

外国人材の受入れが受入国労働市場の賃金水準に与える影響

：台湾における就業サービス法施行を自然実験として

要旨

本稿では、外国人材の受入れが、受入国労働市場に与える影響を検証する。特に先行研究の蓄積が少ないアジアに注目し、台湾における外国人材受入れに関する法制度の施行を自然実験として取り上げ、外国人材受入れが台湾人労働者の賃金に与えた影響を明らかにする。業種・男女別パネルデータを用いた DID 分析の結果、1991 年の就業サービス法施行により外国人材受入れを開始した建設・製造業では、受入れを行っていない他の産業に比べて、月平均賃金が 5-7%減少した。加えて、この賃金減少効果は、製造業従事者と女性に対して特に大きいことが示された。

キーワード

外国人材受入れ、受入国労働者に対する移民の代替性、台湾、DID 分析

執筆者

大阪大学法学部国際公共政策学科

4 年 藤崎航太郎（ふじさきこうたろう）

1.はじめに

香港や韓国など少子高齢化に悩むアジア先進国は、程度の差こそあれ、労働力不足の解決手段となる外国人材への依存を強めてきた。日本でも 2019 年に改正入管法が施行され、新在留資格「特定技能」の創設による大規模受入れ¹が開始された。従来外国人材受入れの役割を担ってきた技能実習制度等の運用を控え、雇用を目的とした在留資格が新設されたことは、日本の諸産業の人手不足の深刻さと、外国人材受入れの必要性の高まりを示している。

外国人材受入れに関する議論には、外国人材が受入国労働者の賃金を下げ、ひいては雇用機会を奪うか、という問題があり、この問題は特に欧米で政治的注目を集めてきた。例えば、2016 年の英国国民投票における Brexit 推進派の躍進や米国におけるトランプ大統領の就任は、「移民が自国民の雇用を脅かしている」という認識に後押しされたと言われている。受入れの規模を大きくする日本を含むアジア先進国でも、外国人材受入れの問題は今後政治的な意味合いを強め、盛んに議論される可能性がある。

移民受入れが賃金・雇用に与える影響については、移民経済学を中心とする学術界でも、「(受入国労働者に対する)移民の代替性」という枠組みの中で、これを量的に推定する試みが続けられてきた。特に移民受入れの社会的・経済的影響が声高に論じられてきた欧米には、実証研究の蓄積がある。後述の通り、先行研究の結果は一致しておらず、代替的とするものもあれば補完的とするものもある。地域や国によっても見解は異なる。

本稿では移民受入れの賃金効果の議論を、アジアに拡張する。特に台湾における就業サービス法施行による、建設・製造業での外国人材受入れを自然実験とし、想定される内生性に対処した上で、外国人材受入れが受入国労働市場の賃金に与える影響を推定する。即ち本稿では「台湾の建設・製造業における外国人材受入れが、台湾国人建設・製造業従事者の賃金に影響を与えたか」を明らかにする。分析手法は、1991 年に外国人材受入れを開始した台湾の建設・製造業を処置群、受入れを行わ

¹ 法務省(2018) p.7-9 によれば、今後 5 年間の受入れ見込み人数は合計で 345,150 人に上る。本稿で分析する建設・製造業は、345,150 人中の 40,000 人・87,650 人を占める最大受入れ規模の産業である。

なかった採鉱業・インフラ関連産業等を対照群とし、1987-96年の業種・男女別パネルデータを用いたDID分析である。分析結果より、外国人材を受け入れた業種の月平均賃金は、受け入れていない業種に比べ5-7%減少した。加えて、台湾での外国人材受入れの賃金減少効果は、製造業従事者と女性に対して特に大きいことが示された。

本稿の貢献は、移民経済学研究の蓄積がほぼ無いアジアから、初めて台湾を対象に分析を行ったことである。分析の際、新たな法制度の施行を自然実験として用いることも特徴である。法制度の施行による積極的な外国人材受入れは、既に難民を含む大規模な移民流入の管理に迫られている多くの欧米諸国では難しい。しかしアジア先進国には、人手不足業種に限って外国人材受入れを政策ベースで行う余裕がある。アジアを対象とするからこそ実施可能な本稿の分析には、法制度の規定に基づく自明な treatment/control の区別と、法制度の施行を境界とする明確な before/after がある。分析は台湾の業種・男女別パネルデータに基づき、業種ごとの固定効果を捉えた推定結果を提示した。そして統計的根拠を示すことで、日本を含むアジア先進国に有益な、外国人材受入れ分野における政策的含意を引き出した。

本稿の構成として、第2章では先行研究を挙げ、結論と研究手法の変遷を整理し、本稿の位置付けと学術的貢献を明らかにする。第3章では台湾の就業服務法について説明する。第4章では仮説、並びに計量分析に用いるモデルとデータを提示する。第5章では分析結果を示し、第6章ではその考察と政策的含意に言及する。

2. 先行研究と本稿の学術的貢献

本章では、外国人材或いは移民が受入国労働市場の賃金水準に与える影響を分析し、移民の代替性に関する示唆を得た研究を、二つの分析手法に注目して紹介する。なお、Factor proportions approach などと呼ばれる別の手法で移民の代替性を検証した研究もある。だがここでは、特に労働市場の定義上立場を異にする二分類のみを紹介する。表2-1,2は分類ごとに先行研究を整理したものである。

留意しておきたいのは、いずれの手法を用いる場合も、移民の代替性を推定する際は、移民の労働市場選択に起因する内生性に対処する必要があるという点である。移民は移住先の労働市場の経済状況を考慮した上で、移住先を決定するため、移民流入は好ましい経済状況(例えば高賃金)にある労働市場に偏りやすい。従って、こ

の内生性に対処せずに推定した移民流入の賃金効果は、正の方向にバイアスの影響を受ける。

Card (1990) や Dustmann et al. (2005) 等、Spatial correlation approaches による分析を行った初期の研究の多くによれば、移民流入は賃金に影響を与えないか、与えるとしても僅かな負の影響に止まる。Spatial correlation approaches では、労働市場を都市や州に対応させて地理的に定義する。そして、異なる規模の移民流入の影響を受けた労働市場間の賃金変化を比較し、移民流入の賃金効果を推定する。

移民の労働市場選択の内生性に対処するため、Card (1990) は、キューバの政情不安を原因にキューバ人が Miami へ集中的に押し寄せた事例 (The Mariel Boatlift) を自然実験として利用する。同研究の DID 分析の結果によれば、移民流入が Miami における賃金・失業率に与えた影響は有意でない。

Dustmann et al. (2005) は、移民は経済状況に加えて既存の ethnic networks の存在を考慮した上で移住先を決定する、という Bartel (1989) の主張に基づき、各地域の historical settlement patterns を操作変数として用いることで内生性に対処する。同研究の分析結果によれば、英国 17 地域への移民流入が賃金・雇用に与える影響は、教育水準ごとに差はあるものの、総じて有意でない。

Borjas (2003) や Steinghardt (2011) 等、昨今の研究の多くは Skill-group approaches による分析を通して、移民流入が有意に賃金を減少させることを示している。Skill-group approaches は、移民の skill distribution がネイティブの skill distribution と一般には一致しないことを踏まえ、異なる規模の移民流入の影響を受けた skill 別労働市場間の賃金変化を比較し、移民流入の賃金効果を推定する。

Skill-group approaches の強みは、spatial correlation approaches が対処を試みてきた内生性に、それ単体で対処できる点にある。Skill-group approaches が分析する労働市場は skill 別のものであり、労働市場への移動はもはや単なる地理的移動ではなく、教育・職能訓練の必要を伴うため、移民は労働市場を自由に選択できない。従って skill-group approaches は、移民の労働市場選択の内生性を克服できるのである。

更に skill-group approaches の推定結果は、spatial correlation approaches より頑健である。Spatial correlation approaches が分析する地理的労働市場では、労働者及び企業が移民流入に地理的移動を通して反応するため、分析する労働市場の地理的

規模ごとに異なる推定結果を引き出し得るが、skill-group approachesはこの問題を解決できる²。

Skill-group approaches を先駆的に用いた Borjas (2003) は、教育年数と労働経験ごとに skill 別労働市場を定義する。同研究の分析結果によれば、米国への移民流入は、(特に low-skilled 労働者の)賃金・労働時間を有意に減少させる。

一方ドイツを分析対象とした Steignhardt (2011) は、教育年数ではなく業種に応じて skill 別労働市場を定義する。ドイツの場合、同教育水準のネイティブと移民であっても、移民に不利な資格要求や人種差別を理由に、異なる業種を選択しやすい。そのため、教育年数で定義された skill 別労働市場の分析は推定にバイアスをもたらす。このバイアスの存在を示し、業種別労働市場を分析した同研究の分析結果によれば、ドイツへの移民流入は(特に清掃業者等の)賃金を有意に減少させる。

先行研究の動向を踏まえ本稿の分析の特徴を二つ挙げる。一点目に、本稿では Steignhardt (2011) 同様、業種により定義された skill 別労働市場を分析する skill-group approaches を用いることで、内生性の影響を受けない推定結果を提示する。特に台湾の場合、第3章で示す通り、外国人材に開かれた受入先業種の選択肢は、建設・製造業で人手不足が著しいものに限られる。そのため本稿の推定結果は、外国人材の労働市場選択に起因する内生性の影響を排除できる。

二点目に、本稿では先行研究に乏しいアジアで、初めて台湾を対象にパネル分析を行う。そして、欧米と異なるアジア固有の skill distribution 類型を考慮した分析結果を示す³。アジア先進国は、受入れに先立ち外国人材に対して特定業種との適性を測る審査や職能訓練を行っている。従って、アジア先進国への外国人材の skill distribution は欧米諸国の場合と比べて高水準であり、ネイティブをより代替しやすい可能性がある。この場合、欧米諸国に比べて大きい賃金減少効果が推定されるだろう。先行研究はアジアの skill distribution 類型についてほぼ議論しておらず、本稿の分析は欧米を中心に発展してきた移民経済学に新たな知見をもたらさう。

