるかを産業部門ごとに分析している。ここで，理由を 2 つ挙げて，ブルーカラー労働者[17]の賃金とホワイトカラー労働者[18]の賃金で分けて考えるべきだと述べている。第一に，実際の生産業務において，両者の役割が全く異なるということ。第二に，外国人労働

---

15) 株式会社ディスコが，日本全国の有力企業 432 社に対し回答を得て，「外国人留学生／高度外国人材の採用に関する調査」を行っている（調査機関：2021 年 12 月 13 日～ 12 月 23 日 / インターネット調査）。ここでは「外国人留学生の内定（選考）時・入社後に求める日本語コミュニケーションレベル」のアンケート結果として，幅広いビジネス場面で日本語によるコミュニケーションが可能な「ビジネス上級レベル」の日本語能力を，文系・理系問わず，約 7 割の企業が入社後に要求していることが明らかになっている。なお詳細な URL は次の通りである。（https://www.disc.co.jp/wp/wp-content/uploads/2022/01/2021kigyou-global-report.pdf）

16) 株式会社ディスコが，「外国人留学生の就職活動状況に関する調査」を行っている。ここでは，キャリタス就活 2023 に会員登録している 2023 年 3 月卒業予定の外国人留学生 2,329 人を対象に，職業観や就職活動状況などを調査している（調査機関：2022 年 7 月 1 日～ 18 日 / インターネット調査）。この詳細レポートでは，「日本で就職する際に不安に感じること」のアンケート結果として，一番多いものが「自分の日本語が通じるか」で 55.0％となっている。また，「日本企業に対して抱いているイメージ」へのアンケートでは，「高い日本語力が求められる」が全体の 77.6％となっており，外国人労働者が日本語能力へのハードルを認識していることが読み取れる結果となっている。なお，詳細レポートの URL は次の通りである。（https://www.disc.co.jp/wp/wp-content/uploads/2022/08/gaikokujinryugakusei_202208.pdf）

力の多くがブルーカラー労働者であることである。なお，このことは，上の（1）で閉鎖経済モデルを選択したことと整合的である。このように，両者を分類し推定した結果，労働の経験年数・学校での教育年数・産業分野・産業別成長率・職務特性はドイツ人労働者の賃金に有意な影響が出るとした上で，ドイツ人労働者が働く産業部門ごとの外国人労働者の比率は，産業全体としてドイツ人労働者の賃金に負の影響を与えることが判明した。産業部門ごとの外国人労働者比率は，外国人労働力が補完的に機能する場合は賃金に正の影響を与え，代替者に機能する場合は負の影響を与えるはずである。すなわち，当時のドイツでは，外国人労働力は産業全体として代替物として機能していたことを示唆しており，当時のドイツ人労働者の賃金抑圧要因であったことになる。

一方，Altonji and Card（1989）は，アメリカで実施された 1970 年・1980 年の国勢調査を用いて分析したが，外国人労働者の流入が非熟練労働者の雇用や失業率に影響しているという証拠はほとんど得られなかった。なお，ここでは，外国人労働者比率が内生性を持つことを考慮したこと，さらに低賃金の外国人労働力集約的産業から自国労働者が退場を迫られていることについての記述があるが，これらについては後述する。

加えて，Addison and Worswick（2002）はオーストラリアのデータから 48 の異なる労働市場で外国人労働者が自国労働者に与える影響を推定した。ここでは，週当たりの収入，週当たり労働時間，年齢，男性割合，結婚割合，高校・大学進学率などが考慮されているが，オーストラリアの労働者の収入に対する悪影響は一切見られなかった。

最後に，日本国内での先行研究を見る。中村（2009）は，外国人労働者の比率，完全失業率，事業所規模，勤続年数（現在の職業の年数），年齢，製造業従事者比率などを用いて，日本人労働者の賃金への影響を分析している。あるいは，濱田（2008）は，外国人に対する排他的意識を調べる中で，1999 年から 2005 年までの外国人労働者比率上昇により，ブルーカラーの労働者や収入が相対的に低い人々の間で，外国人への排他的意識が高まった可能性があると指摘している。これは，日本でも外国人労働力の競争相手が主にブルーカラーであることを間接的に表している可能性がある。

これらの先行研究から，我々は，都道府県ごとの「労働の量」，「労働の質」，「都道府県ごとの特性・環境」という 3 つを軸に考えることにした。「労働の量」として，労働者人口，総労働時間，出勤日数。また，「労働の質」として，進学率（高卒初任給の場合は高校進学率，その他は大学進学率），平均年齢，平均勤続年数。「都道府県ごとの特性」として，製造業従事者男性の割合，製造業従事者比率（ブルーカラーの割合），製造業規模（外国人を雇う事業所 1 つあたり，何人の外国人を雇っているか），完全失業率[19]を取り入れる。これをもとにして，次節以降で分析を進める。

---

17) 賃金労働者のうち，主に製造業，他に建設業，鉱業農業，林業，漁業などの業種で生産工程に携わる者が該当するとされる。肉体的労働が特徴で，工場従事者の制服の多くが青色だったことが由来とされる。

