



最低賃金の引き上げが労働市場に与える影響 : 雇用フローの視点から

池山, 聖子
勇上, 和史

(Citation)

神戸大学経済学研究科 Discussion Paper, 2311:1-39

(Issue Date)

2023-07

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100482772>



最低賃金の引き上げが労働市場に与える影響
－ 雇用フローの視点から

池山 聖子
勇上 和史

July 2023

Discussion Paper No. 2311

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

最低賃金の引き上げが労働市場に与える影響

-雇用フローの視点から

池山聖子¹ 勇上和史²

2023年7月4日

要旨

本稿では、2011年から2016年までの複数のデータを用いることにより、異なる母集団における雇用フローに対する最低賃金の影響を比較する。具体的には、事業所規模5人以上の企業における雇用動向を把握する「雇用動向調査」、雇用保険被保険者の雇用動向を捉えた「雇用保険事業月報」、ならびに、主に公共職業安定所を利用する求人および求職者フローをカバーする「職業安定業務統計」に基づいて、入職や離職という労働市場の雇用フローに対する最低賃金の影響を検証する。その結果、分析期間における最低賃金の上昇が地域の就業率に与える影響は統計的に有意ではなかった。また、雇用フローへの影響は用いる統計によって異なっており、一貫した傾向は確認できなかった。しかしながら、本稿で用いた最低賃金の影響に関する指標が5人以上の事業所の賃金分布を基にした指標であることを考慮すれば、零細事業所を除いた企業におけるジョブマッチングでは、最低賃金の上昇は入職や離職者の雇用フローを増大させる可能性が示唆された。

キーワード：最低賃金、雇用フロー、影響率、カイツ指標

JEL Classification：J31, J38, J88

¹ 神戸大学大学院経済学研究科博士課程後期課程 kiyoko.ikeyama1@gmail.com

² 神戸大学大学院経済学研究科 yugami@econ.kobe-u.ac.jp

1 はじめに

労働サービスの価格の下限を定める最低賃金制については、Stigler (1946)の古典的な分析以来、雇用量に与える効果に関して膨大な研究がある。しかしながら、これまでの分析結果は必ずしも一致していない。一方では、完全競争市場における理論予測の通り、最低賃金の負の雇用効果を確認する研究があり (Neumark and Washer 1992, 2008, 2011)、他方で、雇用に対する負の影響はないとする研究もある (Card and Krueger 1994, Manning 2003, Dube et al. 2010)。こうした中、近年の文献では、最低賃金の雇用効果は労働市場の状況に応じて異質性であること、その要因として、買手独占や労働市場の摩擦といった市場の不完全性への考慮が求められるようになっている (Manning 2021)。最低賃金の雇用効果のアウトカムもまた、就業率に代表されるように、ある時点における労働市場の雇用量 (以下、雇用ストックという) だけでなく、一定期間におけるジョブマッチングの成立や解消の大きさ、すなわち雇用フローに注目した研究が多く現れている。

労働市場における雇用ストックの変化は、ある期間における労働者の入職と離職フローのネットの産物である。そのため、いくつかの研究は両者を区別して最低賃金の雇用効果を明らかにしている。このうち、Portugal and Cardoso (2006) は、若年労働者の最低賃金の引き上げは、10代の離職率を大幅に低下させると同時に、入職率も低下させるため、10代の雇用ストックは大きく変化させないことを示している。Dustmann et al. (2022) は、最低賃金が上昇しても雇用ストックは減少せず、低賃金労働者が小規模から大規模事業所へ、低賃金から高賃金の事業所に再配置されることを明らかにしている。Kudlyak, Murat and Tüzemen (2023) は、企業の求人に着目し、最低賃金の上昇は最低賃金付近の賃金で働いている労働者の割合が高い職業 (「リスクのある職業」) の求人を減少させるとしている。

雇用フローを検討するにあたり、摩擦のある労働市場を考えるための枠組みとしてサーチモデルがある。このモデルでは、企業と労働者のマッチの価値と、労働者が転職した場合のアウトサイドオプションの価値が、時間を通じて変化することが離職を決定づける。理論的には、最低賃金の上昇は、賃金が高い求人の到来率が低下することを通じて労働者の職から職への移動フローを低下させる (Dube, Lester and Rech 2016)。あるいは、最低賃金の上昇は、企業にとって、既にマッチの価値が判明している既存労働者を解雇して新たな労働者を探すためのコストを高めるため、既存労働者

の解雇が減る、つまり雇用から失業へのフローが低下すると予想される (Brochu and Green 2013)。これらの理論仮説はいずれも、実証研究においてサポートされており、最低賃金は雇用フローに大きな負の影響を与えることが示されている (Brouch and Green 2013, Dube, Lester and Rech 2016)。

日本においても、最低賃金が雇用フローに与える影響を検証した研究がある。このうち、有賀 (2007) は、最低賃金の引き上げは、高校新卒者の初任給を高める一方、彼ら／彼女らに対する企業の求人数を減らすことを指摘している。Kawaguchi and Mori (2021) は、最低賃金の引き上げは、働き盛りの男女の無業から就業への移行フローを低下させることを明らかにしている。Ohta and Komae (2022) は、最低賃金の引上げ率が、公共職業安定所に登録される新規求人数や新規求職者数、ならびに雇用保険初回受給件数で把握される失業フローに与える影響を分析している。その結果、地域の最低賃金の上昇は、求人数を減少させる一方、求職者数を増加させること、求職者数の増加の一部は、離職に伴う失業者の増加によるものであること、こうした最低賃金上昇の影響は、労働市場の需給が緩んでいる時期や最低賃金の影響を受けやすい都道府県や労働者ほど、顕著であることを指摘している。

このように、日本においても最低賃金の雇用フローへの影響の検証が進められている。しかしそこには、日本のデータに起因する課題も残されている。

第1に、理論的には、最低賃金の上昇は、求人オファーの減少を通じて離職フローと入職 (採用) フローを低下させる可能性があるが、離職フローへの影響の指摘は、Ohta and Komae (2022) の研究に留まる。

第2に、離職や入職フローに関する日本のデータがカバーする労働市場の範囲の問題である。このうち、厚生労働省「職業安定業務統計」は、公共職業安定所に登録される求人と求職者のフローの把握に強みを持つが、広告や民間職業紹介といった他の職業紹介媒体や機関のみに現れる求人や求職者フローを捕捉できない。最低賃金の上昇によって、求人や求職者の質が変化し、その探索ルートが変化した場合には、職業安定業務統計のデータに影響を及ぼす懸念がある。この点について、同じく行政データである厚生労働省「雇用保険事業月報」は、雇用保険の被保険者に係る新規入職や離職フローの全体を把握しており、求人や求職ルートの変化の影響は受けないものの、雇用保険適用者の動向のみを捉えているという留保が付く。他方、厚生労働省「雇用動向調査」は、日本の事業所における入職者と離職者の動向を把握する際の代表的な

公的統計調査であるが、調査対象に常用労働者 5 人未満の零細事業所が含まれていない。

以上の日本のデータの性質を踏まえて、本稿では、2011 年から 2016 年までの複数のデータを用いることにより、異なる母集団における雇用フローに対する最低賃金の影響を比較することを目的とする。具体的には、雇用保険被保険者の雇用動向を捉えた「雇用保険事業月報」、事業所規模 5 人以上の企業における雇用動向を把握する「雇用動向調査」、ならびに公共職業安定所を利用する求人および求職者フローをカバーする「職業安定業務統計」に基づいて、入職や離職に関する雇用フローに対する最低賃金の影響を検証する。その際、最低賃金の指標としては、先行研究と同様に、地域の平均賃金に対する最低賃金の相対的な水準を表すカイツ指標 (Kaitz index) に加えて、最低賃金の改定前の時点で、改定後の最低賃金額を下回ることとなる労働者の割合である「影響率」(Fraction Affected, 以下、FA という) を用いて、分析結果を比較する。

本稿の主な分析結果は次の通りである。2011 年～2016 年の最低賃金の上昇は、影響率でみてもカイツ指標でみても、地域全体の就業率には統計的に有意な影響を与えていない。また、雇用フローへの影響は、用いる統計によって異なっており、一貫した傾向は確認できない。しかしながら、本稿で用いた影響率やカイツ指標(の平均賃金)が、5 人以上の事業所の賃金分布を基にした指標であることを考慮すれば、同じく 5 人以上の規模の入職と離職を捉えた雇用動向調査の結果から、零細事業所を除いた労働市場では、最低賃金の上昇は入職や離職者の移動フローを増大させることが示唆される。

本稿の構成は以下の通りである。2 では、日本の最低賃金制度を説明する。3 では実証モデルとデータを紹介する。4 では分析結果を説明する。5 で結論を述べる。

2 制度的背景

日本では法定の最低賃金制が取られている。現行の最低賃金法は、労働条件の改善、労働者の生活の安定、労働力の質的向上及び事業の公正な競争の確保を目的として、1959 年に制定された。

日本の最低賃金には2種類ある。ひとつは最低賃金法第9条に規定されている地域別最低賃金で、都道府県ごとに決定され、原則として、業種、職種、労働者の年齢等を問わず、すべての労働者に適用される。もうひとつは最低賃金法第15条に規定されている特定（産業別）最低賃金で、都道府県ごとに特定の産業で働く労働者の申出を受け、その必要性が認められた場合に最低賃金が設定される。特定（産業別）最低賃金は、申出や必要性の有無、適用する業種や労働者の範囲等について都道府県ごとの地方最低賃金審議会において審議されている。全く同名の特定（産業別）最低賃金であっても、都道府県により適用になる産業（小分類）、適用になる事業場規模や適用になる労働者の職種・作業の範囲が異なり、他県と比較することはできない。よって、本研究においては、地域別最低賃金に焦点を当てる。

地域別最低賃金の改定のプロセスは次の通りである。最低賃金法では、厚生労働省に中央最低賃金審議会を、都道府県労働局に地方最低賃金審議会を置くことが定められている。最低賃金額の改正にあたっては、まず、毎年6月下旬に厚生労働大臣が中央最低賃金審議会に対し、最低賃金の引上げの目安額を諮問する。中央最低賃金審議会は、厚生労働大臣の諮問に応じ、「中央最低賃金審議会目安に関する小委員会」を設置し、審議を行う。例年、小委員会では合意に至らず、7月下旬に、公益委員見解を目安小委員会報告とし、地方最低賃金審議会がこれを目安額として答申している。中央最低賃金審議会が示す最低賃金の引上げの目安額は全国をA～Dの4つに区分したランク別に示される。地方労働局長は、都道府県の最低賃金引上げ額について地方最低賃金審議会に諮問する。地方最低賃金審議会は、中央最低賃金審議会が示したランクごとの目安額を踏まえ、地域の事情を勘案し、8月上旬に引上げ額を答申する。その答申を受け、地方労働局長が最低賃金額改正を決定する。