² Borjas(2014) p.79-104

³ Dustmann et al. (2005) は、各地域の skill distribution 類型を移民の代替性の議論に取り入れる重要性を示唆した。英米の skill distribution 類型については表 2-1 を参照。

表2-1 移民の対ネイティブ代替性に関する先行研究表 (Spatial correlation approaches)

Spatial correlation approaches				
著者 (年)		標本	主要な結論	関連する議論/副次的な結論
Grossman (1982)	1.内生性の対処; 2.特筆すべき分析手法 2.Translog生産関数を仮定した上での、代替の弾力性のシミュレーション。	米国19都市におけるネイティブ、第二世ネイティブ、外国人労働者(単年クロスセクション)。	1.移民(第二世ネイティブと外国人労働者)とネイティブ間には代替性が存在し、特に第二世ネイティブはネイティブに対してより代替的である。 2.外国人労働者はネイティブよりも第二世ネイティブに対してより代替的である。	資本はネイティブよりも移民に対してより代替的である。
Borjas (1987)	1.操作変数: 都市の特徴(産業構成/公的支援の受給率・総受給量)。 2.Grossman(1982)の分析手法を拡張(一般化レオンチェア関数を仮定した上での、人種の違いを追加的にコントロールしたモデルによるシミュレーション)。	米国84都市における人種別ネイティブグループと人種別移民グループ(単年クロスセクション)。	1.移民と一部のネイティブグループ(例えば白人ネイティブ)間には代替性が存在する。 2.移民と一部のネイティブグループ(例えば黒人ネイティブ)間にはわずかな補充性が存在する。 3.移民間における代替性は対ネイティブのものに比べてより強い。 4.概して、移民流入がネイティブの賃金・雇用に大きい影響を与えたというエビデンスは見つからなかった。	--
Card (1990)	1.自然実験: 母国の政情不安を原因とするキューバ移民の大量流入(The Mariel Boatlift)。	処置群であるMiamiと対照群となる他の米国4都市における非キューバ人(特に黒人と低学歴黒人)と在米キューバ人。	1.キューバ移民の流入が非キューバ人の賃金、雇用量・失業率に大きい影響を与えたというエビデンスは見つからなかった。 2.(新規キューバ移民の賃金が在米キューバ人に比べて低いことを差し引いてもなお)キューバ移民の流入が在米キューバ人の賃金、雇用量・失業率に大きい影響を与えたというエビデンスは見つからなかった。	Miamiにおいて新規キューバ移民は労働市場に急速に吸収されたが、これは企業がキューバ移民流入を自らの成長のために活用したためである可能性がある。
Altonji and Card (1991)	1.操作変数: (Bartel(1989)に基づく) historical settlement patterns。	米国120都市における低スキルネイティブ(高校を中退した男性/黒人男性と女性/高校以下を最終学歴とする白人女性)。	1.移民流入はネイティブ賃金を非常に僅かに減少させる。 2.移民流入がネイティブ労働参加率に大きい影響を与えたというエビデンスは見つからなかった。	ネイティブ労働者と企業が移民流入に対して地理的な移動を通して反応した可能性がある。
Hunt (1992)	1-1.自然実験: アルジェリアのフランスからの独立に次ぐ、アルジェリア人のフランスへの大量流入。 1-2.操作変数: historical settlement patterns、各地域の気候条件(平均気温)。	フランス88地域におけるネイティブ。	1.移民流入はネイティブ賃金を非常に僅かに減少させる。 2.移民流入はネイティブ失業率を非常に増加させる。	(フランスの場合)ネイティブ労働者は移民流入に対して地理的な移動を通して反応した可能性は低い。
Card (2001)	1.操作変数: historical settlement patterns。	米国175都市における6つのskill別(推定される職業別)ネイティブグループ(単年クロスセクション)。	(移民流入の規模が特に大きい地域においてのみ)移民流入はネイティブ賃金・雇用量を僅かに減少させる。	1.ネイティブ労働者が移民流入に対して地理的な移動を通して反応したことを示すエビデンスは見つからなかった。 2.ネイティブと移民によるskillに基づく職業選択をlogitモデルで推定し、(米国の場合)同じ教育年数のネイティブと移民は似た職業を選択している。
Dustmann, Fabbri and Preston (2005)	1.操作変数: historical settlement patterns。	英国17地域における3つの教育年数別ネイティブグループ。	(教育年数ごとに影響の程度が異なることが示唆されたが)移民流入がネイティブの雇用量・労働参加率・失業率・賃金に大きい影響を与えたというエビデンスは見つからなかった。	1.地域ごとのskill distribution類型を移民の代替性の議論に取り入れる必要がある。 2.英国に流入する移民のskill distributionは英国ネイティブのものと似た形状であり、移民のskill distributionがネイティブのものに比べて低い米国とは類型が異なる。

Spatial correlation approachesを用いたその他の先行研究: ホルトガルを対象としたCarrington and Lima (1996); ドイツを対象としたZimmermann (1994)、Pischke and Velling (1997)。

注: 筆者作成。

表2-2 移民の対ネイティブ代替性に関する先行研究表 (Post-spatial-correlation approaches)

Post-spatial-correlation approaches				
Factor proportions/structural/simulation approaches				
著者 (年)	分析手法	標本	主要な結論	関連する議論/副次的な議論
Borjas, Freeman, and Katz (1992)	生産関数の形を独自に仮定し、efficiency unitsを取り入れた上での、代替の弾力性のシミュレーション。	米国における4つの教育年数別ネイティブグループ。	同じ教育年数グループにおいて、移民はネイティブに対して完全代替的である。	--
Jaegar (1996)	生産関数の形を独自に仮定した上での、代替の弾力性のシミュレーション。	米国における8つの教育年数・男女別ネイティブグループ。	同じ教育年数・性別グループにおいて移民はネイティブに対して完全代替的である。	--
Borjas, Freeman, and Katz (1997)	Constant-Elasticity-of-Substitution(CES)型シミュレーション。	米国における280の教育年数・年齢・国籍・男女別ネイティブグループ。	同じ教育年数・経験・性別グループにおいて移民はネイティブに対して完全代替的である。	1.ネイティブ労働者が移民流入に対して地理的な移動を通して反応した可能性がある。 2.地域別賃金水準は、各地域における観察不能な構造的変化による影響を受けやすく、この影響は移民流入による影響を上回るほど大きい。そのため、地域別労働市場を対象とした分析は誤った推定結果を導きうる。
Borjas (2003) Section VII.-	(Hamermesh(1993)に基づく)コブ-ダグラス生産関数を仮定した上でのCES型シミュレーション。	米国における32の教育年数・経験別ネイティブグループ。	同じ教育年数・経験グループにおいて移民はネイティブに対して完全代替的である。	--
Ottaviano and Peri (2006)	Borjas(2003)の分析手法を拡張(一般均衡アプローチに基づく、不完全代替性を考慮したモデルによるシミュレーション)。	米国における32の教育年数・経験別ネイティブグループ。	同じ教育年数・経験グループにおいて移民はネイティブに対して完全代替的ではない(補完的である)。	--
Ottaviano and Peri (2012)	Borjas(2003)の分析手法を拡張(不完全代替性を考慮したモデルによるシミュレーション)。	米国における32の教育年数・経験別ネイティブグループ。	同じ教育年数・経験グループにおいて移民はネイティブに対して完全代替的ではない(補完的である)。	--
Borjas et al. (2012)	Peri(2012)の分析手法を拡張(説明変数の形を訂正した上でのシミュレーション)。	米国における32の教育年数・経験別ネイティブグループ。	(米国の場合)同じ教育年数・経験グループにおける不完全代替性を考慮したモデルと考慮しないモデルのどちらをシミュレーションに用いるかは、移民流入の労働市場への影響の推定結果に大きな違いをもたらさない。	--
Factor proportions/structural/simulation approachesを用いたその他の先行研究: イスラエルを対象としたCohen and Hsieh (2001).				
Skill-group approaches (教育-経験でskillを定義した先行研究)				
著者 (年)	内生性の対処	標本	主要な結論	関連する議論/副次的な議論
Borjas (2003) -Section VI.	Skill-group approachesの応用(skill別労働市場を定義しているため、spatial correlation approachesの場合と異なり、移民は容易に労働市場を選択できない)。	米国における32の教育年数・経験別ネイティブグループ。	移民流入は(特にlow-skilledの)ネイティブの賃金と労働時間を減少させる。	ネイティブ労働者が移民流入に対して地理的な移動を通して反応した可能性がある。
Skill-group approaches (教育-経験による定義)を用いたその他の先行研究: 英国を対象としたManacorda, Manning, and Wadsworth (2006); スペインを対象としたCarrasco, Jimeno, and Ortega (2007).				
Skill-group approaches (業種(-経験)でskillを定義した先行研究)				
著者 (年)	内生性の対処	標本	主要な結論	関連する議論/副次的な議論
Örrenius and Zavodny (2007)	1.Skill-group approachesの応用。 2.操作変数: 米国人の配偶者として入国し、市民権を得た移民の人口。 3.年×地域ダミーの利用。	米国283都市における849(=3(professional/service-related/manual labor)×283)の業種・地域別ネイティブグループ(unbalanced パネル)。	1.移民流入はネイティブ単純労働者の賃金を減少させる。 2.移民流入がネイティブ専門職・サービス業労働者の賃金に大きい影響を与えたというエビデンスは見つからなかった。	分析期間を短期(7年)にとどめたり、分析対象の業種グループを広義に定義したりすることで、ネイティブ労働者と企業の反応に起因するバイアスを軽減することができる。
Steighardt (2011)	1.Skill-group approachesの応用。 2.操作変数: historical settlement patterns.	ドイツにおける36(=3(manufacturing/primary services/secondary services)×12)と72(=6(advanced/not-advanced for each)×12)の業種・経験別ネイティブグループ。	移民流入は(特にprimary servicesにおいて)ネイティブの賃金を減少させる。	(ドイツの場合)職業をskillの代理変数とした推定では強い賃金減少効果が、教育をskillの代理変数とした推定では弱い賃金減少効果が示唆された。この推定結果の違いは教育をskillの代理変数としたことに起因するバイアスによるものである。
Skill-group approaches (職業(-経験)による定義)を用いたその他の先行研究: イスラエルを対象としたFriedberg (2001).				