18) ブルーカラーの対義語とされ，主に事務や管理業務に携わる労働者が該当する。ワイシャツの色が由来とされる。

19) 完全失業率を被説明変数において分析する際は，これを除いたモデルを構築する。

(4) 外国人労働者の資格区分について

外国人労働者によっても，そのスキルの程度は多様であるため，熟練労働者・非熟練労働者で外国人労働者を区分し算出した上で分析すべきではないかという考えがある。しかしながら，我々は本論文ではこれを行わなかった。つまり，外国人労働者比率は，外国人労働者の全体量を利用した。その理由として，以下に 3 つ挙げる。第一に，資格区分のどれが熟練労働に該当するかが不明であり，これを区分すること自体難しいということである。例えば，永住者などは，この中に熟練労働者・非熟練労働者が混合しており，全く区分できない。第二に，外国人労働力自体が増加傾向にあるといえど，多いとは言えず，これをさらに資格別に区分して推定すれば，その絶対量の小ささから影響力が軽微で，結果が信頼できない可能性があるということである。仮に，外国人労働力が自国労働者の賃金・完全失業率に影響を与える要因であったとして，外国人労働力の数が少ないというだけで賃金・完全失業率にインパクトを与えることができず，その結果が正確に導けない場合が起こりうると考えた。第三に，図 5 での国籍別で「G7 等」に含まれる EU やアメリカなどの先進国の国籍保有外国人労働者が非常に少なく，多くが発展途上国出身のため，一般に非熟練労働者とみなしても分析において問題はないと考えた。

4. 推定式とデータ

日本における外国人労働者の増加が日本人の平均賃金，学歴別の初任給，ならびに完全失業率に与える影響を明らかにするため, 2000 年から 2020 年までの都道府県別パネルデータ [20] を用いた分析 [21] を行う。すなわち，基本モデルは次のように表せる。

$$ln(wage_{it}) = \alpha + \beta X_{it} + \gamma FORE_{it} + \varepsilon_{it}$$

これについて，下に再び詳述するが，t は年，i は都道府県を意味している。また，α は定数項，X はコントロール変数，$FORE$ は関心のある説明変数である外国人労働者比率を表す。（ε_{it} は誤差項を表す。）

なお，使用するデータについての定義と出所は表 1 にまとめている [22]。

---

[20] 入手可能なデータの関係上, 1996 年, 2007 年, 2008 年の外国人労働者のデータは欠損値となっている。（2008 年は外国人労働者を雇用する事業所数のみデータなし）また，二段階最小二乗法を実施するため，1996 年と 2007 年の 5 年後の理論値は作成できない。よって，実際に分析の対象としているのは，これらの年のデータを取り除いた 17 年分のデータである。

[21] 以下，OLS 推定と表記があるものは，全てロバスト推定を行っている。

[22] 外国人労働者比率は，外国人労働力人口を労働力人口で割ることで算出している。ここで，労働力人口の対数値と外国人労働力人口の両方に使用される労働力人口の値は，総務省統計局のウェブページ「< 参考 > 労働力調査（基本集計）都道府県別結果」に掲載があり，これを使用した（掲載 URL : https://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/index.html）。この推定値は，都道府県別の時系列回帰モデルによって算出された四半期ごとの推定値を年平均に換算している。なお，この時系列回帰モデルの説明は，次の URL に詳述されている。（https://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/pdf/02.pdf）

表1　変数の定義と出所

説明変数	定義	出所
平均賃金(実質)【男】(千円)	平均賃金【男】(千円)×100/消費者物価指数	賃金構造基本統計調査(厚生労働省)
平均賃金(実質)【女】(千円)	平均賃金【女】(千円)×100/消費者物価指数	
初任給(実質)【高卒男性】(千円)	初任給【高卒男性】(千円)×100/消費者物価指数	
初任給(実質)【大卒男性】(千円)	初任給【大卒男性】(千円)×100/消費者物価指数	
初任給(実質)【高卒女性】(千円)	初任給【高卒女性】(千円)×100/消費者物価指数	
初任給(実質)【大卒女性】(千円)	初任給【大卒女性】(千円)×100/消費者物価指数	
外国人労働者比率(%)	(外国人労働者数/労働力人口)×100	労働力調査(総務省統計局)
外国人労働者比率(5年前)(%)	(5年前の外国人労働者数/5年前の労働力人口)×100	
完全失業率(%)	完全失業率(%)	
労働力人口(千人)	労働力人口(千人)	
平均年齢(千人)	全産業の労働者の平均年齢(歳)	賃金構造基本統計調査(厚生労働省)
平均勤続年数(年)	全産業の労働者の平均勤続年数(年)	
高校進学率(%)	中学卒業者のうち高校進学率(%)	学校基本調査(文部科学省)
大学進学率(%)	高校卒業者のうち大学進学率(%)	
実総労働時間(時間)	月実総労働時間(時間)の平均値	賃金構造基本統計調査(厚生労働省)
出勤日数(日)	月出勤日数(日)の平均値	
事業所規模(人/事業所数)	外国人を雇用している事業所の雇用者総数÷外国人を雇用している事業所の数	労働力調査(総務省統計局)
男女比率(%)	{全産業の男性労働者数/(全産業の男性労働者数+全産業の女性労働者数)}×100	
製造業比率(%)	(製造業に従事する労働者数/全産業の労働者数)×100	
昼夜間人口比率(%)	昼夜間人口比率(%)	国勢調査(総務省統計局)