具体的に、中央および地方の最低審議会が最低賃金の引き上げを検討する際には、「中央最低賃金審議会全員協議会報告」（1990年4月27日）に基づき、「都道府県の経済指標」、「賃上げの状況」、「賃金の構造」、「低賃金労働者の実態」、「最低賃金の影響」及び「履行確保の可能性」の6つの事項の考慮が求められてきた。ここで「影響率」とは、最低賃金の改定前の時点で、改定後の最低賃金額を下回ることとなる労働者の割合である。表1は、従業員数1～30人以下の事業所を対象とする「最低賃金に関する基礎調査」に基づいて、厚生労働省が公表しているランク別の影響率である。影響率の全国平均は、2007年の最低賃金法改正前は1.5%であったが、2008年

には 2.7%となり、その後も上昇して 2019 年は 13.8%になっている。特に、A ランクの都府県では、2019 年の影響率は 15.3%に達している。図 1 は、都道府県ごとの最低賃金の影響率を表したものである。都道府県ごと、および観測年によって影響率には変動があることがわかる。

<表 1>

<図 1>

最低賃金の影響率が上昇した背景には、最低賃金を巡る政策変更がある。2006 年には、最低賃金でフルタイム労働をした場合に得られる収入が、生活保護制度が定める最低生活費を下回るという「逆転現象」が社会問題として注目を集めた。これを受けて、同法は 2007 年に改正され、最低賃金の設定に当たって、生活保護制度が保障する最低生活費とのバランスを考慮することが求められるようになる。その後は、逆転現象が深刻であった A ランクの都府県を中心として、全国的に逆転現象の解消のための最低賃金の引き上げが行われ、問題の解消後も、経済成長のための政府の戦略として、最低賃金の大幅な引き上げが続いている。

本稿では、地域別最低賃金の変動として、カイツ指標のほか、都道府県別の影響率の変動が雇用フローに与える影響を検証する。前述の通り、従来、最低賃金の引き上げ額の設定に当たって、事前にその影響の大きさへの配慮が求められてきたことは、影響率を用いた最低賃金の雇用効果の識別において、内生性の懸念を生じる。しかしながら、2010 年代以降の日本においては、政府の「成長力底上げ戦略推進円卓会議」や「雇用戦略対話における最低賃金の引上げに関する合意」(2010 年)などを背景として、「中央最低賃金審議会全員協議会報告」(2011 年 2 月 10 日)³において、最低賃金の決定に際しては「法の原則」、「目安制度」及び「雇用戦略対話合意等の時々の事情」を勘案するとされ、「賃上げの状況」や「影響率」が検討事項から除外されることとなった。それ以降、地方最低賃金審議会では、「目安額」が重視されるようになり、近年の最低賃金は、いわゆる「時々の事情」によっ

³ 「中央最低賃金審議会目安制度のあり方に関する全員協議会報告」(平成 23 年 2 月 10 日)
<https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r98520000012l8m-att/2r98520000012la3.pdf> (最終閲覧日 2023 年 6 月 15 日)

て、景気や経営の実態から乖離した、大幅な引上げが行われ続けてきた（「中央最低賃金審議会目安に関する小委員会報告」（令和元年7月30日）⁴。また、地方最低賃金審議会においては「時々の事情に含まれる政府方針への配慮に関して、地方最低賃金審議会において、政府方針ありきの議論ではないか」という意見が出されている状況にある（2023年2月27日 第9回目安制度の在り方に関する全員協議会 議事録⁵）。表2は、中央最低賃金審議会が示した目安額と、地方最低賃金審議会の審議を経て決定した実際の地域最低賃金引上げ額との差である⁶。この表によると、2015年の神奈川県を除き、全都道府県で目安額と同じかそれ以上の最低賃金の引上げが行われている。

<表2>

このように、2011年以降、中央最低賃金審議会における地方毎の引き上げの目安額の決定に際して配慮すべき事項から、影響率が除外されたこと、そして地方最低賃金審議会にとっては、中央の審議会が示した目安額が、事実上の引上げ額の下限として機能している。この事実を踏まえて、本稿では、2011年以降のデータを用いることで、最低賃金の雇用への影響を検証する際に懸念される影響率の内生性の問題を軽減する。

なお、本稿では雇用保険事業月報も用いて、雇用保険加入者の雇用フローの分析も行うが、雇用保険の加入資格は、2017年1月の制度変更によって、65歳以上の高齢労働者にも拡大され、雇用保険資格取得者数が大幅に増加した。しかしながら、公表された雇用保険データでは、被保険者の年齢別の雇用フローが把握できないため、制度変更前の2016年までのデータを用いる。

⁴ 「中央最低賃金審議会目安に関する小委員会報告」（令和元年7月30日）
<https://www.mhlw.go.jp/content/11302000/000652158.pdf>（最終閲覧日 2023年6月15日）

⁵ 「第9回目安制度の在り方に関する全員協議会 議事録」
https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_32873.html（最終閲覧日 2023年6月15日）

⁶ 宮城労働局(2020)「令和2年度第1回宮城地方最低賃金審議会最低賃金専門部会資料」
<https://jsite.mhlw.go.jp/miyagi-roudoukyoku/4/430/r2saichingijiroku.html>（最終閲覧日 2023年6月15日）

以上から、本稿では、2011年から2016年までの6年間のデータを用いて、カイツ指標や、最低賃金の引き上げの影響を受ける労働者の割合である影響率で測った最低賃金の変化が、様々な統計で把握される雇用フローに与える影響を検証する。

3 推定モデルとデータ

3.1 推定モデル

就業率に関する推定モデル

本稿では、最低賃金の雇用フローへの影響を検証する。しかしながら、日本の先行研究のほとんどは、最低賃金の引上げが雇用ストックに与える効果を検証していることから、2011年から2016年という本稿の分析期間における、ストックの雇用に与える効果を確認しておく必要がある。そこでまず、就業率を用いて、最低賃金の影響率やカイツ指標が雇用ストックに与える効果を確認する⁷。

ここでは、都道府県別の就業率に対する最低賃金の影響率の効果を検証した Kawaguchi and Mori (2009) と同様に、地域の固定効果を取り除くため、次のような階差モデルを推定する。

$$\Delta Emp_{jt} = \alpha + \beta FA_{jt-1} + \gamma \Delta RAW_{jt-1} + \delta \Delta lnpop_{jt} + year_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

ただし、被説明変数 Emp は就業者数を人口で除した就業率であり、 ΔEmp_{jt} は都道府県 j の $t-1$ 年から t 年にかけての就業率の変化を表す。 FA_{jt-1} は都道府県 j における $t-1$ 年の最低賃金の改定による影響率であり、後述する「賃金構造基本統計調査」の調査時点である毎年6月時点で測定する。 ΔRAW_{jt-1} は都道府県 j の $t-1$ 年（の6月）から t 年（の6月）にかけての中年男性の実質平均賃金の変化率であり、Card and Krueger (1995) にならって地域全体の労働需要の変動を捉えるために用いる。 $\Delta lnpop_{jt}$ は都道府県 j の $t-1$ 年から t 年にかけての生産年齢（15歳～64歳）人口の変化率であり、地域の労働供給構造の変化をコントロールする。推定は、被説明変数の標準誤差をウェイトに用いた加重最小二乗法（Weighted Least Squares）で行う。

⁷ 総務省「労働力調査」（基本集計）都道府県別結果都道府県別（モデル推計）の四半期データを用いて、就業者数を15歳以上人口で除して就業率を算出する。

また、先行研究では、最低賃金を地域の平均賃金で割ったカイツ指標を用いた分析も多いため、(1)式の FA_{jt-1} を、t-1年からt年にかけてのカイツ指標の変化分($\Delta Kaiz_{jt-1}$)に置き換えた推定も行う。

雇用フローに関する推定モデル

次に、雇用フローをアウトカムとする推定においても、(1)式と同様に、地域の固定効果を取り除くため、次のような階差モデルを加重最小二乗法で推定する（ウェイトには被説明変数の標準誤差を用いる）。

$$\Delta Flow_{jt} = \alpha + \beta FA_{jt-1} + \gamma \Delta AW_{jt-1} + \delta \Delta \ln pop_{jt} + year_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

ただし、被説明変数のFlowは、最低賃金が引き上げられる前年10月から当年9月までの1年間の雇用フローの合計の自然対数形であり、新規入職や離職、失業フローや、公共職業安定所における求人や求職者のフローを用いる。変数の定義は後に詳述する。 $\Delta Flow_{jt}$ は、都道府県jのt-1年からt年にかけての雇用フローの変化分であり、その他の説明変数は(1)式と同じである。また、(2)式についても、影響率をカイツ指標の1階階差に置き換えた推定も行う。

なお、事業所における入職フローと離職フローを捉えた「雇用動向調査」を用いる場合、そのフローは、調査の制約上、各年の上半期（1～6月）の合計となっている。そこで、被説明変数に1～6月を対象とした雇用動向調査の入職者数及び離職者数を用いる場合には、その他の雇用フローの分析、すなわち、雇用保険データの入職、離職、失業フローや、公共職業安定所の求人、求職フローについても、分析期間を揃えて比較するために上半期のみのデータを用いて、(2)式およびカイツ指標を用いた推定モデルを改めて推定する。

3.2 データと変数

雇用フローデータと変数

本稿では、(2)式の階差モデルの被説明変数として雇用フローを用いるが、依拠するデータにより、調査対象やカバーする範囲が異なる。以下では、雇用保険加入者に係る行政データである「雇用保険事業月報」、事業所の入職者と離職者に関する統計

調査である「雇用動向調査」、そして公共職業安定所の求人と求職者に関する行政データである「職業安定業務統計」という、いずれも厚生労働省所管の3つのデータの特徴について詳しく検討する。各データの特徴は表3に示す通りである。

<表3>

第1に、「雇用保険事業月報」は、雇用保険への加入や退出、給付の動向を記録した行政データである。31日以上、週20時間以上働く（予定含む）労働者は雇用保険にカバーされ、ある一定期間におけるそれらの入職と離職、失業フローは、雇用保険資格取得件数、雇用保険資格喪失件数、雇用保険受給決定件数ならびに雇用保険初回受給件数として把握できる。