注: 筆者作成。

3. 1991年就業服務法による外国人材受入れ

3-1.外国人材受入れの経緯

台湾では1980年代後半から、建設業を中心に人手不足問題が顕在化していた。人手不足の要因としては、産業構造のサービス化に加え、1984年労働基準法が成立した後も劣悪な労働条件が放置されてきたことや、若者のサービス業指向が挙げられている⁴。

人手不足の解決策として、台湾政府は1988年前後に外国人材受入れを本格的に検討し始め、1991年には初の公式受入れとして、公共建設事業に約1000名のタイ人労働者を受け入れた。人手が確保できず滞っていた公共建設事業は、完了する2000年代半ばまで積極的に建設業外国人材を雇用し続けた。

留意すべき点として、就業服務法による外国人材受入れ以前の1980年代、既に台湾では約8-10万人の外国人が観光ビザで入国し不法就労していた⁵。1989年には不法滞在者と合法外国人材の入れ替えを目的に、一旦不法滞在者への罰則を停止して帰国を促し、帰国しない不法滞在者に対する取り締まりを強化した⁶。

3-2.就業服務法の内容

1991年12月に成立し、1992年5月に施行された就業服務法は、1992年7月に施行された外国人聘雇許可及管理辦法と併せて、台湾の外国人材受入れに係る諸規定(後述する就業安定費の徴収や、人材仲介業者、受入れ後の管理に係る規定等)を定めた法律である。就業服務法施行の1992年には、先んじて制度を整備し受入れを開始していた建設業に加えて製造業と、本稿では分析対象としないサービス業では、介護・家事労働業での外国人材受入れが公式に認められた⁷。表3-1は就業服務法成立以降の建設・製造業における外国人材人口である。

就業服務法が定める基本事項として、在留期間については、2001年以前は最長3年と定められていた。また、許可された業種以外の業種には従事できず、同業種内

⁴ 江秀華(2015) p.200

⁵ 詹火生(1991) p.8

⁶ 江秀華(2015) p.201

⁷ 制度整備の面で製造業は建設業に1年遅れたが、單驥(2000) p.8によれば1991年10月にも製造業は外国人材受入れを開始しており、実際の受入れ開始時期は両産業とも1991年である。使用データでも、両産業で1991年に総労働者人口が例外的な規模で増加していることが確認できた。

の転職は許可を得た上で3回まで認められる。外国人材は台湾人と同様に全民健康・勞工保険への加入が義務付けられ、賃金・勤務時間にも労働基準法の規定が適用される。具体的には、最低賃金は1万7880元/月、勤務時間は8時間/日、残業時間は最長3時間/日と定められている⁸。

表3-1 建設・製造業における外国人材人口

	建設業			製造業		
	外国人材人口(人)	総労働者人口(外国人材を含む)(人)	外国人材割合(%)	外国人材人口(人)	総労働者人口(外国人材を含む)(人)	外国人材割合(%)
1991	2,999	397,968	0.75	--	2,389,502	--
1992	6,463	450,613	1.43	8,722	2,401,147	0.36
1993	17,287	488,394	3.54	72,327	2,390,309	3.03
1994	28,317	532,940	5.31	109,170	2,433,355	4.49
1995	37,554	532,520	7.05	132,636	2,398,163	5.53
1996	42,434	496,674	8.54	162,482	2,353,405	6.90
1997	42,606	489,853	8.70	165,534	2,382,557	6.95
1998	47,946	476,034	10.07	168,197	2,389,578	7.04
1999	45,446	453,907	10.01	173,735	2,405,275	7.22
2000	37,001	437,265	8.46	181,998	2,458,527	7.40
2001	33,367	402,459	8.29	157,055	2,348,451	6.69
2002	23,341	385,621	6.05	156,697	2,318,801	6.76
2003	14,117	378,969	3.73	162,039	2,372,732	6.83
2004	12,184	383,584	3.18	167,694	2,461,357	6.81
2005	13,306	399,519	3.33	166,928	2,479,470	6.73
2006	11,745	412,718	2.85	169,903	2,510,432	6.77
2007	8,594	424,717	2.02	183,329	2,541,534	7.21

注：労働部全球资讯网・Wang(2011) p.180を参考にした。1991年の製造業における外国人材人口が発表されていないのは、1992年に製造業に関する外国人材受入れ制度が整ったためだと考えられる。しかし本章で言及した通り、製造業における受入れは、実際には1991年から行われている。

3-3.制度の運用状況⁹

台湾の外国人材受入れは主に、(1)外国人材雇用申請から許可取得までの過程と、(2)求人過程に分けられる(図3-1,2)。受入れの目的はあくまで労働力の一時的補填であるので、自国民の就業機会が奪われることを防ぐため、過程(1)では雇用数の設定と台湾人労働者の未充足確認が厳格に行われる。例えば製造業事業所が外国人材雇用申請を行う場合、行政院勞工委員会が決定する雇用数(事業所内台湾人労働者数の約20%が上限)を前提に(図3-1②-③)、3日間の求人広告掲示と以降14日間の応募者受付を経てもなお、台湾人労働者の採用に至らなかった場合にのみ(③-④)雇用許可を取得できる。

過程(2)では、雇用許可を得た事業所は台湾の仲介業者によるサービスを活用する。台湾の仲介業者は、送出国側の仲介業者・政府機関等に求人情報を提供し(図3-2

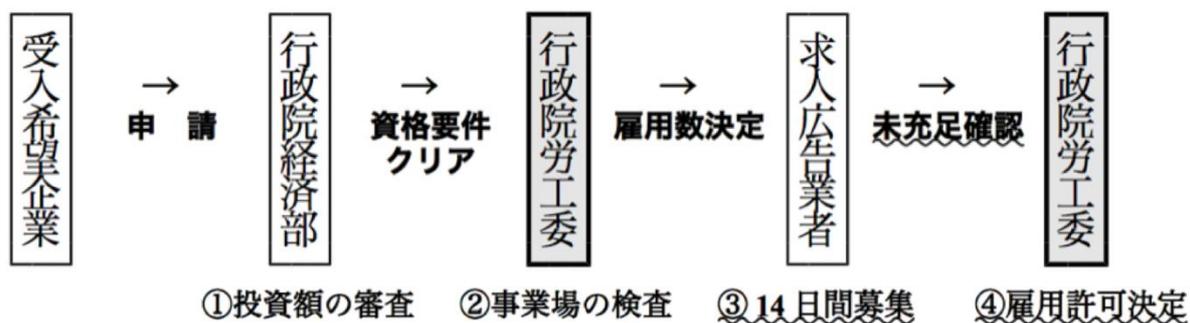
⁸ 江秀華(2015) p.202-209

⁹ 佐野(2004) p.24-30

②)、下請けネットワークを通して希望者を募集した後(③-④)、最終的に雇用主かその委任を受けた仲介業者が面接により候補者を選定する(⑦-⑧)。雇用関係成立後、仲介業者は入境前と入境後に言語・文化教育や就業指導を行うほか、追加的に事業所側も事前研修を行うケースがある。單驥(2000)が154製造業事業所を対象に行った調査によれば、103事業所(約67%)が平均11.25日相当の事前研修を行っている¹⁰。

受入れ過程における厳格な台湾人労働者の未充足確認以外にも、台湾人労働者の就業機会を保護する取り組みは多数行われてきた。例えば、台湾政府は外勞緊縮を方針に掲げ、台湾人労働者単体で人手不足を補填する働き方への移行を推進している。そして、毎年『外籍勞工運用及管理調査』を発行し、生産の自動化や業務の簡素化といった、具体的な外勞緊縮施策の実施度を調査している。また受入れ企業から徴収される、外国人材雇用税にあたる就業安定費は、台湾人失業者に対する職業訓練費等にも充当されている。

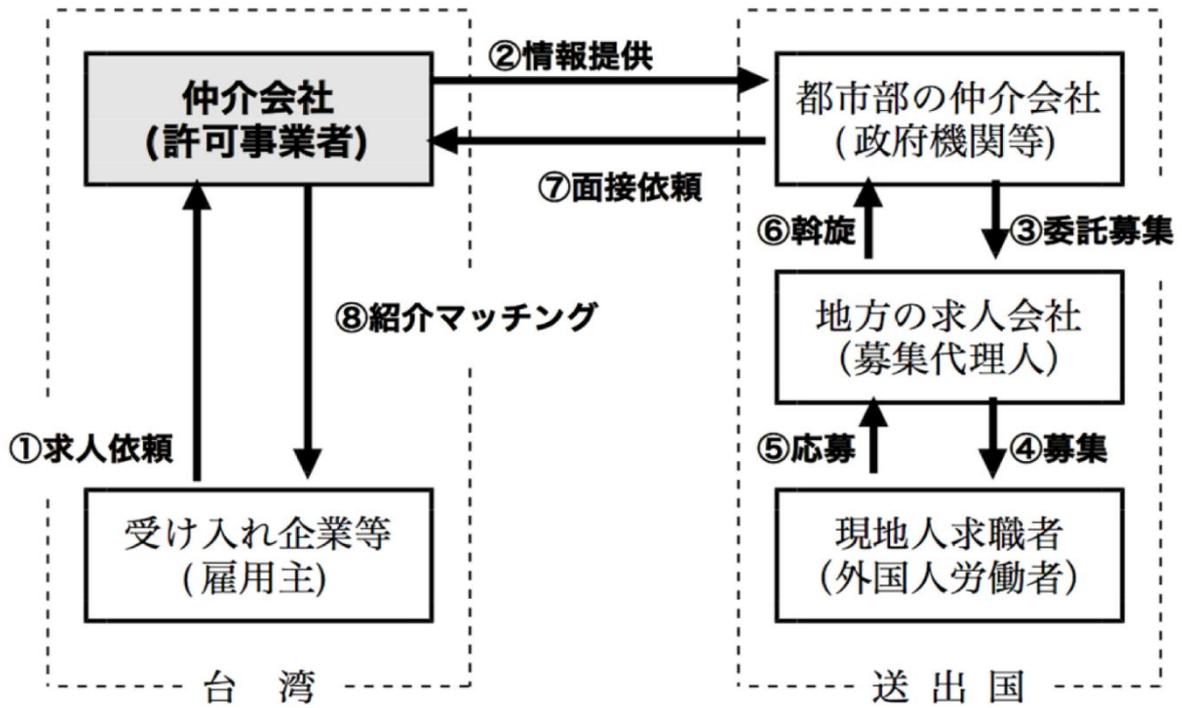
図3-1 外国人材雇用申請から許可取得までの過程(製造業の場合)