資料出所：筆者作成

(1) 推定モデル

被説明変数には日本人の平均賃金額，学歴別の初任給額，ならびに完全失業率，説明変数には各都道府県固有の要因をコントロールする変数を用いて，時間効果を考慮した固定効果モデルにより推定を行う。固定効果モデルを用いることにより，都道府県固有の要因を踏まえた推定を行うことが可能になる。

外国人労働者比率の係数に着目することにより，国内の労働市場への影響を分析する。基本推定式は以下の通りである。

$$ln(wage_{it}) = \alpha + \beta_1 FORE_{it} + \beta_2 ln(lab_{it}) + \beta_3 age_{it} + \beta_4 year_{it} + \beta_5 edu_{it} + \beta_6 hour_{it} + \beta_7 day_{it} + Zi + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$\beta_5 edu_{it} = \begin{cases} \beta_{5a} high_{it} + \beta_{5b} univ_{it} & \text{（被説明変数が平均賃金額のとき）} \\ \beta_{5a} high_{it} & \text{（被説明変数が高卒初任給額のとき）} \\ \beta_{5b} univ_{it} & \text{（被説明変数が大卒初任給額のとき）} \end{cases}$$

ここで，t は年，i は都道府県を意味している。平均賃金あるいは学歴別初任給額は $wage_{it}$ と表記する。外国人労働者比率は前述の通り $FORE_{it}$ である。コントロール変数として，3 節 3 項で述べた「労働の量」「労働の質」を表すコントロール変数を用いる。具体的には，労働力人口の対数値を $ln(lab_{it})$，労働者の平均年齢を age_{it}，労働者の平均勤続年数を $year_{it}$，教育年数を表す指標を edu_{it}（中学卒業者のうちの高校進学者の割合を $high_{it}$，高校卒業者のうちの大学進学者の割合を $univ_{it}$ とする），月実総労働時間を $hour_{it}$，月出勤日数を day_{it} と表記する。また，Z_i で個別効果を，λ_t で時間効果を考慮する。

さらに，完全失業率の推定も，以下の基本推定式を用いて行う。各変数は上と同じである。

$$unem_{it}=\alpha+\beta_1 FORE_{it}+\beta_2 ln(lab_{it})+\beta_3 age_{it}+\beta_4 year_{it}+\beta_{5a} high_{it}+\beta_{5b} univ_{it}+\beta_6 hour_{it}+\beta_7 day_{it}+Z_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

（2）変数の説明

被説明変数である賃金の指標として男女別平均賃金額ならびに男女学歴別の初任給額[23]の対数値（$ln(wage_{it})$）を用い，完全失業率の指標として完全失業率（$unem_{it}$）を用いる。

次に説明変数について説明する。外国人労働者比率（$FORE_{it}$）は本論文においてもっとも関心のある指標であり，外国人労働者数を日本の総労働者数で割った値を用いている。推定の結果，この係数の値が有意であれば，外国人労働者の増加が平均賃金や完全失業率に影響を与えているということになり，その値が大きいほど，その影響は大きいことになる。表 2 では各変数の基本統計量を掲載している。男女別平均賃金額は男性の方が女性よりも約 10.7 万円高い。また，学歴男女別初任給額の平均は高卒女性，高卒男性，大卒女性，大卒男性の順に高くなる。外国人労働者比率の平均値は 0.87% となっている。

（3）操作変数

本論文の目的は，外国人労働者の比率が賃金や完全失業率に与える影響を明らかにすることである。しかし，Addison and Worswick（2002）は，通常の OLS 推定では，次の 3 つの要因によってバイアスが発生する可能性を指摘している。第 1 に労働需要と労働供給のシフトの同時性，第 2 に外国人労働者の労働市場選択における内生性，第 3 に外国人労働者の流入に対応する自国民労働者の移動である。（第 3 要因については，次節の昼間人口比率で詳述する。）特に第 2 の要因について，賃金が高い都道府県，あるいは完全失業率が低い都道府県には，外国人労働者が集まりやすい傾向を指摘している。Dustmann, Frattini and Preston（2013）や Ortega and Verdugo（2015）においても同様の傾向を指摘し，外国人労働者比率のラグを操作変数として分析している。このように，賃金や完全失業率と外国人労働者比率は同時方程式になり，内生性が発生しうる。そのため，外国人労働者比率と関連を持ち，なおかつ賃金や完全失業率と直接的な関連を持たない操作変数を用いて二段階最小二乗推定を行いたい。それを踏まえ，本論文の推定では，5 年前の外国人労働者比率を操作変数として分析を行う。