このうち、雇用保険資格取得件数は、採用（入職フロー）を表す指標である。1人以上の労働者を雇用する事業所が、雇用期間31日以上、週労働時間が20時間以上の契約で労働者を採用した場合、企業は「雇用保険資格取得届」をハローワークに届け出ることが義務付けられている。つまり、雇用保険資格取得件数は、入職経路や雇用形態を問わず、一定期間において、当該条件で採用された入職フローを表している。

次に、雇用保険資格喪失件数は、雇用保険加入者の離職フローを表す指標である⁸。雇用保険加入労働者が、事業所を退職（解雇を含む）した場合、その労働者の雇用保険の受給資格の有無や離職後の状況（失業や転職等）にかかわらず、企業は「雇用保険資格喪失届」をハローワークに届け出ることが義務付けられている。

また、雇用保険資格喪失件数のうちの「事業主都合」には、解雇や退職勧奨、労働者が更新を希望する状況での雇止めが含まれる。本稿では、事業主都合による資格喪失件数に注目するとともに、雇用保険資格喪失件数全体から事業主都合による資格喪失件数を除いたものも「自己都合による資格喪失件数」として用いる。

⁸ Ohta and Komae (2022)は、雇用フローの分析において、失業へのフローの代理指標として、雇用保険事業月報の「雇用保険初回受給件数」を用いた分析も行っている。しかしながら、この指標は、離職して失業に移行した労働者のうち、勤務期間や労働時間の要件から失業保険の受給基準を満たした者に限定されること、また在職中に転職先を見つけて離職した者や、自己都合退職の場合で失業給付の受給までの待機期間中に就職した者は含まれないという点に留意が必要である。そこで本稿では、離職フローを示す指標として、雇用保険資格喪失件数を用いる。

以上の「雇用保険事業月報」は、事業所の規模や入職経路を問わず、全ての新規の入職や離職フローを記録している点に強みを持つ一方で、雇用保険非加入者の動向が捉えられないという欠点がある。この点を巡って、従来、日本の最低賃金付近の賃金を受け取っている労働者の特徴としては、10代の若年層や中年女性が多いことが指摘されている（橋木・浦川 2006、川口・森 2009）。特に、一時的かつ週の労働時間が短い学生アルバイトなどは雇用保険の被保険者となっていないケースが多いと考えられるため、それらが分析から除外される点に留意する必要がある。

第2に、入職、離職フローを表す別の統計として、厚生労働省「雇用動向調査」も用いる。この調査は、常用労働者5人以上を雇用する事業所を対象とした標本調査である。年2回実施され、上半期（1～6月）と下半期（7～12月）のそれぞれの期間において、労働時間や雇用期間を問わず、当該事業所に入職した労働者数と、離職者数を尋ねている。

この調査は、雇用保険の加入の有無や入職経路を問わない雇用フローを捉える点に強みがある一方、常用労働者が5人未満の事業所における雇用動向が把握できないという欠点がある。先に指摘したように、最低賃金の引き上げの影響率は、特に零細規模において無視できない大きさである。「雇用動向調査」を用いた分析では、零細事業所を除外した、相対的に最低賃金引き上げの影響が小さい事業所規模に限った雇用フローの検証となる点に留意する必要がある。

第3に、「職業安定業務統計」では、ハローワークに登録された新規の求人や採用、求職者のフローが把握できる。このうち新規求人数は、当月において新たにハローワークに登録された求人数を示す。ハローワークの利用は無料であるため、企業は有料の民間就職情報誌に求人を掲載する場合でも、ハローワークに求人を登録することが多い。民間における有料職業紹介の場合、採用に結びついた際、求人側は賃金の数か月分の成功報酬を支払う必要があるケースが多いため、ハローワークでは比較的低賃金の求人が多いとされる（河村 2018）。また、公共職業紹介は大企業より中小企業の利用が多いという特徴がある（澤邊 1992）⁹ ¹⁰。

⁹ 新規求人数については、求人を受理したハローワークの所在地別のデータを用いる。

¹⁰ 採用（入職）については、当月においてハローワークの紹介を経て新たに就職した（採用された）件数である「就職件数」がある。ただし、これはハローワークを介した就職のみを捉えており、民間求人誌や縁故による就職は含まれない。就職件数の規模は、入職ルートを限定しない（雇用保険加入者の）採用フローである「雇用保険資格取得件数」の約2割であり、「入職経路と

新規求職者数は当月に新たにハローワークに求職登録をした者の数である。日本では、離職者が失業保険を受給するための要件として求職活動を行っていることがあり、失業保険の受給申請を行うと求職者として登録される。縁故や民間就職情報誌によって次の職を探す意向であっても、ハローワークに求職登録を行うことになる。そのため、新規求職者は離職者のフローの多くを捉えていると考えられる。ただし、前職を離職した者であっても、雇用保険の受給資格がなく縁故や民間求人誌により就職しようとする者や、在職中から民間職業紹介を利用するなどして失業なき労働移動を行う者などは、新規求職者のフローには含まれない。

以上のように、雇用フローに関する行政データや政府統計は、そのカバーする事業所や労働者の範囲が異なっている。そこで、それぞれのフローの数量的な規模と、本稿の分析期間における変化の傾向について確認しておく。

表4は、2012年～2016年（2011年度～2015年度）の各年1月～6月における、都道府県ごとの「雇用動向調査」による入職と離職と、「雇用保険事業月報」による入職と離職、「職業安定統計」による求人と求職の規模の特徴を整理したものである。

北海道、神奈川県、埼玉県、東京都、富山県、静岡県、愛知県においては、雇用動向調査による入職者数が、ハローワークの求人数の規模より大きい。一方、東京都や大阪府などを含む23都府県では、雇用動向調査による離職者数は、ハローワークの求職者数の規模が大きい。

<表4>

東京都や大阪府を除く26都道府県では、雇用動向調査の入職者数は雇用保険事業月報の採用（資格取得件数）の規模より大きく、東京都を含む22都道府県では、雇用動向調査の離職者数は、雇用保険事業月報の離職者数（資格喪失件数）の規模より大きい。また、2011年度～2016年度にかけ、資格取得件数、新規求人数は増加傾向にある一方で、新規求職者数は、減少傾向にある。

しては、ハローワークは約2割」という厚生労働省（2014）の指摘とも整合的である。このように就職件数がカバーする地域の雇用フローの範囲が低いため、本稿では、就職件数の分析を行わない。

図2～図4は、2012年～2016年（2011年度～2015年度）の各年1月～6月における、雇用保険事業月報による入職（資格取得）と離職（資格喪失）、雇用動向調査による入職と離職、そして、職業安定業務統計による求人と求職者のフローの大きさを示したものである。

<図2>

図3より、東京都の入職、離職フローの規模は、雇用保険事業月報のフローが最も高く、次に雇用動向調査のフロー、そしてハローワークの求人、求職フローとなっている。また、ハローワークの新規求職フローは、資格喪失や離職と異なり、観察期間を通じて低下傾向を示している。神奈川県の入職、離職フローの規模は、雇用動向調査のフローが最も高く、次に雇用動向調査の入職のフロー、ハローワーク統計の求人フロー、雇用動向調査の離職フロー、そしてハローワーク統計の求職フローとなっている。東京都と神奈川県のように、隣県であっても特徴が異なる。また、ハローワークの新規求職フローは、東京都同様に、観察期間を通じて低下傾向を示している。一方で、大阪府では、ハローワーク統計の新規求人のフローが最も大きく、次いで雇用保険のフロー、雇用動向調査のフローと続き、東京と同じくハローワーク統計の求職者数のフローの規模が最も小さい。つまり、東京都では、ハローワークの求人や求職フローは、労働市場の一部しか捉えられていない懸念がある。また、東京、神奈川は、大都市であって民間職業紹介をはじめとする様々な職業紹介の媒体や機関があること、労働者に占める高学歴者が多いことなどから、低賃金、生産・サービス職の求人の取り扱いが多いハローワークへの求職者の登録が少ない可能性がある。

図2～図4から読み取れるもう一つの特徴は、東京都をはじめとする多くの都道府県では、雇用保険事業月報のフローの水準が最も高く、雇用動向調査の入職、離職フローがそれを下回っている点である。これは、雇用動向調査の対象に常用労働者5人未満の零細事業所が含まれない点を反映している可能性がある。事実、2016年の総務省「経済センサス」によると、従業者数1～4人の零細事業所が全事業所に占める割合は59.7%と過半数に上ることから、その脱落は雇用フローの絶対数に影響を及ぼしうる。

図5は、2016年の総務省「経済センサス活動調査」より、全事業所数に占める従業者数5人未満の事業所の比率（零細企業率という）と、2016年1月～6月の雇用保険事業月報と雇用動向調査のギャップ率の関係を示している。ここで、ギャップ率は、雇用動向調査における入職（または離職）を、雇用保険事業月報の資格取得件数（または資格喪失件数）で割ったものである。その結果によれば、零細企業率と入職および離職のギャップ率は、それぞれ負の相関が認められる。零細企業が多い地域では、雇用保険事業月報より雇用動向調査の雇用フローの規模が小さい。つまり、零細企業が多い地域では、雇用動向調査が表す労働市場の範囲は雇用保険事業月報が捉える市場より狭い可能性がある。

<図3>

以上述べた通り、地域により雇用保険事業月報が示す労働市場と雇用動向調査が示す労働市場のフローの規模が異なっており、特に雇用動向調査が把握する労働市場のフローの対象範囲は、その地域の零細企業の割合と相関があることが示された。

次に、職業安定業務統計に示されるハローワークの雇用フローについて検討する。Ohta and Komae(2022)をはじめとして、いくつかの先行研究では、雇用フローの変数として、ハローワークにおける求人・求職者数を用いている。しかしながら、近年は、職業紹介において求人情報誌や求人サイトを介した採用が増加し、ハローワークの利用が少ないという指摘がある。

<表5>

表5は、雇用保険事業月報の資格取得数（採用）に対するハローワークの新規求人数と、資格喪失件数（離職）に対するハローワークの新規求職者数（パートを含む常用）、ならびに資格取得数（採用）に対するハローワークの就職件数の各割合を示したものである。前に述べた通り、ハローワークの利用には地域によって大きな差異がある。例えば、雇用保険資格取得数に対する就職件数の比率は、最小値の東京都ではわずか0.7%であるのに対し、最大値の山形県は57%に上る。しかしながら、資格取得件数に対する新規求人や、資格喪失件数に対する新規求職者の相対的な規模をみ