注: 佐野(2004) p.25 より

¹⁰ 單驥(2000) p.27-29

図3-2 外国人材雇用許可取得後の求人過程



注: 佐野(2004) p.28 より

4. 仮説と研究手法

4-1. 仮説

本稿では以下の仮説を検証する。

仮説: 台湾の外国人材受入れは、台湾人建設・製造業従事者の賃金を減少させた。

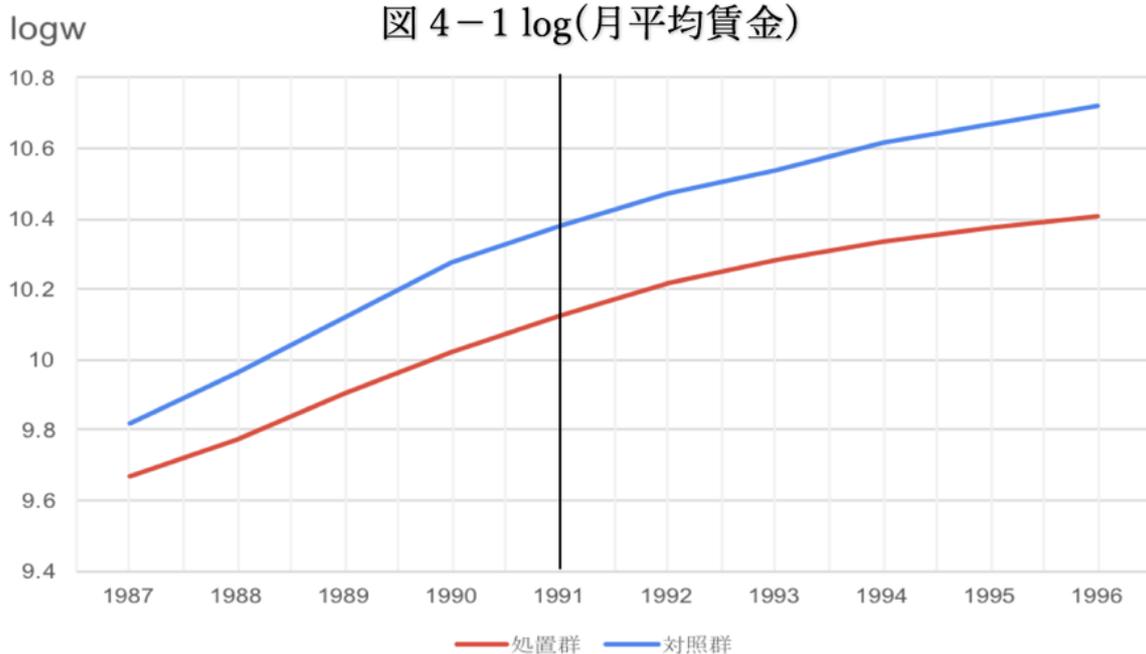
この仮説は「短期的には労働供給の増加は賃金を低下させる」という労働経済学の理論を基に予測されるものである¹¹。この主張には外国人材と受入国労働者が完全代替的であるという前提がある。つまり、同一業種内の外国人材と台湾人労働者が完全代替的である場合に、上記の仮説が成立するはずである。逆に言えば、この仮説を立証できない場合、両者の間に完全代替性が存在しない可能性を検討する。

また依拠した主張の「短期的には」という部分は、労働需要曲線がシフトしていないことを要求している。台湾の外国人材受入れの主な要因は、労働需要の変化というより純粋な人手不足であるため、本稿の分析はこの要求を満たしているといえる。仮に労働需要の変化が存在する場合も、計量分析において労働生産性を説明変数に組み込むことでこれを統制する。

4-2. 分析モデル

本稿では台湾の就業サービス法施行による外国人材受入れを自然実験とし、外国人材受入れの対象である建設・製造業を処置群、対象でない採鉱業・インフラ関連産業等を対照群とした DID 分析を行う。DID 分析を用いた場合、両群に共通の時間による変化と両群の異質性から生じる変化の影響を除去でき、外国人材受入れの純粋な効果の推定が可能となる。

¹¹ Dustmann et al. (2007) p.7-17, Borjas(2016) p.335-337



注：労働部全球资讯网からデータを取得した。

但し DID 分析を実施するには、本来の両群のトレンドが平行である必要がある¹²。平行トレンド仮定を検証するため、図 4-1 に両群の log(月平均賃金) $\log wage$ の変化を示した。観察期間を通して対照群の $\log wage$ は処置群に比べて高いが、外国人材受入れを開始した 1991 年まで、両群のトレンドはほぼ平行である。従って平行トレンド仮定は満たされているといえる。

同時に図 4-1 は、1991 年以降、処置群の $\log wage$ の増加の傾きがより緩やかになり、両群の差が開いていく変化を示している。この変化は処置群の賃金減少を予測する本稿の仮説と整合的である。但し以上の考察は、他の変数を考慮せずに被説明変数の動向を解釈しているに過ぎないため、実際の外国人材受入れの賃金効果の検証は、以下のモデルによる DID 分析の結果に委ねられる。

$$\text{Model1: } \log wage_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Postperiod}_t \times \text{Treatment}_i + \beta_2 \text{Postperiod}_t + \beta_3 X_{it} + u_{it}$$

$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$$

¹² Angrist and Pischke (2009) p.227-243

被説明変数は、業種 i の t 年における $\log(\text{月平均賃金(NT\$)}) \logwage_{it}$ である。月平均賃金は、%解釈を可能にする目的と、後述の ε_{it} が従う分布を正規分布に近づける目的で、 \log 変換を行った。

説明変数には、外国人材受入れ開始¹³後の処置群業種の観測に対し 1 となる $Postperiod_t \times Treatment_i$ と、受入れ開始後の観測全般に対し 1 となる $Postperiod_t$ に加え、共変量 X_{it} を組み込む。 X_{it} には、各業種の観察可能な特性を統制する $\log(\text{月平均労働時間(時間)}) \loghours_{it}$ と $\log(\text{労働生産性}) \logproductivity_{it}$ ¹⁴、トレンドを統制する年ダミー $Year$ か、年 \times 産業ダミー $Year \times Industry$ が含まれる¹⁵。結果の考察では係数 β_1 の値と有意性に注目する。 $\beta_1 < 0$ である場合、仮説が立証されたといえる。

注意事項として、 $productivity_{it}$ には男女別統計が無く、男女全体の場合も建設業業種等に統計が用意されておらず、 \logproductivity_{it} を含むモデルの分析では、業種数が 39 から 28 に減ってしまう。そのため $Year$ と \loghours_{it} のみを共変量とするモデルを特に基本モデル(1)とする。これに \logproductivity_{it} を追加したとき、各業種の労働需要を統制できる。また $Year$ の代わりに $Year \times Industry$ を用いると、産業別トレンド、ひいては成長が著しい産業への移民流入を統制できる。 Orrenius and Zavodny (2007) で年 \times 地域ダミーが内生性の対処法の一つであった¹⁶ように、 $Year \times Industry$ を加えたモデルでは、ただ skill-group approaches を利用する場合よりも、更に移民の労働市場選択の内生性を取り除くことができる。

誤差項 u_{it} は各業種の観察不能な特徴を示す業種別効果 μ_i と確率項 ε_{it} から成る。 ε_{it} はホワイトノイズで $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ に従い、説明変数と相関しないとする。本稿では共変量 X_{it} で捉えられない観察不能な要因を考慮した上で推定を行うため、固定効果 (FE) モデルを用いる。 FE モデルでは μ_i は非確率変数となり、各業種の観察不能な特徴による影響を除去できる。

¹³ 主に 1991 年を指すが、一部業種は 1992-93 年に受入れを開始した。

¹⁴ 労働生産性 $productivity_{it}$ は公式統計で Base period とされていた 2016 年の統計値を 100 とする相対的な指標である。

¹⁵ 業種別男女比、総労働者人口、その両方を共変量に加えたモデルでも分析を行った。しかしどのモデルも F 検定によれば有意ではなく、各モデルの推定結果にもほぼ変化は無かったため、不採用とした。

¹⁶ Orrenius and Zavodny (2007) p.6

4-3.使用データ

本稿では、台湾政府・労働部により公開されている 労働部全球资讯网¹⁷・中華民國統計资讯网¹⁸から得たデータを基に、業種・男女別パネルデータ(1987-1996年の10年間)を作成した。表 4-1,2 にある通り、処置群は外国人材受入れ対象である建設・製造業に属する 24 業種、対照群はそれ以外の 15 業種である。ここで、外国人材受入れを行っていないか、行っているが受入れ規模が極端に小さい一部の製造業業種は対照群に分類した。変数の記述統計は表 4-3,4,5 に示した。