[23] 平均賃金・初任給を当年の CPI（消費者物価指数）/100 で割り，実質値としている。

表 2　基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
平均賃金（実質）【男】（千円）	346.91	34.89	273.42	464.71
平均賃金（実質）【女】（千円）	239.94	23.57	188.28	336.40
初任給（実質）【高卒男性】（千円）	163.03	9.19	128.17	193.30
初任給（実質）【大卒男性】（千円）	201.02	10.87	157.46	252.90
初任給（実質）【高卒女性】（千円）	155.86	10.40	123.56	189.60
初任給（実質）【大卒女性】（千円）	193.70	12.16	155.08	245.20
完全失業率（%）	3.67	1.27	1.10	8.30
外国人労働者比率（%）	0.87	0.84	0.00	6.09
外国人労働者比率（5 年前）（%）	0.51	0.54	0.00	3.73
労働力人口（千人）	1424.74	1442.25	294.00	8414.00
平均年齢（千人）	41.85	1.19	38.37	45.10
平均勤続年数（年）	11.99	0.74	8.69	13.60
高校進学率（%）	96.91	1.26	92.20	99.58
実総労働時間（時間）	152.38	5.79	129.90	165.20
出勤日数（日）	19.40	0.67	17.20	20.80
大学進学率（%）	49.10	7.33	30.10	67.80
事業所規模（人 / 事業所数）	6.63	4.67	0.01	32.10
男女比率（%）	65.22	4.49	52.24	76.56
製造業比率（%）	29.78	9.48	6.07	56.35
完全失業率（%）	3.67	1.27	1.10	8.30
昼夜間人口比率（%）	99.20	4.35	86.43	122.05

資料出所：筆者作成

5. 推定結果

(1) 内生性を考慮しない推定

表 3 は，時間効果を考慮した固定効果モデルによる最小二乗法を行って推定した結果である。この表の推定 1，2 では，それぞれ男性，女性の平均賃金額を被説明変数とした推計結果，推計 3 ～ 6 では高卒男性，大卒男性，高卒女性，高卒男性の初任給額を被説明変数とした推計結果，推計 7 では完全失業率を被説明変数とした推計結果が掲載されている。大卒女性を被説明変数とした際の外国人労働者比率の係数は負に 5%有意であり，卒業率の際の係数は正に 10%有意，大卒男性の際の係数は負に 1%

有意，高卒男性の際の係数は負に1%有意となった。この結果から，外国人労働者比率の増加は，男性並びに大卒女性の初任給に負の影響を与え，完全失業率に正の影響を与えているといえる。しかし，この結果は内生性が考慮されていないため，バイアスが生じている可能性がある。

表3　内生性を考慮しない推定結果

	平均賃金		初任給				失業率
	推定1 男	推定2 女	推定3 高卒男	推定4 大卒男	推定5 高卒女	推定6 大卒女	推定7 失業率
外国人労働力比率	−0.002	−0.004	−0.012 ***	−0.006 ***	−0.005	−0.009 **	0.180 *
	(0.002)	(0.003)	(0.004)	(0.002)	(0.003)	(0.005)	(0.106)
ln（労働者人口）	0.099 **	0.058	0.092	0.030	0.065	0.034	−2.283
	(0.048)	(0.041)	(0.066)	(0.043)	(0.039)	(0.067)	(2.065)
平均年齢	−0.010 ***	−0.021 ***	−0.004	−0.004	−0.005	−0.004	−0.055
	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.040)
平均勤続年数	0.021 ***	0.023 ***	−0.002	0.002	0.002	0.001	0.073
	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.065)
高校進学率	0.000	0.002	−0.002		−0.002		−0.039
	(0.002)	(0.002)	(0.002)		(0.003)		(0.053)
大学進学率	0.001	0.000		−0.001		0.000	−0.059 ***
	(0.000)	(0.001)		(0.001)		(0.001)	(0.017)
実総労働時間	0.001 **	0.000	0.000	0.001	0.002 **	0.001	−0.015
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.010)
出勤日数	−0.007	0.001	−0.009	−0.009	−0.014 *	−0.013	0.159
	(0.004)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.008)	(0.010)	(0.139)
決定係数（within）	0.613	0.712	0.594	0.581	0.617	0.561	0.912

注：*** は1%，** は5%，* は10%の水準で有意であることを示す。括弧内の数値はクラスターロバスト標準誤差を示す。なお，ハウスマン検定により固定効果モデルが採択されている。サンプルサイズは799である。

(2) 内生性を考慮した推定

ここでは内生性を考慮するために時間効果を考慮した固定効果モデルによる二段階最小二乗法を行う。表3では一段階目の推定結果（被説明変数は当年の外国人労働者比率）および二段階目の推定結果が掲載されている。操作変数である5年前の外国人労働者比率は1%で有意となっており，内生変数と操作変数の関連性が存在することが確認できる。

表4では表3と同様に，この表の推定1，2では，それぞれ男性，女性の平均賃金額を被説明変数とした推計結果，推計3～6では高卒男性，大卒男性，高卒女性，高卒男性の初任給額を被説明変数とした推計結果，推計7では完全失業率を被説明変数とした推計結果が掲載されている。ここで，最小二乗法による推定で有意であった男性の初任給，大卒女性の初任給，完全失業率の係数に着目すると，高卒男性が負に1%有意となっており，完全失業率が正に1%有意となっていた。一方で他の変数は有意でなくなっていた。この結果から，内生性を考慮した推定においては，外国人労働者が賃金額に与え