た場合には、それぞれの最小値は大きく上昇するとともに、平均値も約 1.57 や約 1.11 となっており、1（100%）を超えている。ハローワークの利用は無料であり、企業は民間情報誌等で求人活動を行う場合においてもハローワークに求人登録を行うこと、失業者もまた、雇用保険受給のためにハローワークに求職者登録を行っているためであると考えられる。

そこで本稿では、ハローワークに登録される求人と求職者もまた、地域の労働市場全体の求人と求職者がある程度カバーしているを見なして、最低賃金引上げの影響を検証する。

説明変数の定義とデータ

地域別最低賃金は毎年 7 月から地方最低賃金審議会において改定金額の審議が行われる。一般的に 8 月中旬までに答申が出され、所定の手続きを踏んだ後、9 月 1 日前後に公示され、多くの都道府県で 10 月 1 日、遅くとも全都道府県で 10 月上旬には改正される。本稿では、厚生労働省がホームページ上で公表する最低賃金額改定状況を参照し、各年 10 月時点の都道府県別最低賃金額を用いる。

また、本研究では、各年 6 月に調査される厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の賃金分布と、同年の 10 月に改定された最低賃金額を比較し、6 月時点の雇用者のうち、引上げ後の最低賃金額を下回る労働者の割合である影響率を算出する。つまり、影響率は、当年 10 月の最低賃金改定を受けて事後的に決まる変数である。また、影響率とは別に、平均賃金に対する最低賃金の相対的な水準として定義される「カイツ指標」も計算して分析に用いる。ただし、「賃金構造基本統計調査」は、常用労働者 5 人以上を雇用する事業所を対象とした標本調査であり、零細企業の労働者の賃金がデータに含まれていない。影響率の計算に用いる地域の賃金分布や、カイツ指標の計算に用いる平均賃金は、「賃金構造基本統計調査」のマイクロデータを独自集計したものや、公表データに基づいており、零細企業の賃金状況が反映されていない点に留意が必要である。

地域の労働コストの代理変数である中年男性の平均賃金は、「賃金構造基本統計調査」に基づいて、都道府県別の 25 歳～59 歳男性の平均賃金を計算し、各年 6 月の帰

属家賃を除く消費者物価指数（CPI）を用いて実質化して用いる¹¹。また、地域の潜在的な労働力の規模をコントロールするため総務省「住民基本台帳人口」の公表データ（モデル推計値）より、調査年の1月1日の市町村別生産年齢人口（15～64歳）を使用する。

3.3 記述統計量

表6は分析に用いる変数の記述統計量である。2011年～2016年の都道府県別の影響率の平均値は2.4%であるが、最小値の1.4%から最大値の8.7%まで変動が認められる。なお、先に表2で示した通り、厚生労働省が公表している1～30人の事業所を対象とした影響率は、予想される通り、事業所規模5人以上を対象とする「賃金構造基本統計調査」の影響率より高い。しかし、その平均値は、2011年の3.4%から2016年の11.1%へと上昇しており、影響率の上昇傾向は類似している。

<表6>

雇用フローの統計量については、上半期の雇用動向調査における月当たりの入職者数の平均は約15913人、離職者数の平均は約14199人、同時期1～6月の雇用保険資格取得件数の平均値は月あたり15929人、雇用保険資格喪失件数の平均値は月あたり14140人と同じ程度である。雇用安定業務統計の1～6月の新規求人数の平均値は、月あたり約17697人、新規求職者数の平均値は12056人であり、雇用動向調査による離職者数、雇用保険資格喪失件数と比較し、新規求職者数の規模が小さい。

4 推定結果

4.1 就業率に関する推定結果

まず、2011年から2016年までの期間において、最低賃金の変動が就業率に与える影響を確認する。推定結果は表7に示されている。(1)列目より、年平均の就業率に

¹¹ 時間当たり賃金については、最低賃金法第4条の3で定められている手当等を除く必要があるため、(所定内給与額－通勤手当－精皆勤手当－家族手当)を(所定内実労働時間数)で除して算出した。

対して、影響率の推定係数の符号は正であるが統計的に有意ではない。(2)列目は、説明変数にカイツ指標の階差を用いた推定結果であり、カイツ指標の符号は負であるが有意ではない。このように、先行研究に準ずるモデルによる推定結果を見る限り、2011年から2016年においては、最低賃金の引き上げは、就業率に統計的に有意な影響を与えているとはいえない。

<表 7>

4.2 最低賃金の引き上げが雇用フローに与える影響

次に、最低賃金が雇用フローに与える効果を検証する。以下では、「雇用保険事業月報」による採用（雇用保険資格取得）と離職（雇用保険資格喪失件数）、「雇用動向調査」の入職と離職、そして「職業安定業務統計」による公共職業安定所における求人と求職者のそれぞれについて、最低賃金の引き上げの影響を検証する。

雇用保険データによる採用・離職に与える影響

表 8 は、影響率が、雇用保険事業月報の採用（雇用保険資格取得件数）、離職（雇用保険資格喪失件数）及び失業（雇用保険初回受給件数）に与える影響の推定結果である。

<表 8>

(1)列目は、企業が週 20 時間以上勤務する労働者を採用した場合に届け出た「雇用保険資格取得届」の前年 10 月から当年 9 月までの合計件数の自然対数を被説明変数として用いた結果である。最低賃金の影響率の係数は正であるが統計的に有意ではない。(2)列目は、同じ期間における労働者の自己都合による離職を表す「資格喪失件数」の自然対数を用いた場合の結果である。自発的な離職に対して、影響率の係数は正で、10%水準で統計的に有意であり、影響率が 1 ポイント上昇すると、自発的な離職がおよそ 0.18% 上昇することが示されている。(3)列目は、同じ期間における解雇や退職勧奨を含む事業主都合による「資格喪失件数」の自然対数を用いた結果である。影響率の推定係数の符号は正であるが統計的に有意ではなく、事業主都合の

離職が増加するとはいえない。(4)列目は、同じ期間における「雇用保険初回受給決定件数」の自然対数を用いた推定結果である。これは、解雇または自己都合退職者で、失業給付の受給を開始したものであり、雇用保険制度上の失業状態になった者とみなせる¹²。推定結果によれば、影響率の係数の符号は正であるが統計的に有意ではなく、最低賃金の引上げが新規の失業フローに影響を与えているとはいえない。

表9は、主たる説明変数としてカイツ指標を用いた場合の推定結果である。(1)列目では、雇用保険資格取得件数に対するカイツ指標の係数は統計的に有意ではない。(2)列目では、自己都合退職を表す雇用保険資格喪失件数に対する推定係数の符号は負であるが統計的に有意ではない。(3)列目では、事業主都合の離職を表す雇用保険資格喪失件数に対する推定係数の符号は正であるが統計的に有意ではない。(4)列目より、失業を表す雇用保険初回受給件数に関する推定結果では、カイツ指標の係数は統計的に有意ではない。

<表9>

以上から、雇用保険被保険者の雇用フローについては、最低賃金の影響率の上昇は自己都合退職を増加させる可能性がある一方、カイツ指標の上昇は、統計的に有意な影響を与えとはいえなかった。

雇用動向調査による入職・離職に与える影響

雇用動向調査は、上半期（1～6月）と下半期（7～12月）を対象として年2回の調査があるが、最低賃金は毎年10月に改定されることから、本研究では上半期の調査結果を用いる。前節で述べたとおり、雇用動向調査は常用労働者5人以上の事業所を対象として、対象期間内の入職者数及び離職者数を尋ねたもので、調査対象となる労働者の雇用期間や労働時間数に制限はない。

表10は、影響率について、上半期（1～6月）の入職者数、離職者数等の雇用フローに与える影響と、同じく上半期の雇用保険事業月報の雇用フローに与える影響を推定した結果である。(1)列目より、入職者数に関する結果をみると、影響率の係数は

¹² 離職後、受給までの待機期間（2020年8月までは自己都合退職の場合3か月）に職に就いた一時的な失業者は含まれていない。

10%水準で統計的に有意であり、影響率が1ポイント上昇すると、入職者が約2.75%増加する。(2)列目より、離職者数に関する結果をみると、影響率の係数は1%水準で統計的に有意であり、影響率が1ポイント上昇すると離職者は約3.53%増加する。

<表 10>

次に雇用動向調査の対象期間と同じ上半期の雇用保険事業月報による雇用保険資格取得件数（採用）、雇用保険資格喪失件数（自己都合・事業主都合）の結果をみる。(3)列目より、資格取得件数の推定結果は統計的に有意ではない。(4)列目より、自己都合による資格喪失件数に対しては、10%水準で統計的に有意であり、影響率が1%上昇すると自発的離職者数が0.2%増加する。(5)列目より、事業主都合による資格喪失件数について、影響率の係数は正であるが、統計的に有意ではない。(6)列目より、失業状態への移行フローを表す雇用保険初回受給件数については、影響率の係数は正であるが統計的に有意ではない。

このように、最低賃金引上げの影響率が上昇すると、雇用動向調査で把握される労働者数5人以上の事業所規模における入職フローと離職フローは共に増加するが、雇用保険被保険者については、自己都合による離職フローの増加のみが観察され、特に入職フローについて両者の結果が異なることが示された。

表 11 は、最低賃金の変数として、カイツ指標を用いた場合の推定結果である。(1)列目より、雇用動向調査の入職者数に対して、カイツ指標の係数は負であるが、統計的に有意ではない。(2)列目より、雇用動向調査の離職者数に対して、カイツ指標の係数は正であるが、統計的に有意ではない。(3)列目より、雇用保険資格取得件数に対して、カイツ指標の係数は正であるが、統計的に有意ではない。(4)列目より、自己都合退職による雇用保険資格喪失件数に対して、カイツ指標の係数は負であるが、統計的に有意ではない。(5)列目より、事業主都合による雇用保険資格喪失件数については、5%水準で統計的に有意であり、カイツ指標が1ポイント上昇すると解雇等の事業主都合による離職が1.9%増加することが示された。(6)列目より、失業を表す雇用保険初回受給件数に対して、カイツ指標の係数は正であるが統計的に有意ではない。

<表 11>

このように、雇用動向調査が把握する市場、すなわち、常用労働者数5人以上の事業所におけるジョブマッチングにおいては、最低賃金の影響率の上昇は、入職ならびに離職フローの双方を増加させる可能性がある。ただし、平均賃金に対する最低賃金の相対的な水準であるカイツ指標では、このような効果は確認できない。