表 4-1 処置群業種

Construction	Construction of Buildings
	Civil Engineering
	Electrical, Plumbing and Other Construction Installation Activities
	Other Specialized Construction Activities
Treatment Manufacturing(1991-)	Manufacture of Wearing Apparel and Clothing Accessories
	Manufacture of Leather, Fur and Related Products
	Manufacture of Wood and of Products of Wood and Bamboo
	Manufacture of Paper and Paper Products
	Manufacture of Rubber Products
	Manufacture of Plastics Products
	Manufacture of Furniture
	Manufacture of Machinery and Equipment
	Manufacture of Motor Vehicles and Parts
	Manufacture of Other Non-metallic Mineral Products
	Manufacture of Basic Metals
	Manufacture of Fabricated Metal Products
	Manufacture of Electronic Parts and Components
	Manufacture of Electrical Equipment
	Manufacture of Other Transport Equipment and Parts
	Treatment Manufacturing(1992-)
Treatment Manufacturing(1992-)	Manufacture of Textiles
Treatment Manufacturing(1993-)	Manufacture of Food Products and Prepared Animal Feeds
	Manufacture of Pharmaceuticals and Medicinal Chemical Products
	Manufacture of Other Chemical Products

注：産業・業種名は公式の英字名称をそのまま引用している。各製造業業種の受入れ開始時期については 單驥 (2000) p.8-22 を参考にした。

¹⁷ (繁体字) <https://www.mol.gov.tw/statistics> …外国人材関連のデータを取得した。

¹⁸ (English) <https://eng.stat.gov.tw> …外国人材関連のデータ以外を取得した。

表 4-2 対照群業種

Control Manufacturing	Manufacture of tobacco products
	Printing and Reproduction of Recorded Media
	Manufacture of Petroleum and Coal Products
	Manufacture of Chemical Material, Fertilizers and Nitrogen Compounds, Plastic and Rubber Materials, Man-made Fibres
	Manufacture of Computers, Electronic and Optical Products
Mining and Quarrying	Repair and Installation of Industrial Machinery and Equipment
	Extraction of Crude Petroleum and Natural Gas
Electricity and Gas Supply	Quarrying of Stone, Sand, Clay and Other Mining
	Electricity Supply
Water Supply and Remediation Activities	Gas Supply
	Water Supply
	Wastewater and Sewage Treatment
	Waste Collection
	Waste Treatment and Disposal
	Materials Recovery, Remediation Activities and Other Waste Management Services

注：産業・業種名は公式の英字名称をそのまま引用している。これらの対照群には、受入れ規模が極端に小さい製造業業種が含まれている。本稿では受入れ規模が極端に小さいかどうかを判断する基準を二つ設けた。(1)外国人材受入れを行った製造業業種全般において、(外国人材を含む)総労働者人口は受入れ開始の1991年を機に減少から増加に転ずるが、その増加人口が5000人を下回る場合、もしくは、(2)1998,99年の統計から算出された業種別外国人材人口(人)/業種別総労働者人口(人)の平均が4%を下回る場合の、どちらかに該当する製造業業種は受入れ規模が小さいとみなし、対照群に分類した。

表4-3 記述統計(全体)

処置群 Treatment	平均	標準偏差	最大値	最小値	中央値
月平均賃金(NT\$) wage	27449.452	8869.038	51094.000	10532.000	26853.500
月平均労働時間(時間) hours	199.295	7.960	218.800	174.900	199.150
労働生産性 productivity	86.989	48.763	283.130	9.090	79.840
(総労働者人口(人))	140312.848	330613.885	2694698.000	5920.000	66676.000
(女性総労働者人口/総労働者人口(%))	36.527	16.390	77.947	9.419	36.233
対照群 Control	平均	標準偏差	最大値	最小値	中央値
月平均賃金(NT\$) wage	36849.019	19055.050	98746.000	9554.000	31787.500
月平均労働時間(時間) hours	191.247	10.178	213.800	154.200	191.900
労働生産性 productivity	55.798	26.978	138.490	18.460	51.125
(総労働者数人口(人))	17077.841	25895.125	185481.000	91.000	7790.500
(女性総労働者人口/総労働者人口(%))	21.831	12.412	63.392	7.337	17.710
Treatment製造業	平均	標準偏差	最大値	最小値	中央値
外国人材人口/総労働者人口(%) foreign	4.606	4.327	21.333	0.000	3.409

注：観測数は基本モデルで390であるが、処置群を産業別に限定したり、logproductivityを追加したりすることで変動する。モデルごとの観測数は推定結果の表に記載されている。()内の変数は分析モデルに組み込まれていないが、標本の特徴を把握するために有用であるため記載した。

表4-4 記述統計(男性)

処置群 Treatment	平均	標準偏差	最大値	最小値	中央値
月平均賃金(NT\$) wage	29002.967	7597.184	46882.000	14661.000	29010.500
月平均労働時間(時間) hours	203.302	7.474	218.800	185.100	203.900
(総労働者数人口(人))	64984.867	34151.352	175776.000	8288.000	64421.000
対照群 Control	平均	標準偏差	最大値	最小値	中央値
月平均賃金(NT\$) wage	35188.260	15635.319	85659.000	12403.000	31393.500
月平均労働時間(時間) hours	196.201	10.292	213.800	162.100	198.300
(総労働者数人口(人))	15858.220	16601.906	61761.000	588.000	9731.500

注：観測数は基本モデルで390であるが、処置群を産業別に限定することで変動する。モデルごとの観測数は推定結果の表に記載されている。()内の変数は分析モデルに組み込まれていないが、標本の特徴を把握するために有用であるため記載した。

表4-5 記述統計(女性)

処置群 Treatment	平均	標準偏差	最大値	最小値	中央値
月平均賃金(NT\$) wage	19026.829	5033.673	30869.000	10532.000	18920.000
月平均労働時間(時間) hours	197.817	7.013	217.500	181.800	197.600
(総労働者数人口(人))	43024.154	36441.953	158418.000	5920.000	24720.500
対照群 Control	平均	標準偏差	最大値	最小値	中央値
月平均賃金(NT\$) wage	25508.133	13400.780	69610.000	9554.000	20945.000
月平均労働時間(時間) hours	189.138	10.369	208.700	154.200	191.200
(総労働者数人口(人))	9886.520	21069.982	92712.000	91.000	1871.500

注：観測数は基本モデルで390であるが、処置群を産業別に限定することで変動する。モデルごとの観測数は推定結果の表に記載されている。()内の変数は分析モデルに組み込まれていないが、標本の特徴を把握するために有用であるため記載した。

分析期間の開始点は、二つの事情を考慮し 1987 年とする。まず第 3 章で言及した 1989 年の不法滞在者送還より前は、人手不足産業の賃金水準が早くも不法滞在者の就労の影響を受けている可能性があり、1989 年より前に分析期間を広げるとは好ましくない。しかし、外国人材受入れ開始前の期間と後の期間の長さにバランスをもたらすため、一定程度遡った時期のデータも分析に取り入れる必要がある。分析期間を 1996 年までとする理由は、アジア通貨危機が起きた 1997 年以降のデータを用いる場合、推定結果が通貨危機による構造変化の影響を受ける可能性があるためである。

注意事項として、使用統計は総労働者の統計であるため、台湾人労働者に外国人材を加えた上で算出されている。従って、 $\log wage_{it}$ が移民の代替性の問題と関わりなく、低賃金で働く外国人材の参入により減少している可能性がある¹⁹。また $\log hours_{it}$ も、長く働く外国人材の参入により増加している可能性がある。そのため本稿では台湾人労働者の純粋な月平均賃金・労働時間を算出し、補正値を用いた分析も行った。しかし表 A-3,4 にある通り、補正後の推定結果は補正前とほぼ同じであり、補正の有無は問題とならない。補正式の詳細については本章では触れず、表 A-3,4 内で説明する。

5. 分析結果

分析に先立ち、パネル分析のうち、変量効果(RE)モデルと FE モデルのどちらを採用すべきかを確認する。Hausman 検定の結果、カイ二乗統計量は 7.02 であり、RE モデルを支持する帰無仮説は有意水準 3%で棄却できる。従って以下では FE モデルの分析結果のみを示す。但し、RE モデルで分析した場合も推定結果はほぼ変わらないことを追記しておく。

5-1.DID 分析

¹⁹ 外国人材の最低賃金保障が存在するため、実際には外国人材と台湾人労働者の賃金の差は大きくない。1998, 99 年の統計の平均値(表 A-2)から、外国人材の月平均賃金は台湾人労働者の 85%(建設業)・96%(製造業)である。同様に労働時間の差も大きくないため、推定結果が補正に左右されなかった理由は、外国人材と台湾人労働者の賃金・労働時間の差が小さいためだと考えられる。

表 5-1 は男女全体を標本とした推定結果で、被説明変数は $\log wage_{it}$ である。外国人材受入れが $\log wage_{it}$ に与える影響を示す $Postperiod_t \times Treatment_i$ の推定値 $\widehat{\beta}_1$ は、建設業の場合を除き全体的に負であり、かつ統計的に有意である。従って、外国人材受入れによる賃金減少効果が示され、仮説が立証される。表 5-1(1)の $\widehat{\beta}_1$ からは、外国人材を受け入れた建設・製造業では他の業種に比べ月平均賃金が 5.2%減少しており、この効果は有意水準 5%で有意であると解釈できる。ここで全体の $\log hours_{it}$ と $\log productivity_{it}$ をみると、両者の符号が正であることから、 $\log productivity_{it}$ が高いほど労働需要が高く、 $\log hours_{it}$ が多いほど月平均で長く働くので、月平均賃金が上昇するのだと自然に解釈できる。従って推定結果にはある程度一般性が保たれているといえる。

(5)-(8)は、内生性への対処のため $Year \times Industry$ を追加した推定結果である。(1)に比べ(5)の $\widehat{\beta}_1$ が小さいことは、(1)の $\widehat{\beta}_1$ は内生的な正の方向へのバイアスの影響を受けていることを示しているかもしれない。但し全体的に(1)から推定結果は大きく変化せず、5-7%の賃金減少効果が一貫して示されている。