る影響は高卒男性の初任給に対しての負の影響のみであり，完全失業率には正の影響を与えている。

表 4　内生性を考慮した推定結果

	第一段階	第二段階						
		平均賃金		初任給				失業率
	被説明変数：外国人労働者比率	推定 1 男	推定 2 女	推定 3 高卒男	推定 4 大卒男	推定 5 高卒女	推定 6 大卒女	推定 7 失業率
外国人労働力比率		0.003	−0.001	−0.014 ***	−0.002	0.000	−0.004	0.200 ***
		(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.059)
外国人労働力比率（5 年前）	0.828 ***							
	(0.038)							
ln（労働者人口）	3.926	0.071 ***	0.049	0.076 **	0.022	0.033	0.030	−3.155 ***
	(0.319)	(0.029)	(0.039)	(0.040)	(0.048)	(0.050)	(0.065)	(0.589)
平均年齢	−0.013	−0.010 ***	−0.022 ***	−0.005 **	−0.003	−0.005 *	−0.004	−0.073 **
	(0.025)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.035)
平均勤続年数	0.052	0.023 ***	0.025 ***	0.005 *	0.002	0.003	0.002	0.111 ***
	(0.026)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.038)
高校進学率	−0.005	−0.001	0.001	−0.002		−0.002		−0.011
	(0.019)	(0.001)	(0.002)	(0.002)		(0.002)		(0.027)
大学進学率	−0.009	0.000	0.000		0.001		0.000	−0.044 ***
	(0.006)	(0.000)	(0.001)		(0.000)		(0.001)	(0.008)
実総労働時間	0.013	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001 **	0.000	−0.004
	(0.005)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.008)
出勤日数	0.025	−0.005	0.000	−0.006	−0.008	−0.013	−0.010	−0.031
	(0.060)	(0.004)	(0.000)	(0.005)	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.085)
決定係数（within）	0.879	0.634	0.722	0.599	0.581	0.621	0.563	0.923

注：*** は 1%，** は 5%，* は 10%の水準で有意であることを示す。括弧内の数値はクラスターロバスト標準誤差を示す。なお，ハウスマン検定により固定効果モデルが採択されている。サンプルサイズは 799 である。また，第一段階において，すべての操作変数が同時に 0 であることを帰無仮説として F 検定を行った F 値は 219.30 である。

(3) 結果の頑健性の確認

次に，結果の頑健性を確かめるために，説明変数に含むコントロール変数を追加し分析を行う。ここでは，3 節 3 項で述べた「都道府県ごとの特性・環境」を表すコントロール変数を用いる。具体的には，外国人を雇用している事業所の規模を $scale_{it}$，労働者のうちの男性の割合を $male_{it}$，全労働者のうち製造業に従事している人の割合を $manu_{it}$，完全失業率を $unem_{it}$ を新たに説明変数に加え，以下のモデル式で推定する。

$$ln(wage_{it}) = \alpha + \beta_1 FORE_{it} + \beta_2 ln(lab_{it}) + \beta_3 age_{it} + \beta_4 year_{it} + \beta_5 edu_{it} + \beta_6 hour_{it} + \beta_7 day_{it} + \beta_8 scale_{it} + \beta_9 male_{it} + \beta_{10} manu_{it} + \beta_{11} unem_{it} + Z_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$\beta_5 edu_{it} = \begin{cases} \beta_{5a} high_{it} + \beta_{5b} univ_{it} & \text{（被説明変数が平均賃金額のとき）} \\ \beta_{5a} high_{it} & \text{（被説明変数が高卒初任給額のとき）} \\ \beta_{5b} univ_{it} & \text{（被説明変数が大卒初任給額のとき）} \end{cases}$$

$$unem_{it}=\alpha+\beta_1 FORE_{it}+\beta_2 ln(lab_{it})+\beta_3 age_{it}+\beta_4 year_{it}+\beta_{5a} high_{it}+\beta_{5b} univ_{it}$$
$$+\beta_6 hour_{it}+\beta_7 day_{it}+\beta_8 scale_{it}+\beta_9 male_{it}+\beta_{10} manu_{it}+Z_{\mathrm{i}}+\lambda_{\mathrm{t}}+\varepsilon_{it}$$

表 5 ではその推計結果が掲載されている。外国人労働者比率の係数の有意性は表 4 の推定と変わっておらず，結果の頑健性が確認できた[24)]。

表 5　頑健性の確認

	第一段階	第二段階						
		平均賃金		初任給				失業率
	被説明変数：外国人労働者比率	推定 1 男	推定 2 女	推定 3 高卒男	推定 4 大卒男	推定 5 高卒女	推定 6 大卒女	推定 7 失業率
外国人労働力比率		0.003	−0.001	−0.014 ***	−0.002	0.000	−0.004	0.200 ***
		(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.059)
外国人労働力比率（5 年前）	0.915 ***							
	(0.037)							
ln（労働者人口）	4.353 ***	0.071 ***	0.049	0.076 **	0.022	0.033	0.030	−3.155 ***
	(0.306)	(0.029)	(0.039)	(0.040)	(0.048)	(0.050)	(0.065)	(0.589)
平均年齢	−0.001	−0.010 ***	−0.022 ***	−0.005 **	−0.003	−0.005 *	−0.004	−0.073 **
	(0.023)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.035)
平均勤続年数	0.032	0.023 ***	0.025 ***	0.005 *	0.002	0.003	0.002	0.111 ***
	(0.025)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.038)
高校進学率	−0.036 **	−0.001	0.001	−0.002		−0.002		−0.011
	(0.018)	(0.001)	(0.002)	(0.002)		(0.002)		(0.027)
大学進学率	−0.015 ***	0.000	0.000		0.001		0.000	−0.044 ***
	(0.006)	(0.000)	(0.001)		(0.000)		(0.001)	(0.008)
実総労働時間	0.008 *	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001 **	0.000	−0.004
	(0.005)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.008)
出勤日数	0.120 **	−0.005	0.000	−0.006	−0.008	−0.013	−0.010	−0.031
	(0.057)	(0.004)	(0.000)	(0.005)	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.085)
事業所規模	0.035 ***	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	−0.041 ***
	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.004)
男女比率	−0.004	−0.001 **	0.000	0.000	0.000	0.000	−0.002 *	0.010
	(0.005)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.008)
製造業比率	−0.006	0.000	−0.001 ***	0.000	0.000	0.000	0.000	−0.018 ***
	(0.004)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.006)
完全失業率	0.093 ***	−0.010 ***	−0.008 ***	−0.006 **	−0.003	−0.009 ***	−0.001	
	(0.025)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	
決定係数（within）	0.898	0.634	0.722	0.599	0.581	0.621	0.563	0.923