一方で、全事業所における雇用保険の加入対象者、すなわち短時間や一時的な雇用を除く労働者については、影響率の上昇は、自己都合離職のフローを増加させている。また、カイツ指標で見ると、最低賃金の上昇は、雇用保険加入者の事業主都合による離職フローを増大させる効果が観察された。

以上から、最低賃金の雇用フローへの影響について、一貫した傾向を指摘することは困難である。しかしながら、少なくとも5人以上の事業所規模では、最低賃金引き上げによる賃上げ対象の低賃金労働者が多い地域ほど、離職と入職フローが活発化する関係が確認される。すなわち、零細事業所を除く規模における労働者の移動フローが増大すると言える。特に、離職フローの増加については、雇用保険事業月報における自己都合離職のフローの増加や、事業主都合による離職フローの増加などにも観察される。

ハローワークの雇用フローに与える影響

表12は、影響率が新規求人数及び新規求職数に与える影響について推定した結果である。(1)列目より、最低賃金改定後の10月から翌年9月までの新規求人数(常用)について、影響率の係数は5%水準で統計的に有意であり、影響率が1ポイント上昇すると新規求人が0.4%増加する。(2)列目より、同じく10月から翌年9月までの新規求職者数について、影響率の係数は1%水準で統計的に有意であり、影響率が1ポイント上昇すると新規求職者が0.32%減少する。次に、(3)列目では、主たる説明変数にカイツ指標を用いて同様に推定した結果である。新規求人数に対するカイツ指標の係数は正であるが統計的に有意ではない。(4)列目では、新規求職者数に対して、カイツ指標の係数は1%水準で統計的に有意であり、カイツ指標が1%上昇すると、新規求職者が5.93%減少する。

<表 12>

以上より、最低賃金の引き上げによる影響率の上昇は、ハローワークにおける新規求人を増加させる一方、新規求職者を減少させることが示される。また、新規求職者を減少させる効果は、カイツ指標を用いた場合でも観察される¹³。

ただし、この推定結果は、同じく地域別最低賃金が各都道府県別のハローワークの求人、求職者のフローに与える影響を検証した Ohta and Komae (2022)の発見とは異なる。彼らは、2005年2月から2019年12月の月次データを用いて、都道府県固定効果と月次効果、および都道府県固有の線形トレンドを考慮した場合、最低賃金額（対数最低賃金）の上昇はハローワークにおける求人フローを低下させる一方、求職者フローを増加させることを発見しており、本稿とは逆の結果である。もとより、本研究と Ohta and Komae (2022)では、分析期間やデータの観測単位（年次か月次か）といったデータの観点と、最低賃金以外に、平均賃金（カイツ指標）や中年男性の実質賃金、年固定効果をコントロールするかどうかといった推定モデル上の違いがある。しかしながら、2011年10月から2016年9月までの月次データにより、Ohta and Komae (2022)と同じモデルを用いた場合、求人フローについては、（都道府県固有の線形トレンドを考慮するか否かにかかわらず）年固定効果をコントロールするか否かで推定結果が反転すること、求職者フローについては、モデルの定式化によらず最低賃金の負の効果が確認された。このように、最低賃金の上昇がハローワークの求人と求職者フローに与える影響は、全国共通のマクロショックを考慮するかどうかや観察期間に依存するが、少なくとも、2011年～2016年において、地域固定効果と観察不可能な時点効果をコントロールした場合、最低賃金の上昇はハローワークの求人には正の効果を、求職者には負の効果が確認される。

4.3 考察

¹³ 3.2で述べた通り、ハローワークを通じた求人や求職者のフローと、雇用保険事業月報や雇用動向調査等の他の雇用フローの規模は、都道府県によって異なる。そこで、北海道、埼玉県、東京都、神奈川県、静岡県、愛知県といった、ハローワークを通じたフローの規模が小さい県を除いた推定も行ったが、結果に大きな変化はみられなかった。

以上から、本稿の分析期間の 2011 年～2016 年では、最低賃金の引き上げは、就業率に示される雇用のストックには統計的に有意な影響を与えていないが、雇用のフローには、少なからず影響が確認される。この点について、フローへの影響の方向と統計的な有意水準をまとめた結果が表 13 である。

<表 13>

入職フローでは、5 人以上の事業所への入職率やハローワークの求人に対して正の効果が確認された。他方、離職フローでは、5 人以上の事業所からの離職率や、雇用保険被保険者の自己都合あるいは事業主都合の資格喪失件数には正の効果があり、ハローワークの求職者フローには負の効果が確認された。

本稿で用いた最低賃金の影響率や、(カイツ指標の分母である) 平均賃金が、「賃金構造基本統計調査」による 5 人以上の事業所の賃金分布に基づいていることを勘案すれば、少なくとも零細事業所を除く労働市場では、最低賃金の引き上げによる賃上げ対象の低賃金労働者が多い地域ほど、労働者の移動フローが増大すると言える。ただし、こうした移動フローの増大が、Dustmann et al. (2022)が指摘するように、低賃金労働者(部門)から高賃金労働者(部門)への移動を伴っているかどうかについては、本稿の結果からは一貫した傾向が確認できない。なぜなら、フルタイム常用雇用が多い雇用保険の被保険者でも離職が増加している一方、入職には目立った影響がなく、賃金が比較的低い職業が多いハローワークの求職者については、最低賃金の上昇によって求職者フローが減少しているためである。

この点については、今後、労働者のマイクロデータを用いて賃金や教育等のスキル別にフローへの影響を検証する余地が残されている。

5 結論

日本の最低賃金制度では、都道府県を単位とする地域別最低賃金が多く労働者をカバーしている。従来、地域別最低賃金が労働市場に及ぼす効果に関する研究では、失業率や就業率といった一時点の雇用ストックに与える影響に注目した研究が多

く、雇用フローに着目した研究はまだ少ない。また、離職や入職フローに関する公表統計は、必ずしも労働市場全体をカバーしてないという日本のデータの制約もある。

本研究では、調査対象範囲が異なる複数の統計調査や行政データを用いて、最低賃金の引き上げの影響を受ける労働者の割合である影響率や、地域の平均賃金に対する最低賃金の割合であるカイツ指標の変動が、地域の労働市場における採用や離職のフローに与える影響を検証した。分析結果は次のようにまとめられる。

第1に、2011年～2016年の最低賃金の上昇は、影響率でもカイツ指標でも、地域全体の就業率には統計的に有意な影響を与えていなかった。

第2に、雇用動向調査が把握する市場、すなわち、常用労働者数5人以上の事業所では、最低賃金の影響率の上昇は、入職ならびに離職フローの双方を増加させている可能性がある。ただし、カイツ指標を用いた場合にはこのような効果は明確ではなかった。

第3に、雇用保険事業月報にみる全事業所における雇用保険の加入対象者、すなわち短時間や一時的な雇用を除く労働者については、影響率の上昇は、自己都合離職のフローを増加させている。また、カイツ指標でみると、最低賃金の上昇は、雇用保険加入者の事業主都合による離職フローを増大させる効果が観察された。

第4に、職業安定業務統計にみるハローワークの求人、求職者については、影響率の上昇は新規求人を増加させる一方、新規求職者を減少させることが示された。後者については、カイツ指標を用いた場合でも観察された。

以上から、最低賃金の引き上げが雇用フローに与える影響は用いる統計によって異なっており、一貫した傾向は確認できないと言える。しかし同時に、本稿で用いた影響率やカイツ指標（の平均賃金）が、5人以上の事業所の賃金分布を基にした指標であることを考慮すれば、零細事業所を除いた労働市場では、最低賃金の上昇は平均的には、求人を減少させるのではなく、むしろ増大させることが確認された。また、5人以上の事業所では、最低賃金の上昇によって離職フローも増大する。これは労働市場において、上昇した最低賃金での求人オファーが増加していることと一致した動きであると言える。

ただし、こうした移動フローの増大が、低賃金労働者（部門）から高賃金労働者（部門）へのシフトを伴っているかどうかについては、本稿の分析結果からは明らか

ではなかった。今後は、労働者のマイクロデータを用いて賃金や教育等のスキル別にフローへの影響を検証する必要がある。

また、本稿で用いた賃金構造基本統計調査の影響率は、常用労働者5人以上の事業所の賃金分布によるものであり零細企業が含まれていない。本稿で紹介した通り、1～30人の零細規模を対象とした最低賃金基礎調査の影響率はより高いことが報告されていることから、今後は最低賃金の影響が大きい事業所に焦点を当てた研究も求められる。

謝辞

本稿の作成にあたり、佐野晋平氏、田中喜行氏、李慧慧氏（以上、神戸大学）ならびに村上佳世氏（関西学院大学）より、多くの有益なコメントを頂いた。分析にあたっては、統計法第33条の2第1項の規定に基づき、独立行政法人統計センターから厚生労働省「賃金構造基本統計調査」（2011年～2016年）の調査票情報の提供を受けた。調査票情報の利用にあたっては、神戸大学マイクロデータセンターのオンサイト施設を利用した。これらの関係者の方々に感謝の意を表したい。ただし「賃金構造基本統計調査」に基づく分析結果は、筆者らが独自に作成・加工した統計であり、厚生労働省が作成・公表している統計等とは異なる。また、本稿に含まれる誤りは全て筆者らのものである。

参考文献

- Brochu, P., & Green, D. (2013). The Impact of Minimum Wages on Labour Market Transitions. *Economic Journal*, 123(573), 1203-1235.
- Card, D., & Krueger, A. (1994). Minimum Wages and Employment - A Case Study of The Fast-Food Industry in New-Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(4), 772-793.
- Dube, A., Lester, T., & Reich, M. (2010). Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties. *Review of Economics and Statistics*, 92(4), 945-964.