(4),(8)は、 $\log productivity_{it}$ を用いて労働需要の変化を統制した推定結果である。再度強調するが、建設業には $\log productivity_{it}$ の統計が無いため、処置群は製造業のみである。(3)と(4)、(7)と(8)を比較すると、 $\widehat{\beta}_1$ は(3)→(4)では約 1.5 倍に変化したがい依然として負であり、(7)→(8)ではほぼ変化がない。以上より、内生性と労働需要を追加的に統制した場合も、一貫して 5-7%の賃金減少効果が支持されている。

(2),(3),(6),(7)は産業別推定結果である。(2),(6)から、建設業では有意な負の $\widehat{\beta}_1$ が示されず、この点は後に続く男女別の推定結果でも同じである。但し建設業の標本数は 4 と小さく、建設業では賃金減少効果が存在しないと直ちに結論づけることは難しい。しかし t 検定の結果、(2)と(3)・(6)と(7)の $\widehat{\beta}_1$ の差に関して、t 統計量は $12.681 \cdot 2.045$ であり、賃金効果に産業間の差は無いとする仮説は有意水準 0%・3%で棄却できる。従って、少なくとも建設・製造業間に賃金効果の差は存在する。

表 5-2,3 は男女別推定結果である。各表の(1),(4)から男性で 5-6%の、女性で 7-8%の賃金減少効果が存在する。女性の $\widehat{\beta}_1$ の方が大きく有意であるため、t 検定を行ったところ、(男 1)と(女 1)・(男 4)と(女 4)の $\widehat{\beta}_1$ の差に関して、t 統計量は $10.441 \cdot 2.694$ であり、賃金効果の男女差は存在しないと仮説は有意水準 0%・0.4%で棄却できる。従って、賃金効果は特に女性に対して有意に大きい。

更に各表の(2)と(3)の $\widehat{\beta}_1$ の差の検定を行うと、(男2)と(男3)・(女2)と(女3)の $\widehat{\beta}_1$ の差に関して、t統計量は10.989・25.485であり、賃金効果に産業間の差は無いとする仮説は、どちらの場合も有意水準0%で棄却できる。従って男女別にみても賃金効果には産業間の差がある。但し男性の(5)と(6)の $\widehat{\beta}_1$ の差の検定では、t統計量は-0.386であり、上の仮説は有意水準10%でも棄却できない。ここでは逆の結果が導かれており、解釈が難しい。一方、女性の(5)と(6)の $\widehat{\beta}_1$ の差の検定では、t統計量は22.614であり、上の仮説は0%で棄却できるため、産業間の差が支持されている。加えて興味深いことに、女性の場合、建設業においては、有意水準1%で有意な約5%の賃金増加効果が示唆されている。

表5-1 外国人材受入れが受入れ対象業種の賃金に与えた影響 (全体)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Treatment	建設+製造業(24業種)	建設業(4業種)	製造業(20業種)	建設+製造業(24業種)	建設業(4業種)	製造業(20業種)	建設+製造業(24業種)	建設業(4業種)
Control	採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)	採+イ+(製)(8業種)	採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)	採+イ+(製)(8業種)	採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)	採+イ+(製)(8業種)	採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)	採+イ+(製)(8業種)
Variables	log(月平均賃金)							
Postperiod x treatment	-0.052** (0.024)	0.000 (0.029)	-0.062** (0.024)	-0.094*** (0.033)	-0.068*** (0.023)	-0.058 (0.060)	-0.068*** (0.023)	-0.072** (0.029)
Postperiod	0.046* (0.026)	0.823*** (0.033)	0.046* (0.027)	0.084** (0.034)	0.058** (0.026)	0.833*** (0.052)	0.058** (0.026)	0.061* (0.031)
log(月平均労働時間)	0.877*** (0.290)	0.686 (0.476)	0.929*** (0.312)	0.768 (0.466)	0.659 (0.426)	0.682 (0.590)	0.723 (0.447)	1.071** (0.400)
log(労働生産性)				0.094 (0.057)				0.057 (0.053)
年ダミー	✓	✓	✓	✓	—	—	—	—
年x産業ダミー	—	—	—	—	✓	✓	✓	✓
観測数 (=Treatment+Control)	390	190	350	280	390	190	350	280
自由度修正済み決定係数	0.968	0.964	0.968	0.970	0.975	0.973	0.972	0.979
t値(238)	t検定 (Ho: $\beta 1(2) = \beta 1(3)$)			12.681	t検定 (Ho: $\beta 1(6) = \beta 1(7)$)			2.045
p値				0.000				0.021

注：()内はRobust標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表5-2 外国人材受入れが受入れ対象業種の賃金に与えた影響 (男性)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treatment	建設+製造業 (24業種)	建設業 (4業種)	製造業 (20業種)	建設+製造業 (24業種)	建設業 (4業種)	製造業 (20業種)
Control	採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)					
Variables	log(月平均賃金)					
Postperiod x treatment	-0.046* (0.024)	0.001 (0.031)	-0.056** (0.024)	-0.061** (0.026)	-0.063 (0.063)	-0.061** (0.026)
Postperiod	0.044* (0.025)	0.824*** (0.034)	0.045* (0.026)	0.060** (0.027)	0.839*** (0.053)	0.059** (0.026)
log(月平均労働時間)	0.735** (0.296)	0.613 (0.493)	0.795** (0.318)	0.444 (0.392)	0.507 (0.574)	0.490 (0.417)
年ダミー	✓	✓	✓	—	—	—
年x産業ダミー	—	—	—	✓	✓	✓
観測数 (= (Treatment+Control) × 10)	390	190	350	390	190	350
自由度修正済み決定係数	0.968	0.962	0.968	0.975	0.972	0.973
	t検定 (Ho: $\beta 1(2)=\beta 1(3)$)			t検定 (Ho: $\beta 1(5)=\beta 1(6)$)		
t値(238)	10.989			-0.386		
p値	0.000			0.650		

注：()内はRobust標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

t検定 (Ho: $\beta 1(\text{male}(1))=\beta 1(\text{female}(1))$)

t値(238) 10.441

p値 0.000

t検定 (Ho: $\beta 1(\text{male}(4))=\beta 1(\text{female}(4))$)

t値(238) 2.694

p値 0.004

表5-3 外国人材受入れが受入れ対象業種の賃金に与えた影響 (女性)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treatment	建設+製造業 (24業種)	建設業 (4業種)	製造業 (20業種)	建設+製造業 (24業種)	建設業 (4業種)	製造業 (20業種)
Control	採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)					
Variables	log(月平均賃金)					
Postperiod x treatment	-0.080** (0.033)	0.036 (0.032)	-0.106*** (0.033)	-0.073*** (0.027)	0.053*** (0.017)	-0.073*** (0.026)
Postperiod	0.064** (0.031)	0.835*** (0.030)	0.075** (0.031)	0.048* (0.027)	0.832*** (0.011)	0.048* (0.027)
log(月平均労働時間)	0.401 (0.516)	0.031 (0.660)	0.278 (0.559)	0.378 (0.498)	0.014 (0.750)	0.407 (0.528)
年ダミー	✓	✓	✓	—	—	—
年x産業ダミー	—	—	—	✓	✓	✓
観測数 (= (Treatment+Control) × 10)	390	190	350	390	190	350
自由度修正済み決定係数	0.957	0.96	0.96	0.969	0.968	0.966
	t検定 (Ho: $\beta 1(2)=\beta 1(3)$)			t検定 (Ho: $\beta 1(5)=\beta 1(6)$)		
t値(238)	25.485			22.614		
p値	0.000			0.000		

注：()内はRobust標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表5-4 DID分析の推定結果の頑健性のチェック(外国人材割合を説明変数とした場合の推定結果との比較)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Sample		処置群製造業(20業種)		
Variables	全体		男性	女性
		log(月平均賃金)		
外国人材割合(%)	-0.006** (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.007** (0.003)	-0.006** (0.002)
log(月平均労働時間)	0.409 (0.565)	0.027 (0.479)	0.624 (0.459)	0.301 (0.464)
log(労働生産性)		0.071 (0.060)		
年ダミー (=年×産業ダミー)	✓	✓	✓	✓
標本数 (=Sample×6)	120	120	120	120
自由度修正済み決定係数	0.942	0.944	0.940	0.952

注1：()内はRobust標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注2：本分析の標本は外国人材割合を推定できる処置群製造業のみである。なぜなら、処置群建設業については、建設業内業種別外国人材人口の統計が用意されておらず、外国人材割合を推定できないためである。製造業のみを観測しているため、年ダミーは年×産業ダミーと言い換えてよく、製造業に固有のトレンドを捉えている。

注3：(製造業業種別)外国人材割合は、建設・製造業における外国人材人口(表3-1)に加え、1998,99年に公表された製造業内業種別外国人材人口(表A-1)から得た製造業内業種別外国人材配分を用いて推定した。

$$\begin{aligned} & \text{"(製造業業種別)外国人材割合(\%)"} \\ & = \{ \text{"(製造業業種別)外国人材人口(人)"} / \text{"(製造業業種別)総労働者人口(人)"} \} \times 100 \\ & = \{ \text{"(製造業内業種別)外国人材配分"} \times \text{"製造業における外国人材人口(人)"} / \\ & \quad \text{"(製造業業種別)総労働者人口(人)"} \} \times 100 \end{aligned}$$

注4：賃金・労働時間の補正において仮定しているように、1991-96年の各年の製造業内業種別外国人材配分が、1998,99年の統計の平均値と等しく一定であるという仮定を置いている。

5-2.頑健性チェック

DID分析の結果の頑健性を判断するため、更に以下のモデルで分析を行い、同様の結果が得られるかを確認した。

$$\begin{aligned} \text{Model2: } \log wage_{it} &= \delta_0 + \delta_1 \text{foreign}_{it} + \delta_2 X_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \mu_i + \varepsilon_{it} \quad t = 1991, \dots, 1996 \end{aligned}$$