注：*** は 1%，** は 5%，* は 10%の水準で有意であることを示す。括弧内の数値はクラスターロバスト標準誤差を示す。なお，ハウスマン検定により固定効果モデルが採択されている。サンプルサイズは 799 である。また，第一段階において，すべての操作変数が同時に 0 であることを帰無仮説として F 検定を行った F 値は 223.58 である。

24)　2019 年末に始まるコロナ禍により，2020 年頭を境にして，外国人労働者の流出入傾向や賃金・失業率などにも大いなる変動が起きていることが否定できない。そのため我々は，全ての分析において，2020 年のデータを除いた推定も追加で行ったが，推定結果の有意性が変わるような大きな違いが表れることはなかった。

(4) 昼間人口比率を含んだ推定

本論文での分析では，都道府県ごとに，労働の質・労働の量・都道府県の特性の 3 つを軸にコントロール変数を組み立てた。しかしながら，おおよそ人口が等しい沖縄県と滋賀県[25]が，仮に上の 3 条件も同じとして，これは賃金・完全失業率に差はないといえるだろうか。

実際，Altonji and Card（1989）や Addison and Worswick（2002）では，自国労働者の移動可能性について言及している。外国人労働者が自国民労働者に影響を与えた結果，自国労働者がより大きな労働市場を持つ他県に流出し，「移民の存在が自国労働者に対し悪影響を与える」という事実が推定結果として出現しない可能性があるということである。

本論文では，自国民の移動可能性の考慮を行うにあたり，すでにコントロール変数として含まれているいくつかの変数に加えて，「昼間人口比率」の利用を提案する。日本では通勤手段として，鉄道をはじめとした公共交通機関が非常に発展しており，自国労働者の他県への流出可能性を図る指標となりうると考えた。表 6 では昼夜間人口比率を含んだ結果が掲載されている。完全失業率を被説明変数として推計した際の外国人労働者比率の係数は正に有意ではなくなっているが，被説明変数を男女別平均賃金額ならびに学歴男女別初任給額として推計した際に，高卒男性の初任給額のみが有意に負になることは変わっていない。

6. 考察

(1) 分析結果の評価

本論文の推定結果から，日本における外国人労働者比率の増加は，一部の自国労働者の初任給に負の影響を与え，完全失業率に正の影響を与えている可能性があることが明らかとなった。この結果は，労働者の賃金分布に焦点を当てて本論文の同様の手法で分析を行い，全体の平均賃金でみれば僅かにのみ外国人労働者数が賃金に正の影響をもたらすが，賃金の低い層には負の影響を与え，高い層では正の影響を与えると示唆する Dustmann, Frattini and Preston（2013）や，技能が平均以上の労働者の賃金には負の影響を与えないが低技能労働者の賃金には負の影響を与えるとする Orrenius and Zavodny（2007）や Cortes（2008）と整合的である。これらの先行研究の内容を踏まえると，本論文の推定結果が得られた主な要因として，以下の 3 点が挙げられる。

1 つ目は，新卒の高卒男性が外国人労働力に代替されやすい要因を持っている可能性があるということである。本論文では，全産業計・全年齢計のデータを用いて分析した。しかし，Dustmann, Frattini

[25] 総務省のウェブページ「住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数」から取得したエクセルデータ「【総計】令和 4 年住民基本台帳人口・世帯数，令和 3 年人口動態（都道府県別）」によると，令和 4 年 1 月 1 日現在の滋賀県の人口は 1,415,222 人，沖縄県の人口は 1,485,670 人とされている。