- Dube, A., Lester, T., & Reich, M. (2016). Minimum Wage Shocks, Employment Flows, and Labor Market Frictions. *Journal of Labor Economics*, 34(3), 663-704.
- Dustmann, C., Lindner, A., Schonberg, U., Umkehrer, M., & vom Berge, P. (2022). Reallocation Effects of the Minimum Wage. *Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 267-328.
- Kawaguchi, D., & Mori, Y. (2009). Is Minimum Wage an Effective Anti-Poverty Policy in Japan? *Pacific Economic Review*, 14(4), 532-554.
- Kawaguchi, D., & Mori, Y. (2021). Estimating the Effects of the Minimum Wage using the Introduction of Indexation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 184, 388-408.
- Kudlyak, M., Tasci, M., & Tüzemen, D. (2023). Minimum Wage Increases and Vacancies. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2022-10*.
- Manning, A. (2003). *Monopsony in Motion*. Princeton University Press.
- Manning, A. (2021). The Elusive Employment Effect of the Minimum Wage. *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), 3-26.
- Neumark, D., & Wascher, W. (1992). Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages - Panel Data on State Minimum Wage Laws. *Industrial & Labor Relations Review*, 46(1), 55-81.
- Neumark, D., & Wascher, W. (2008). Minimum Wages and Low-Wage Workers: How Well Does Reality Match the Rhetoric?. *Minnesota Law Review*, 92(5), 1296-1316.
- Neumark, D., & Wascher, W. (2011). Does A Higher Minimum Wage Enhance the Effectiveness of the Earned Income Tax Credit?. *Industrial & Labor Relations Review*, 64(4), 712-746.
- Ohta, S., & Komae, K. (2022). Vacancies, Job Seekers, and Minimum Wages: Evidence from Public Employment Placement Service Data, *Keio-IES Discussion Paper Series*, DP2022-004.
- Portugal, P., & Cardoso, A. (2006). Disentangling the Minimum Wage Puzzle: An Analysis of Worker Accessions and Separations. *Journal of the European Economic Association*, 4(5), 988-1013.

Stigler, G. (1946). The Economics of Minimum Wage Legislation: *American Economic Review*, 36, 358–65

有賀健(2007)「新卒高卒者の労働市場」林文雄編『経済停滞の原因と制度』勁草書房, 第8章.

川口大司・森悠子 (2009)「最低賃金労働者の属性と最低賃金引き上げの雇用への影響」『日本労働研究雑誌』, 593, 41-54.

河村直樹 (2018)「職業安定法の改正と公的職業紹介をめぐる課題」『大原社会問題研究所雑誌』, 712, 17-28.

厚生労働省(2014)「入職者の入職経路に関する分析」『労働市場分析レポート』第41号(平成26年9月30日)。<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11600000-Shokugyouanteikyoku/0000066757.pdf> (最終閲覧日: 2023年6月15日)

澤邊みさ子 (1992)「職業紹介法施行以後の職業紹介事業の展開: 社会事業から社会政策への脱皮」『三田学会雑誌』, 85(3), 505 (153)-523 (171).

橘木俊詔・浦川邦夫 (2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会.

補論 就業地別の求人フローの分析

3で述べた通り、本稿では、求人にかかるハローワーク別一般職業紹介状況には、求人の受理地別データを用いている。しかしながら、多店舗展開の飲食業や小売店が本社所在地において全国支店分の一括求人を行うことがあることから、東京都、愛知県、大阪府等においては、就業地別データと受理地別データの有効求人倍率の値にかい離がみられることが知られている。

表A1は、推定結果の頑健性チェックのために、厚生労働省が公開している就業地別新規求人データを用いて、10月から翌年9月までの新規求人数に対する影響率の効果について、加重最小二乗法により推定した結果である。(1)列目は、就業地別の新規求人数を用いた推定結果である。その結果は、(2)列目の受理地別新規求人数を用いた推定結果と同様の傾向であり、受理地別データを用いた推定には大きな問題はないことが確認される。

表 A1 就業地別求人データを用いた推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
変数名	$\Delta \ln(\text{就業地新規求人数})$	$\Delta \ln(\text{受理地新規求人数})$	$\Delta \ln(\text{就業地新規求人数})$	$\Delta \ln(\text{受理地新規求人数})$
影響率	0.453*** (0.168)	0.404** (0.186)		
Δ カイツ指標			2.478 (2.361)	2.556 (2.589)
$\Delta \ln(\text{中年男性実質賃金})$	-0.00845 (0.0893)	-0.0536 (0.0986)	0.975 (0.915)	0.959 (1.003)
$\Delta \ln(\text{生産年齢人口})$	0.397 (0.412)	1.470*** (0.429)	0.334 (0.420)	1.396*** (0.434)
2013年ダミー	-0.00829 (0.00765)	-0.00692 (0.00833)	-0.00710 (0.00788)	-0.00606 (0.00852)
2014年ダミー	-0.0525*** (0.00786)	-0.0534*** (0.00854)	-0.0197 (0.0330)	-0.0195 (0.0362)
2015年ダミー	-0.0155** (0.00781)	-0.0222** (0.00854)	-0.0206** (0.00851)	-0.0269*** (0.00923)
定数項	0.0669*** (0.00929)	0.0830*** (0.00982)	0.0657*** (0.0152)	0.0799*** (0.0164)
観測値数	188	188	188	188
決定係数	0.300	0.290	0.276	0.276

<表>

表1 ランク別の影響率の推移

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
A	1.0	1.2	1.8	1.9	1.1	4.4	4.0	5.7	10.7	9.3	12.8	14.5	14.5	15.3	15.3
B	1.3	1.3	1.9	2.8	1.9	3.2	2.9	3.1	5.4	5.2	6.0	8.6	9.8	12.3	12.3
C	2.2	1.7	2.6	3.2	3.1	4.3	3.1	5.2	5.5	6.6	6.9	8.6	9.6	12.7	12.7
D	2.4	2.5	3.1	3.7	2.4	4.6	3.4	5.0	6.0	6.2	7.4	10.1	10.3	13.3	13.3
全国	1.6	1.5	2.2	2.7	2.7	4.1	3.4	4.9	7.4	7.3	9.0	11.1	11.9	13.8	13.8

出所：平成23年度及び令和2年度中央最低賃金審議会資料より作成。

表2 ランク別の目安額と最低賃金引き上げ額との差

ランク	都道府県	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
A	東京	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	神奈川	0	0	0	0	0	-1	0	0	0	0
	大阪	0	0	0	0	0	+1	0	0	0	0
	愛知	+3	+1	+3	+3	+1	+1	0	0	0	0
	埼玉	+1	0	0	+2	+2	0	+1	0	0	0
	千葉	+6	0	+2	+2	+2	0	0	0	0	0
B	京都	0	+1	0	+2	+1	0	0	0	0	0
	兵庫	0	+2	0	0	0	0	+1	0	+1	+1
	静岡	+2	+2	+3	+2	+1	0	0	0	0	0
	滋賀	+3	+2	+3	+2	+1	0	0	0	0	0
	茨城	+2	+1	+3	+2	+1	0	0	0	0	0
	栃木	+2	+2	+1	+1	0	0	0	0	0	0
	広島	0	0	0	+2	+2	+1	0	0	0	0
	長野	+2	0	+2	+1	0	0	0	0	0	0
	富山	+2	0	+4	0	+1	0	0	0	0	0
	三重	+2	+2	+3	+1	+1	0	0	0	0	0
C	山梨	+2	0	+1	+1	+1	0	0	0	0	0
	群馬	+2	+1	+2	+1	0	0	0	0	+1	0
	岡山	+3	+1	+2	+2	+2	0	0	0	+1	0
	石川	+2	0	+2	+1	0	+1	0	0	0	0
	香川	+2	+2	+3	+2	+2	+1	+1	0	+1	0
	奈良	+2	+1	+2	+1	0	0	0	0	0	0
	宮城	+2	*	0	+1	0	0	0	0	+1	0
	福岡	+2	+2	+2	+1	+1	0	0	0	0	+1
	山口	+2	+2	+2	+1	0	0	0	0	0	+1
	岐阜	0	0	+2	+1	0	0	0	0	0	0
	福井	+2	0	+2	+1	+1	0	0	0	0	0
	和歌山	0	0	+1	+1	0	0	0	0	+1	+1
	北海道	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	新潟	+2	+1	+2	+2	0	0	0	+1	0	+1
徳島	+2	+1	+3	+2	0	0	0	0	+1	+1	
D	福島	+3	*	+2	+1	+1	0	0	0	+1	0
	大分	+2	+3	+2	+1	0	+1	0	0	+2	+2
	山形	+4	+1	+3	+1	+2	0	0	0	+1	+1
	愛媛	+2	+2	+3	+2	+1	0	0	0	+2	0
	島根	+2	+3	+2	+2	+2	+1	+1	0	+1	0
	鳥取	+2	+3	+3	+1	0	0	+1	+1	+1	+2
	熊本	+3	+3	+2	+1	0	+1	0	0	+2	+2
	長崎	+3	+3	+3	+1	0	+1	0	0	+2	+2
	高知	+1	+2	+3	+2	0	0	+1	0	+2	+2
	岩手	+3	*	+4	+2	0	+1	0	0	+1	+2
	鹿児島	+2	+4	+3	+1	0	0	0	0	+1	+3
	佐賀	+3	+3	+3	+1	+1	0	0	0	+2	+2
	青森	+2	+1	+2	+1	+1	0	0	0	+1	+2
	秋田	+3	+1	+3	+1	+1	0	0	0	+1	+2
宮崎	+3	+3	+3	+1	0	0	0	+1	+2	+2	
沖縄	+3	+2	+4	+1	0	0	0	+1	+2	+2	

注：2011年に発生した東日本大震災の影響が大きい東北3県（岩手、宮城、福島県）には目安額が示されていない。

出所：令和2年度宮城労働局最低賃金審議会資料より作成

表3 雇用フローデータの特徴と変数の定義

データ名	対象事業所	対象労働者	採用/入職	離職
雇用保険事業 月報	1人以上の労働者 を雇用する 事業所	雇用保険加入者。 雇用期間31日以上、週20時間以上 労働する（予定含む）労働者	雇用保険資格取得 件数： 入職経路を問わず、新たに週20時間以上働く予定の労働者を雇用した数	雇用保険資格喪失 件数： 週20時間以上労働する雇用保険の対象労働者の解雇、契約満了時の雇止め及び退職勧奨等の事業主都合等による離職数、自己都合を含め労働者が事業所と雇用契約を解除した数
雇用動向調査	5人以上の常用労働者を雇用する事業所	労働時間、雇用期間にかかわらず、6か月間に雇用・離職した労働者のすべてが対象	入職者数： 入職経路、労働時間を問わず、調査対象期間内に採用した数	離職者数： 解雇、転職等問わず、調査対象期間内に離職した労働者数
職業安定業務統計	ハローワークを利用する事業所	ハローワークを利用する求職者（在職者、失業者、無業者）	新規求人数： 当月において、ハローワークに企業が登録いた新たな求人数	新規求職者数： 当月において、ハローワークに新たに登録した求職者の数