本分析では、基本モデル(1)の $Postperiod_t \times Treatment_i$ と $Postperiod_t$ を外国人材割合(%) $foreign_{it}$ に差し替えた場合も、 δ_1 の推定値 $\hat{\delta}_1$ が有意に負であるかに注目する。表5-4のどの場合も $\hat{\delta}_1$ は負で、有意水準5%で有意である。(1),(2)は外国人材人口が1%上昇すると製造業では賃金が0.6%減少すると解釈できる。表4-3より $foreign_{it}$ の平均は約5%であるため、このモデルからは、製造業内男女全体での外国人材受入れの賃金減少効果が約3%(=0.6×5%)であると推定できる。表5-

1(7),(8)の $\widehat{\beta}_1$ の約7%と比較すると約3%という値は小さいが、少なくとも符号と有意性に関して一貫した結果が得られた。

分析モデルの特定化に関してはもう一点記しておきたい。ここまで、移民の労働市場選択の内生性について注意して分析してきたが、政策の内生性、即ち受入れ対象業種の決定に起因する内生性が存在する可能性は残される。第3章で述べた通り、台湾では人手不足に悩む業種が外国人材受入れの対象となった。仮に対象業種の人手不足が、低賃金(のために台湾人労働者を確保できないこと)に起因する場合、政策の内生性が存在する可能性がある。このとき $\widehat{\beta}_1$ は負の方向にバイアスの影響を受ける。しかしながら、本稿のように法制度の施行という社会実験を利用する場合、政策の内生性に対処するのは容易ではない。より無作為実験的に環境や政策が変更された事例を対象とした分析が必要となる。これについては今後の課題としたい。

6.考察と政策的含意

分析結果より、台湾の建設・製造業における外国人材受入れは賃金を有意に5-7%減少させ、建設・製造業では、同一業種内の外国人材と台湾人労働者は完全代替的である。台湾の外勞緊縮方針にみられる、自国民が外国人材に代替される懸念は統計的根拠と整合的であり、外国人材依存脱却の試みや、自国民の就業機会の保護が必要であったことが確認できる。

また5-7%という値は、skill-group approaches を用いた先行研究が推定した欧米での賃金減少効果の値²⁰より大きい。これは、アジア先進国で行われている外国人材の適性審査や職能訓練が、外国人材の skill distribution の水準及び受入国労働者に対する代替性を高めているという説明と矛盾しない結果である。

加えて賃金減少効果は製造業で特に大きく、建設業では存在しない可能性がある。賃金効果に産業間で差がある理由として、幾分資本集約型である製造業は7年という短期で設備を調整しきれなかった一方、建設業は公共事業の拡大(を通じた労働需要の増加)により自在に外国人材を吸収できた可能性がある。また製造業は建設業と異なり一定数のハイテク業種を含むため、流入する外国人材の skill distribution の水準及び受入国労働者に対する代替性がより高く、賃金減少効果が強く現れた可能

²⁰ 本稿で推定された、外国人材人口の1%の上昇による賃金減少効果は、 $foreign_{it}$ の平均が約5%であることからモデル(1)では1-1.4%、モデル(2)では0.6%である。一方、米国を対象とした Borjas (2003)では0.3-0.4%、ドイツを対象とした Steinhardt (2011)では約0.13%と低い。

性がある。政策的含意として、賃金減少効果を抑えるためには、受入国は各業種の労働需要側の環境や特徴を考慮しつつ、受入れ規模や期間を策定すべきである。

更に賃金減少効果は女性に対して特に大きい。賃金効果の男女差の理由として、力仕事及要求されることが多い建設・製造業では、男性の外国人材が女性を優先的に代替している可能性がある。一方女性建設業従事者に対しては賃金増加効果が存在し、外国人材との補完性が示唆されている。補完性の理由として、特に労働集約的な建設業で、女性は元々事務作業など肉体労働以外の役割を担っており、急増した外国人材を管理する業務の需要が増えた可能性がある。政策的含意として、受入国は外国人材による代替効果には男女・業種間の差があることを認識し、就業機会の保護等をより必要とする自国民を特定し、優先的に対応すべきである。

7.おわりに

本稿では、外国人材受入れが受入国労働市場に与える影響を、業種・男女別パネルデータを用いた DID 分析で検証した。就業服務法の施行を通して受入れを開始した台湾の建設・製造業では、受入れを行っていない産業に比べて、月平均賃金が 5-7%減少した。更に賃金減少効果は、製造業従事者と女性に対して特に大きいことが示された。本稿の貢献は、研究の蓄積が少ないアジアで、法制度の施行を自然実験とした分析を行い、統計的根拠に基づく政策的含意を引き出したことである。

本稿の限界は政策の内生性が存在する可能性が残されていることである。政策の内生性に対処するには、より無作為実験的に環境や政策が変更された事例を取り上げる必要がある。他にも、(1)台湾人労働者の教育・経験の情報の欠如、(2)外国人材の性別・教育・経験の情報の欠如、(3)建設業は小標本で、労働需要を考慮できていない点、(4)DID 分析を用いたが、受入れ開始直後は外国人材の増加が穏やかで before/after がやや不明瞭な点を限界として指摘できる。モデル(2)では賃金効果が小さく推定されたが、これには(4)が影響している可能性がある。今後の関連研究には、個票データの活用などを通して、外国人材と受入国労働者両方の skill に関わる、教育や経験といった情報についても、幅広く取り入れて分析することが期待される。

表A-1製造業内業種別外国人材人口

	1998年		1999年		98-99年の平均値	
	外国人材人口(人)	製造業内業種別 外国人材配分(%)	外国人材人口(人)	製造業内業種別 外国人材配分(%)	製造業内業種別 外国人材配分(%)	製造業内業種別 外国人材配分(%)
製造業	165,484	--	169,645	--	--	--
食品製造業	4,349	2.63	4,383	2.58	2.61	2.61
紡織業	32,615	19.71	34,125	20.12	19.91	19.91
成衣及服飾品業	3,641	2.20	2,884	1.70	1.93	1.93
皮革及毛皮業	2,396	1.45	2,353	1.39	1.42	1.42
木竹製品業	1,854	1.12	1,751	1.03	1.08	1.08
家具及装設品業	260	0.16	220	0.13	0.14	0.14
紙漿及紙製品業	3,722	2.25	3,558	2.10	2.17	2.17
印刷及有关事業	127	0.08	206	0.12	0.10	0.10
化学材料業	1,479	0.89	1,493	0.88	0.89	0.89
化学製品業	1,992	1.20	1,716	1.01	1.10	1.10
橡膠製品業	4,914	2.97	4,767	2.81	2.89	2.89
塑膠製品業	11,115	6.72	10,752	6.34	6.52	6.52
非金属礦物業	8,408	5.08	7,512	4.43	4.74	4.74
金屬基本工業	14,232	8.60	11,816	6.97	7.74	7.74
金屬製品業	18,112	10.94	17,372	10.24	10.59	10.59
機械設備業	4,851	2.93	6,736	3.97	3.41	3.41
電力及電子機械業	41,472	25.06	45,248	26.67	25.85	25.85
運輸工具業	6,754	4.08	6,950	4.10	4.09	4.09
精密器械業	828	0.50	720	0.42	0.46	0.46
雜項工業	2,363	1.43	5,083	3.00	2.07	2.07

注1:労働部『1999年外籍勞工運用及管理調査』からデータを取得した。

注2:産業・業種名は公式の繁体字名称をそのまま引用している。表4-1,2の英字名称での業種と比べると、化学製品業・電力及電子機械業・運輸工具業などやや大きい分類が混ざっている点で異なる。

注3:表4-1,2の業種に対応しない分類については、以下のように表4-1,2の業種を対応させた。以下にある業種の製造業内業種別外国人材配分(%)は総労働者人口(人)の割合で配分した。

化学製品業	Manufacture of Other Chemical Products
	Manufacture of Pharmaceuticals and Medicinal Chemical Products
電力及電子機械業	Manufacture of Electronic Parts and Components
	Manufacture of Electrical Equipment
運輸工具業	Manufacture of Motor Vehicles and Parts
	Manufacture of Other Transport Equipment and Parts

注4: 製造業内業種別外国人材配分(%)は以下の式から算出した。

$$\text{製造業内業種別外国人材配分(}\%) = \{\text{業種別外国人材人口(人)} / \text{製造業外国人材人口(人)}\} \times 100$$

表A-2産業別外国人材-台湾人労働者賃金・労働時間割合

	月平均労働時間(時間)			月平均賃金(NT\$)		
	外国人材	台湾人労働者	外国人材-台湾人労働者 労働時間割合	外国人材	台湾人労働者	外国人材-台湾人労働者 賃金割合
1998年						
建設業	263.20	193.20	1.36	21,909	24,451	0.90
製造業	239.77	203.40	1.18	21,006	21,954	0.96
1999年						
建設業	261.43	192.70	1.36	20,645	26,853	0.77
製造業	241.02	207.10	1.16	21,006	21,950	0.96
98-99年の平均値						
建設業	262.32	192.95	1.36	20825.5	24403.5	0.85
製造業	240.40	205.25	1.17	10503	10975	0.96

注: 労働部『1999年外籍勞工運用及管理調査』からデータを取得した。

表A-3 補正前後の推定結果の比較 (全体, 年ダミー使用)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(1')	(2')	(3')	(4')
Treatment	建設+製造業(24業種)	建設業(4業種)	製造業(20業種)		建設+製造業(24業種)	建設業(4業種)	製造業(20業種)	
Control	採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)				採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)			
Variables	log(月平均賃金)				log(補正後月平均賃金)			
Postperiod x treatment	-0.052** (0.024)	0.000 (0.029)	-0.062** (0.024)	-0.094*** (0.033)	-0.052** (0.024)	0.000 (0.029)	-0.062** (0.024)	-0.093*** (0.033)
Postperiod	0.046* (0.026)	0.823*** (0.033)	0.046* (0.027)	0.084** (0.034)	0.046* (0.026)	0.823*** (0.033)	0.046* (0.027)	0.084** (0.034)
log(月平均労働時間)	0.877*** (0.290)	0.686 (0.476)	0.929*** (0.312)	0.768 (0.466)				
log(補正後月平均労働時間)					0.879*** (0.290)	0.687 (0.475)	0.931*** (0.312)	0.771 (0.465)
log(労働生産性)				0.094 (0.057)				0.094 (0.057)
年ダミー	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年x産業ダミー	—	—	—	—	—	—	—	—
観測数 (=Treatment+Control):	390	190	350	280	390	190	350	280
自由度修正済み決定係数	0.968	0.964	0.968	0.970	0.968	0.964	0.968	0.970