表 6　昼夜間人口比率を含んだ推定結果

	第一段階		第二段階						
			平均賃金		初任給				失業率
	被説明変数：外国人労働者比率		推定 1 男	推定 2 女	推定 3 高卒男	推定 4 大卒男	推定 5 高卒女	推定 6 大卒女	推定 7 失業率
外国人労働力比率			−0.004	−0.004	−0.023 **	−0.010	−0.012	−0.001	0.098
			(0.007)	(0.008)	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.014)	(0.143)
外国人労働力比率（5 年前）	0.750	***							
	(0.087)								
昼夜間人口比率	−0.110	**	−0.004	−0.002	−0.007	0.001	−0.002	0.002	−0.011
	(0.044)		(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.063)
ln（労働者人口）	4.620	***	0.067	−0.001	0.165 *	0.027	0.117	0.042	−2.676 **
	(0.684)		(0.055)	(0.067)	(0.085)	(0.097)	(0.097)	(0.121)	(1.152)
平均年齢	−0.045		−0.006	−0.020 ***	0.000	−0.002	0.000	0.009	−0.099
	(0.067)		(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.084)
平均勤続年数	0.075		0.018 ***	0.022 ***	0.001	0.001	0.000	0.001	0.110
	(0.069)		(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.084)
高校進学率	0.008		0.000	0.000	−0.004		0.000		−0.015
	(0.040)		(0.002)	(0.003)	(0.004)		(0.004)		(0.051)
大学進学率	−0.031	***	0.000	−0.001		−0.002 *		−0.003 *	−0.003
	(0.013)		(0.001)	(0.001)		(0.001)		(0.002)	(0.017)
実総労働時間	0.004		0.001	−0.001	0.001	0.001	0.002	0.002 *	−0.010
	(0.011)		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.014)
出勤日数	0.155	**	−0.017 **	−0.003	−0.005	−0.007	0.002	−0.033	0.256
	(0.143)		(0.008)	(0.010)	(0.013)	(0.014)	(0.005)	(0.018)	(0.177)
事業所規模	0.036	***	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	−0.023 ***
	(0.007)		(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.008)
男女比率	−0.015		0.001	0.001	0.000	0.000	0.001	−0.002	0.028
	(0.014)		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.018)
製造業比率	−0.013		0.000	−0.001	−0.001	0.000	0.000	0.001	−0.030 **
	(0.009)		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.012)
完全失業率	0.145	**	−0.013 ***	−0.009 **	−0.006	−0.005	−0.027 ***	0.006	
	(0.060)		(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.008)	
決定係数（within）	0.899		0.741	0.822	0.774	0.808	0.810	0.805	0.906

注：*** は 1%，** は 5%，* は 10%の水準で有意であることを示す。括弧内の数値はクラスターロバスト標準誤差を示す。なお，ハウスマン検定により固定効果モデルが採択されている。サンプルサイズは 235 である。また，第一段階において，すべての操作変数が同時に 0 であることを帰無仮説として F 検定を行った F 値は 86.50 である。

and Preston（2013）の指摘によると，年齢や賃金分布，技能などが分類されていないデータでは，外国人労働者が自国労働者に与える影響は表出しにくい傾向にあるという。それゆえ，被説明変数を平均賃金額や高卒男性を除く初任給額としたとき，有意な結果が得られなかった可能性がある。一方，被説明変数を高卒男性としたとき外国人労働者の与える影響が負に有意になったことから，新卒の高卒男性が就きやすい職業や技能などの特徴的な傾向[26]が，本分析結果のような結果をもたらした理由になっている可能性があると考えられる。

[26] 文部科学省「学校基本調査（令和 3 年度）」の産業別就職者数の公表分により，高卒の製造業就職者割合（全日制・定時制合計値）を男女別で算出したところ，男性が 42.7%，女性が 28.9%と性別間に大きな差が確認された。

2つ目は，外国人労働力と日本人労働力の両者の間に，現状では補完関係は認められないということである。バナジー・デュフロ（2020）では，もし外国人労働力が日本人労働力と代替関係でなく補完関係にあれば，さらなる雇用の創出につながることになり，また，外国人労働者が日本に在住することで，労働供給だけでなく需要供給も増えて賃金がむしろ上昇する可能性があるとしており，Friedberg and Hunt（1995）でも，外国人労働力の受け入れが経済成長に寄与するというメリットをもたらし得ることを述べている。しかし，本論文の推計結果では，賃金を被説明変数とした推計を行った際，いずれも外国人労働者比率の係数が有意に正にならず，こうした補完関係の存在は確認できなかった。

3つ目は，外国人労働者の増加の影響が，賃金の低下としてではなく，完全失業率の増加という形で現出している可能性があるということである。既に述べている通り，外国人労働者の増加が自国労働者の賃金に与える影響は，年齢全体や産業全体では高卒の男性を除き有意性をもたない推定結果となった一方で，被説明変数を年齢全体や産業全体の完全失業率とした分析においては，5節4項を除く全ての分析で外国人労働者比率の係数が正に有意となった。この理由として，3節2項で述べた通り，Friedberg and Hunt（1995）は，何らかの制度上の問題により，賃金に硬直性がある場合，外国人労働者の増加が国内の労働市場にもたらす影響が賃金の変動ではなく完全失業率の変動として表面化する可能性があると指摘している。これらの問題は，ヨーロッパでは労働組合の問題などにより起こりうるとされていたが，日本でも何らかの構造的問題によって賃金に硬直性が発生しており，これが本分析にも影響を与えている可能性が否定できない結果となった。。

（2）提言

上述の通り，本論文の分析の結果，外国人労働者の増加は日本人労働者のすべての層に影響を与えるわけではなく，非熟練労働者層，特に男性に負の影響を与えている可能性があることが示唆された。このことから，2つの提言をしたい。

1つ目は，義務教育・高等教育の段階からこれまで以上に自国労働者の技能訓練を行い，専門的能力を備えさせ，セーフティネットを強化することが必要である。外国人労働力は国内労働市場の労働需要を補うために作られた制度であるにもかかわらず，教育年数が低い人々が国内労働者相手だけでなく，外国人労働者とも過度な競争を強いられることは格差拡大へとつながりかねない。