表4 雇用動向調査の入職離職数と他データとの比較

入職者数（雇用動向調査）が新規求人数（HW）より大きい	北海道 静岡	埼玉 愛知	東京	神奈川	富山
離職者数（雇用動向調査）が求職者数（HW）より大きい	岩手 神奈川 愛知 広島	栃木 富山 三重 山口	群馬 石川 京都 福岡	埼玉 岐阜 大阪	東京 静岡 兵庫
入職者数（雇用動向調査）が資格取得件数（雇用保険データ）より大きい	岩手 栃木 富山 愛知 広島 鹿児島	宮城 埼玉 石川 三重 山口	秋田 千葉 福井 滋賀 愛媛	山形 神奈川 岐阜 兵庫 佐賀	茨城 新潟 静岡 奈良 宮崎
離職者数（雇用動向調査）が資格喪失件数（雇用保険データ）より大きい	北海道 東京 和歌山 香川 熊本	宮城 福井 鳥取 愛媛 沖縄	秋田 山梨 島根 高知	福島 長野 岡山 福岡	茨城 大阪 徳島 長崎

表5 求人数・求職者数と雇用保険データの採用・離職・就職件数の比率

	観測値数	平均値	標準誤差	最小値	最大値
新規求人数					
／資格取得件数（採用）	235	1.5693	9.3176	0.6682	2.3768
新規求職者数					
／資格喪失件数（離職）	235	1.1094	0.2361	0.298	1.6719
HW 就職件数					
／資格取得件数（採用）	188*	0.3438	0.103	0.0706	0.5703

注：2011年の就職件数公表なし。

表 6 記述統計量

変数名	観測値数	平均	標準誤差	最小値	最大値
影響率	235	0.0239	0.0138	0.00800	0.0870
就業率	235	0.565	0.0245	0.517	0.625
雇用保険資格取得件数(年度)	235	165272.20	266575.60	26909	1828393
雇用保険資格喪失件数(年度)	235	152830.60	242340.50	25529	1629276
雇用保険資格喪失件数・事業主都合(年度)	235	11315.73	18430.82	1678	143984
雇用保険初回受給件数(年度)	235	28655.09	26262.43	6117	138811
新規求人数(年度)	235	208405.10	219818.30	45272	1526096
新規求職者数(年度)	235	131805.60	113735.20	33373	643175
入職者数（動向調査／上半期）	235	95477.02	130622.30	9900	1025300
離職者数（動向調査／上半期）	235	85192.34	114288.80	9600	777900
雇用保険資格取得件数(1~6月)	235	95573.63	152758.9	15974	1058444
雇用保険資格喪失件数(1~6月)	235	84838.97	131898.6	14487	881849
雇用保険資格喪失件数・事業主都合(1~6月)	235	6351.864	10160.67	903	78081
雇用保険初回受給件数(1~6月)	235	14673.1	13156.37	3291	68626
新規求人数(1~6月)	235	106183.1	111379.7	22968	774076
新規求職者数(1~6月)	235	72336.52	61837.98	18410	347676
零細企業率	235	0.597	0.024	0.545	0.647
生産年齢人口	235	168369.400	175623.500	33000	899000
中年男性実質平均賃金	235	1957.605	235.128	1570.835	2858.698
年度	235	2013	1.417232	2011	2015

表 7 就業率に関する推定結果

変数名	(1) △就業率	(2) △就業率
影響率	0.00133 (0.0286)	
△カイツ指標		-0.0299 (0.392)
△ln(中年男性実質賃金)	-0.00702 (0.0159)	-0.0185 (0.151)
△ln(生産年齢人口)	0.0427 (0.0732)	0.0432 (0.0735)
2013年ダミー	0.00538*** (0.00128)	0.0491 (0.359)
2014年ダミー	0.00342** (0.00135)	0.0474 (0.359)
2015年ダミー	0.00173 (0.00137)	0.0455 (0.360)
定数項	0.000796 (0.00160)	-0.0427 (0.356)
観測値数	188	188
決定係数	0.100	0.100

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。括弧内は頑健な標準誤差を示している。

表 8 影響率が雇用保険加入者の雇用フローに与える効果

	(1)	(2)	(3)	(4)
変数名	△ln(資格取得件数)	△ln(資格喪失件数:自己都合)	△ln(資格喪失件数:事業主都合)	△ln(初回受給件数)
影響率	0.0405 (0.124)	0.180* (0.0952)	0.118 (0.623)	0.0825 (0.219)
△ln(中年男性実質賃金)	-0.0284 (0.0534)	0.00289 (0.0411)	-0.710*** (0.271)	-0.0428 (0.0945)
△ln(生産年齢人口)	1.794*** (0.298)	1.460*** (0.229)	1.210 (1.509)	-0.0768 (0.531)
2013年ダミー	0.0244*** (0.00479)	0.0115*** (0.00369)	-0.128*** (0.0241)	-0.119*** (0.00846)
2014年ダミー	0.000566 (0.00511)	-0.00143 (0.00393)	-0.181*** (0.0258)	-0.0629*** (0.00903)
2015年ダミー	-0.0290*** (0.00495)	-0.0104*** (0.00381)	-0.0469* (0.0251)	-0.0543*** (0.00876)
定数項	0.0304*** (0.00697)	0.0229*** (0.00536)	0.00527 (0.0351)	-0.00944 (0.0124)
観測値数	188	188	188	188
決定係数	0.410	0.288	0.263	0.527

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。括弧内は頑健な標準誤差を示している。

表 9 カイツ指標が雇用保険加入者の雇用フローに与える効果

	(1)	(2)	(3)	(4)
変数名	△ln(資格取得件数)	△ln(資格喪失件数:自己都合)	△ln(資格喪失件数:事業主都合)	△ln(初回受給件数)
△カイツ指標	0.911 (1.596)	0.920 (1.367)	0.935 (1.239)	0.682 (8.057)
△ln(中年男性実質賃金)	0.325 (0.619)	0.311 (0.530)	0.371 (0.480)	-0.442 (3.124)
△ln(生産年齢人口)	1.789*** (0.298)	1.537*** (0.255)	1.488*** (0.231)	1.227 (1.507)
2013年ダミー	0.0240*** (0.00487)	0.000830 (0.00417)	0.0117*** (0.00378)	-0.128*** (0.0245)
2014年ダミー	0.0127 (0.0220)	-0.00211 (0.0188)	0.0106 (0.0171)	-0.173 (0.111)
2015年ダミー	-0.0309*** (0.00572)	-0.0153*** (0.00490)	-0.0132*** (0.00444)	-0.0489* (0.0289)
定数項	0.0269*** (0.0101)	0.0229*** (0.00866)	0.0235*** (0.00785)	0.00529 (0.0511)
観測値数	188	188	188	188
決定係数	0.410	0.241	0.276	0.263

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。括弧内は頑健な標準誤差を示している。

表 10 影響率が雇用動向調査および雇用保険統計（上半期）の雇用フローに与える効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
変数名	雇用動向調査 △ln(入職者数)	雇用動向調査 △ln(離職者数)	上半期 △ln(資格取得 件数)	上半期 △ln(資格喪失 件数:自己都合)	上半期 △ln(資格喪失 件数:事業主都 合)	上半期 △ln(初回受給 件数)
影響率	2.750* (1.432)	3.525*** (1.331)	0.102 (0.143)	0.204* (0.115)	0.248 (0.798)	0.231 (0.290)
△ln(中年男性実質賃金)	-1.333 (0.817)	-1.090 (0.738)	-0.0156 (0.0620)	0.0309 (0.0496)	-0.730** (0.349)	-0.139 (0.125)
△ln(生産年齢人口)	6.542** (3.015)	7.113*** (2.730)	1.633*** (0.323)	1.176*** (0.258)	1.285 (1.801)	0.0740 (0.657)
2013年ダミー	0.0451 (0.0668)	-0.140** (0.0590)	0.0369*** (0.00557)	0.0237*** (0.00446)	-0.00103 (0.0310)	-0.141*** (0.0112)
2014年ダミー	-0.231*** (0.0733)	-0.167** (0.0665)	0.0131** (0.00618)	0.0125** (0.00495)	-0.180*** (0.0346)	-0.0641*** (0.0125)
2015年ダミー	-0.0942 (0.0694)	-0.0711 (0.0624)	-0.0410*** (0.00582)	-0.00981** (0.00466)	-0.0157 (0.0326)	-0.0492*** (0.0118)
定数項	0.0344 (0.0746)	0.0568 (0.0674)	0.0218*** (0.00788)	0.00741 (0.00632)	-0.0382 (0.0438)	-0.00829 (0.0160)
観測値数	188	188	188	188	188	188
決定係数	0.103	0.095	0.531	0.309	0.169	0.476

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。括弧内は頑健な標準誤差を示している。

表 11 カイツ指標が雇用動向調査および雇用保険統計（上半期）の雇用フローに与える効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
変数名	雇用動向調査 △ln(入職者数)	雇用動向調査 △ln(離職者数)	上半期 △ln(資格取得 件数)	上半期 △ln(資格喪失 件数:自己都合)	上半期 △ln(資格喪失 件数:事業主都 合)	上半期 △ln(初回受給 件数)
△カイツ指標	-14.07 (20.31)	5.411 (19.26)	0.0329 (0.160)	-0.0963 (0.129)	1.901** (0.900)	0.328 (0.324)
△ln(中年男性実質賃金)	-6.603 (7.874)	1.155 (7.455)	-0.000240 (0.0336)	0.00105 (0.0271)	0.0654 (0.185)	-0.0306 (0.0678)
△ln(生産年齢人口)	6.229** (3.048)	6.465** (2.792)	1.640*** (0.329)	1.196*** (0.266)	1.399 (1.837)	0.0272 (0.670)
2013年ダミー	0.0738 (0.0682)	-0.117* (0.0605)	0.0370 (0.0522)	0.0263 (0.0421)	0.0997 (0.287)	-0.187* (0.105)
2014年ダミー	-0.426 (0.289)	-0.0959 (0.273)	0.0127 (0.0505)	0.0120 (0.0407)	-0.0578 (0.278)	-0.106 (0.102)
2015年ダミー	-0.0852 (0.0726)	-0.0826 (0.0665)	-0.0420 (0.0517)	-0.00910 (0.0417)	0.0794 (0.285)	-0.0978 (0.104)
定数項	0.185 (0.132)	0.119 (0.122)	0.0248 (0.0514)	0.0120 (0.0415)	-0.140 (0.283)	0.0427 (0.104)
観測値数	188	188	188	188	188	188
決定係数	0.087	0.060	0.530	0.297	0.169	0.475