表A-4 補正前後の推定結果の比較 (全体, 年×産業ダミー使用)

	(5)	(6)	(7)	(8)	(5')	(6')	(7')	(8')
Treatment	建設+製造業(24業種)	建設業(4業種)	製造業(20業種)		建設+製造業(24業種)	建設業(4業種)	製造業(20業種)	
Control	採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)				採鉱業+インフラ関連産業+一部製造業(15業種)			
Variables	log(月平均賃金)				log(補正後月平均賃金)			
Postperiod x treatment	-0.068*** (0.023)	-0.058 (0.060)	-0.068*** (0.023)	-0.072** (0.029)	-0.068*** (0.023)	-0.058 (0.060)	-0.068*** (0.023)	-0.071** (0.029)
Postperiod	0.058** (0.026)	0.833*** (0.052)	0.058** (0.026)	0.061* (0.031)	0.058** (0.026)	0.833*** (0.052)	0.058** (0.026)	0.061* (0.031)
log(月平均労働時間)	0.659 (0.426)	0.682 (0.590)	0.723 (0.447)	1.071** (0.400)				
log(補正後月平均労働時間)					0.661 (0.426)	0.682 (0.590)	0.725 (0.447)	1.074** (0.399)
log(労働生産性)				0.057 (0.053)				0.057 (0.053)
年ダミー	—	—	—	—	—	—	—	—
年x産業ダミー	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
観測数 (=Treatment+Control):	390	190	350	280	390	190	350	280
自由度修正済み決定係数	0.975	0.973	0.972	0.979	0.975	0.973	0.972	0.979

注1(表A-3,4に共通): ()内はRobust標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注2(表A-3,4に共通): 補正によって回帰係数・標準偏差の推定値が僅かにでも変化した場合、枠で囲い強調した。しかし検定を行ったところ、補正の有無はいずれの変数・モデルの推定結果にも影響を与えていないことが分かった。実際この表からも、補正による変化が無視できるレベルのものであることが分かるため、t検定の結果は省略する。

注3(表A-3,4に共通): 補正においては、建設・製造業における外国人材人口(表3-1)に加え、1998,99年に公表された製造業内業種別外国人材人口(表A-1)から得た(1)製造業内業種別外国人材配分(製造業に従事する外国人材が製造業内業種にどのような割合で配分されているか)と、(2)産業別外国人材-台湾人労働者賃金・労働時間割合(表A-2)を用い、各業種の台湾人労働者の純粋な月平均賃金・労働時間を算出した。

補正後月平均賃金(NT\$)・労働時間(時間)

$$= \text{月平均賃金(NT\$)} \cdot \text{労働時間(時間)} \times \{ (1 - \text{業種別外国人材人口配分}) \times \text{産業別外国人材-台湾人労働者賃金} \cdot \text{労働時間割合} \} / (1 - \text{業種別外国人材人口割合})$$

注4(表A-3,4に共通): 補正に用いた統計は1998,99年分しか確認できなかったため、各年の(1)と(2)が、観察期間を通して1998,99年の(1)と(2)の平均値と等しく一定であるという仮定を置いている。(2)については、第3章で述べた通り、観察期間を通して外国人材に対する最低賃金保障や勤務時間上限は同水準であるため、この仮定は概ね成立していると考えられる。更に追加的な仮定が(1),(2)に関して存在する。(1)については、建設業の統計が無いため、建設業内に従事する外国人材は建設業内の4業種に等しく配分されていると仮定している。(2)を利用した補正に関しては、各業種の外国人材-台湾人労働者賃金・労働時間割合が産業内で一様に等しいと追加的に仮定している。

参考文献表

- Altonji, J. G. and Card, D. (1991) "The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-skilled Natives" in Abowd, J. M. and Freeman, R. B., *Immigration, Trade and the Labor Market*, University of Chicago Press.
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009) "Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion", Princeton: Princeton University Press. p.227-243
- Borjas, G. J. (1987) "Immigrants, Minorities, and Labor Market Competition", *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 40 (3), 382-392.
- Borjas, G. J. (2003) "The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118 (4), 1335-1374.
- Borjas, G. J. (2014) "Immigration Economics", Harvard University Press, 63-129.
- Borjas, G. J. (2017). "Labor Economics (7th)", McGraw-Hill/Irwin, 335-337.
- Borjas, G. J., Freeman, R.B. and Katz, L.F. (1997) "How Much Do Immigration and Trade Affect Labor Market Outcomes?", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1997 (1), 1- 90.
- Borjas, G.J., Freeman, R.B. and Katz, L. F. (1992) "Immigration and the Work Force: Economic Consequences for the United States and Source Areas", University of Chicago Press, 213-244.
- Card, D. (1990) "The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor-Market", *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 43 (2), 245-257.
- Card, D. (2001) "Immigrant Inflows, Native Outflows and the Local Labor Market Impacts of Immigration", *Journal of Labor Economics*, Vol. 19 (1), 22-64.
- Carrasco, R., Jimeno J. F., and Ortega, A. C. (2007) "The Effect of Immigration on the Labor Market Performance of Native-Born Workers: Some Evidence for Spain", *Journal of Population Economics*, Vol. 21(3), 627-648.
- Carrington, W. J. and de Lima, P. J. F. (1996) "The Impact of 1970s Repatriates from Africa on the Portuguese Labor Market", *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 49 (2), 330-347.
- Cohen, S. and Hsieh, C. T. (2001) "Macroeconomic and Labor Market Impact of Russian Immigration in Israel", Bar Ilan University, Department of Economics Working Papers.
- DeNew, J. P. and Zimmermann, K.F. (1994) "Native Wage Impacts of Foreign Labor - A Random Effects Panel Analysis", *Journal of Population Economics*, Vol. 7 (2), 177-192.
- Dustmann, C., Fabbri, F., and Preston, I. (2005) "The Impact of Immigration on the British Labour Market", *Economic Journal*, Vol. 115 (507), 324-341.

- Dustmann, C., Frattini, T., and Glitz A., (2007) "The impact of migration; a review of the economic evidence", Centre for Research and Analysis of Migration, Department of Economics, University College London, CReAM Discussion Paper Series 36/2006
- Friedberg, R. M. (2001) "The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116 (4), 1373-1408.
- Grossman, J. B. (1982) "The Substitutability of Natives and Immigrants in Production", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64 (4), 596-603.
- Hunt, J. (1992) "The Impact of the 1962 Repatriates from Algeria on the French Labor- market", *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 45 (3), 556-572.
- Jaeger, D. A. (1996) "Skill Differences and the Effects of Immigrants on the Wages of Natives", Bureau of Labor Statistics Economic Working Paper No.273.
- Manacorda, M., Manning, A. and Wadsworth, J. (2006) "The Impact of Immigration on the Structure of Male Wages: Theory and Evidence from Britain", *IZA Discussion Paper*, No. 2352.
- Orrenius P. M., M. Zavodny (2007) "Does Immigration Affect Wages? A Look at Occupation-Level Evidence." *Labour Economics*, Vol. 14, 757-773.
- Ottaviano, G. and Peri G. (2006) "Rethinking the Effect of Immigration on Wages", National Bureau of Economic Research, Working Paper #12496, Cambridge, MA.
- Ottaviano, G. and Peri G. (2012) "Rethinking the Effect of Immigration on Wages", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 10 (1), 152-197.
- Pischke, J. S. and Velling, J. (1997) "Employment Effects of Immigration to Germany: An Analysis Based on Local Labor Markets", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79 (4), 594-604.
- Steinhardt, M. F. (2011) "The Wage Impact of Immigration in Germany -New Evidence for Skill Groups and Occupations", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 11, 1-33.
- Wang (2011) "Immigration Trends and Policy Changes in Taiwan", *Asian and Pacific Migration Journal*, Vol. 20 (2), 169-194.
- 江秀華 (2015) 「台湾における外国人労働者の受け入れについて～実態及び政策～」トラン・ヴァン・トゥ/松本邦愛/ド・マン・ホーン編『東アジア経済と労働移動』(pp.193-216) 文眞堂.
- 佐野哲 (2004) 「台湾の外国人労働者受入れ政策と労働市場」, ディスカッションペーパー 229, 世代間利害調整プロジェクト, 一橋大学経済研究所.
- 中村二郎 (2009) 「外国人労働者の受け入れは何をもたらすのか」, 日本労働研究雑誌, 2009年6月号(No.587), 労働政策研究・研修機構, 16-26.
- 法務省 (2018) 「新たな外国人材の受け入れ及び共生社会実現に向けた取組」『法務省ホームページ』, <http://www.moj.go.jp/content/001293198.pdf> (2020年1月15日アクセス)

- 詹火生 (1991) 『開放外籍勞工可能造成的影響及其因應措施』, 中華民國全國總工會刊行雜誌 全總會訊 Vol. 3(4).
- 單驥 (2000) 『台灣外籍勞工政策之探討(E87091)』, 中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心 學術調查研究資料庫.
- 台灣勞動部 (2020) 『勞動部全球資訊網』, <https://www.mol.gov.tw/statistics> (2020 年 1 月 15 日アクセス)
- 台灣政府 (2020) 『中華民國統計資訊網』, <https://eng.stat.gov.tw> (2020 年 1 月 15 日アクセス)