2つ目は，多様な外国人労働者を取り入れるよう努めるべきである。外国人労働者も熟練労働者・非熟練労働者に偏りなく，様々な労働者を確保することで，国内労働市場で領域なく適度な競争をもたらす。しかし現状は，製造業をはじめ単純労働が多く，特に技能のない卒業間もない高卒労働者がいきなり過度な競争を強いられている可能性が否めない。

以上のことは，単に自国の非熟練労働者の労働環境や日常生活を守るだけでなく，日本の労働市場における外国人労働力活用制度の継続的発展・持続的成長の観点からしても非常に重要だと考える。

7. おわりに

本論文では，外国人労働者の受け入れに関して分析してきたが，政策として利害関係が複雑であり単純な話ではないため，本分析でも様々な課題に直面した。特に 2 つを以下に述べる。

1 点目は，平均賃金や初任給を被説明変数とした推定を行うにあたり，労働者の技能や職業の差異に着目できなかったことである。日本の各都道府県のデータを用いるにあたり，データの入手，ならびに外国人労働者の母数の少なさという観点から，労働者の職業別の賃金を用いることができず，全産業計を対象とした推定しか行うことができなかった。職業別または技能別の賃金のデータを用いることができれば，こうした面も考慮した分析を行うことができ，より示唆に富んだ結論を得ることができた可能性がある。

2 点目は，個人属性のコントロールが不十分であった可能性である。本論文と同じく，日本において外国人労働者比率の変動が賃金に与える影響を分析した中村（2009）では，各市町村単位のマイクロデータを説明変数として用いた分析を行っていたが，本論文ではマイクロデータの入手が出来ず，都道府県別のマクロデータで説明変数を代替するという手法を行った。そのため，コントロール変数の精度には不安が残る状態であり。本論文の分析結果（表 3，表 4）においても，コントロール変数が有意とならないことや，係数が想定と反する符号を取るケースが散見された。マイクロデータを分析に用いることができれば，より信頼度の高い分析を行うことができたと考える。

参 考 文 献

＜書籍＞

アビジット・V・バナジー，エステル・デュフロ著（2019）（村井章子訳，2020）『絶望を希望に変える経済学：社会の重大問題をどう解決するか』日本経済新聞出版。

黒田祥子，山本勲著（2006）『デフレ下の賃金変動―名目賃金の下方硬直性と金融政策』東京大学出版会。

中村二朗著（2009）『日本の外国人労働力：経済学からの検証』日経 BP マーケティング（日本経済新聞出版）。

＜論文＞

Addison, T., and Worswick, C. (2002) “The Impact of Immigration on the Earnings of Natives: Evidence from Australian Micro Data.” The Economic Record, 78, pp.68-78.

Altonji, J. G., and Card, D. (1989) “The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Natives.” Industrial Relations Section Working Paper No.256, Princeton University.

Bernstein, J. R., and Weinstein, D. E. (2002) “Do Endowments Predict the Location of Production? Evidence from National and International Data.” Journal of International Economics, 56, January 2002, pp.55-76.

Borjas, G. J. (1994) “The Economics of Immigration,” Journal of Economic Literature ,32, pp.1667-1717.

Bowen, H. P., Leamer, E. E., and Sveikauskas, L. (1987) “Multicountry, Multifactor Tests of the Factor

Abundance Theory" The American Economic Review, 77, pp.791-809

Cortes, P. (2008) "The Effect of Low - Skilled Immigration on U.S. Prices: Evidence from CPI Data." Journal of Political Economy, 116, pp.381-422.

De New, J. P., and Zimmermann, K. F. (1994) "Native Wage Impacts of Foreign Labor: A Random Effects Panel Analysis." Journal of Population Economics, 7, pp.177-192.

Dustmann,C., Frattini, T., and Preston, I. (2013) "The Effect of Immigration along the Distribution of Wages." The Review of Economic Studies, 80, pp.145-173.

Friedberg, R. M., and Hunt, J. (1995) "The Impact of Immigrants on Host Country Wages, Employment and Growth." Journal of Economic Perspectives, 9, pp.23-44.

Leamer, E. E., and Levinsohn, J. (1995) "International Trade Theory: The Evidence." Handbook of International Economics, 3, pp.1339-1394.

Orrenius, P. M., and Zavodny, M. (2007) "Does Immigration Affect Wages? A Look at Occupation-level Evidence" Labour Economics, 14, pp.757-773.

Ortega, J., and Verdugo, G. (2015) "The Impact of Immigration on the Local Labor Market Outcomes of Blue-Collar Workers: Panel Data Evidence" School of Arts and Social Sciences, 15, pp.1-49.

橋本由紀（2009）『日本におけるブラジル人労働者の賃金と雇用の安定に関する考察：ポルトガル語求人データによる分析』日本労働研究雑誌，584，pp.58-72.

濱田国裕（2008）『外国人住民に対する日本人住民意識の変遷とその規定要因』社会学評論，59，pp.216-231

守屋貴司（2012）『日本企業の留学生などの外国人採用への一考察』日本労働研究雑誌，54（6），pp.29-36.

山本かほり，松宮朝（2010）『外国籍住民集住都市における日本人住民の外国人意識―愛知県西尾市，静岡県旧浜松市，長野県飯田市調査から―』日本都市社会学会年報，28，pp.117-134.