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。括弧内は頑健な標準誤差を示している。

表 12 ハローワークの新規求人および新規求職者に関する推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
変数名	$\Delta \ln(\text{新規求人})$	$\Delta \ln(\text{新規求職者数})$	$\Delta \ln(\text{新規求人})$	$\Delta \ln(\text{新規求職者数})$
影響率	0.404** (0.186)	-0.321*** (0.0882)		
Δ カイツ指標			2.556 (2.589)	-5.932*** (1.216)
$\Delta \ln(\text{中年男性実質賃金})$	-0.0536 (0.0986)	0.0300 (0.0504)	0.959 (1.003)	-2.281*** (0.472)
$\Delta \ln(\text{生産年齢人口})$	1.470*** (0.429)	-0.328 (0.242)	1.396*** (0.434)	-0.199 (0.237)
2013年ダミー	-0.00692 (0.00833)	-0.0346*** (0.00410)	-0.00606 (0.00852)	-0.0334*** (0.00401)
2014年ダミー	-0.0534*** (0.00854)	-0.0155*** (0.00435)	-0.0195 (0.0362)	-0.0963*** (0.0172)
2015年ダミー	-0.0222** (0.00854)	-0.00825* (0.00442)	-0.0269*** (0.00923)	-6.04e-05 (0.00451)
定数項	0.0830*** (0.00982)	-0.0416*** (0.00517)	0.0799*** (0.0164)	-0.0176** (0.00811)
観測値数	188	188	188	188
決定係数	0.290	0.364	0.276	0.397

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。括弧内は頑健な標準誤差を示している。

表 13 最低賃金の雇用フローへの影響のまとめ

a. 入職フロー

	雇用動向調査	雇用保険事業月報	職業安定業務統計
	$\Delta \ln(\text{入職者数})$	$\Delta \ln(\text{資格取得件数})$	$\Delta \ln(\text{新規求人})$
影響率	+*	(+)	+**
Δ カイツ指標	(-)	(+)	(+)

b. 離職フロー

	雇用動向調査	雇用保険事業月報			職業安定業務統計
	$\Delta \ln(\text{離職者数})$	$\Delta \ln(\text{自己都合の資格喪失件数})$	$\Delta \ln(\text{事業主都合の資格喪失件数})$	$\Delta \ln(\text{初回受給件数})$	$\Delta \ln(\text{新規求職者数})$
影響率	+***	+*	(+)	(+)	-***
Δ カイツ指標	(-)	(+)	+**	(+)	-***

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。() は統計的に有意ではないことを示す。

出所：表 8～表 12 の推定結果より作成。

<図>

図1 都道府県ごとの影響率の状況

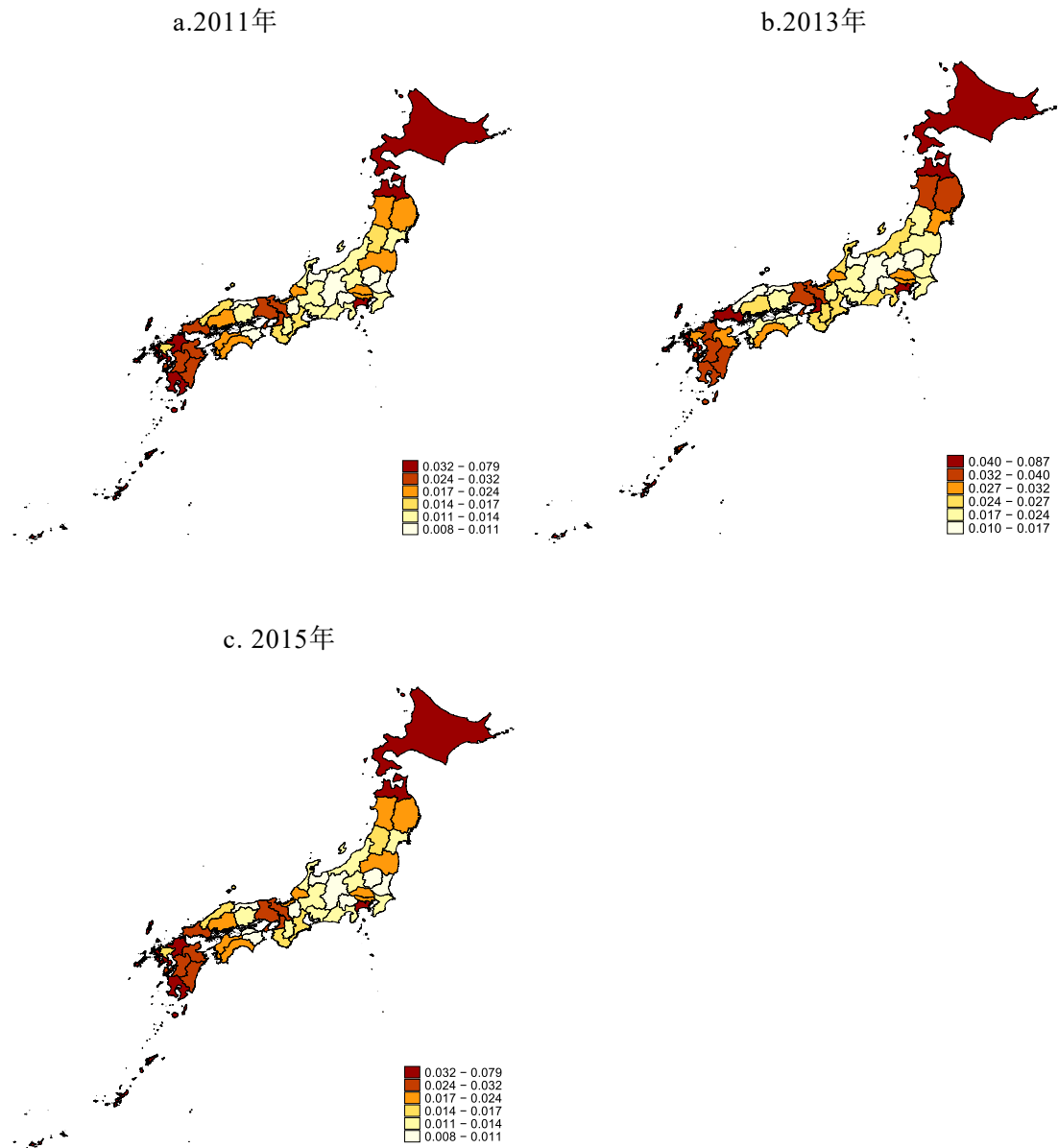
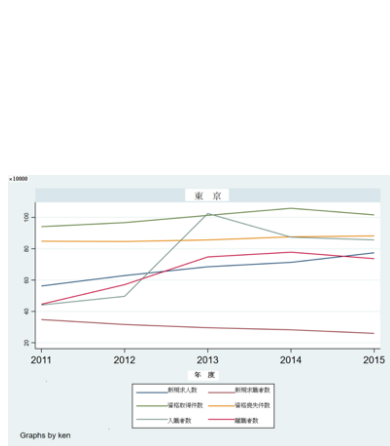


図2 各種の雇用フロー指標の規模と変動

a. 37府県



b. 東京都



c. 9道府県

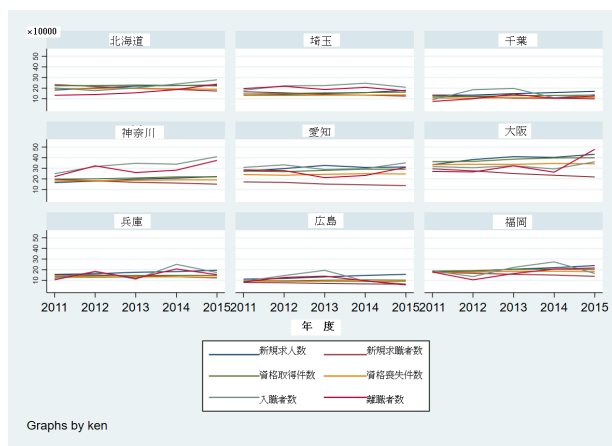
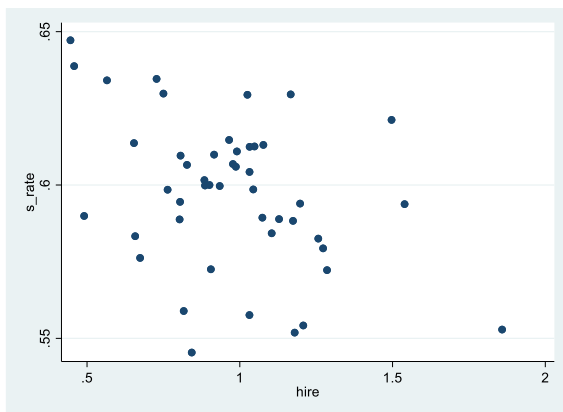


図3 5人未満の零細事業所比率と雇用保険統計と雇用動向調査のギャップ：2016年1月～6月

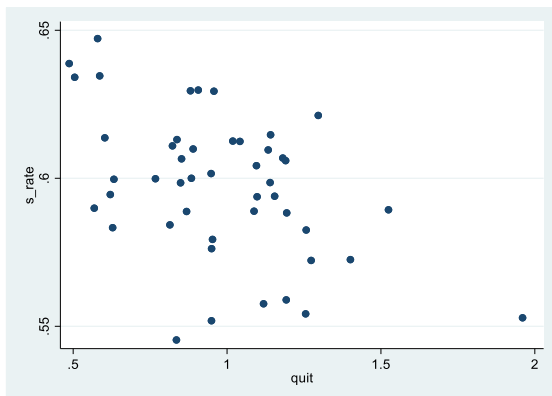
a. 入職フローのギャップ



注：横軸は、入職フローのギャップ＝雇用動向調査（入職）／雇用保険データ（資格取得）。縦軸は、都道府県別の全事業所に占める5人未満の事業所比率

出所：厚生労働省「雇用動向調査」、同「雇用保険事業月報」、総務省統計局「経済センサス活動調査」。

b. 離職フローのギャップ



注：横軸は、離職フローのギャップ＝雇用動向調査（離職）／雇用保険データ（資格喪失）。縦軸は、都道府県別の全事業所に占める5人未満の事業所比率

出所：厚生労働省「雇用動向調査」、同「雇用保険事業月報」、総務省統計局「経済センサス活動調査」。