

最低賃金と企業の採用行動

泉敦子（東京大学エコノミックコンサルティング株式会社）

奥平寛子（同志社大学）

川口大司（東京大学）

2022年9月

CREPE DISCUSSION PAPER NO. 129



CENTER FOR RESEARCH AND EDUCATION FOR POLICY EVALUATION (CREPE)

THE UNIVERSITY OF TOKYO

<http://www.crepe.e.u-tokyo.ac.jp/>

最低賃金と企業の採用行動¹

泉敦子 東京大学エコノミックコンサルティング株式会社プリンシパルエコノミスト
奥平寛子 同志社大学大学院ビジネス研究科准教授
川口大司 東京大学大学院経済学研究科及び公共政策大学院教授

¹本研究で分析を担当したリサーチアシスタントの哥丸連太郎氏、田川颯人氏、難波慶成氏に感謝の意を表す。

目次

1	イントロダクション	3
2	先行研究	5
2-1	雇用フローに関する先行研究	6
2-2	労働移動による資源の再配分への影響	7
2-3	採用基準の変化と労働者間の代替への影響	8
2-4	本研究の位置づけと貢献	9
3	モデル	10
4	データ	12
5	分析手法	13
5-1	最低賃金の入職者の属性、入職経路等への影響	13
5-2	最低賃金の雇用フローへの影響	14
6	分析結果	15
6-1	最低賃金の入職者の属性、入職経路等への影響	15
6-2	最低賃金の雇用フローへの影響	19
7	結論	21
	参考文献	23
	図表	25
	補論	51
1	概要	51
2	先行研究	51
3	データ	52
4	分析手法	53
5	分析結果	55
6	結び	56
	参考文献	58
	図表	59

1 イントロダクション

最低賃金の引き上げが雇用の水準に与える影響についてコンセンサスが得られない中で、労働市場には摩擦が存在し、そのことが最低賃金の引き上げが雇用に与える影響の複雑さをもたらしているのではないかとの見方が研究者の間で広がってきている。このような問題意識のもと、労働市場に摩擦があるときに、最低賃金の引き上げが雇用主による労働者の採用や解雇にどのような影響を与え、それがジョブフローにどのような影響を与えるかについての分析が進んでいる。また、雇用主の出す求人が最低賃金の引き上げによってどのように影響されるかについても分析が進んでいる。一方で、それらの求人がどのように埋まり、最終的に雇用の質にどのような影響を与えるかを同一のデータで明らかにする分析は進んでいない。ここでいう雇用の質の変化は、最低賃金が雇用に与える影響を考えると重要な論点である労働者間の代替に光を当てるためにも重要である。高いスキルを持つ労働者が集まる求人経路の求人が増え、低いスキルを持つ労働者が集まる求人経路の求人が減ると、結果として低スキル労働者の職が減少し、高スキル労働者の職が増加するといったことが起こるためである。

本研究の目的は、企業の求人とその充足が記録された日本のユニークなデータをもとに、最低賃金の上昇により企業が採用基準をどのように変え最終的な雇用の質をどのように変化させるかを明らかにすることである。求人行動は企業行動であるため事業所レベルでの採用や離職状況をとらえる「雇用動向調査」(厚生労働省)を用いて検証を行った。

「雇用動向調査」の調査票データを用いることには以下のような利点がある。第一に、「雇用動向調査」の入職者票には、入職者の年齢・学歴・性別などの属性情報が含まれており、入職者の質や採用基準がどのように変化したかを検証できる。第二に、職業安定所やオンラインの求人広告などの特定の入職経路だけでなく、民間職業紹介所や縁故などのすべての入職経路を通じた採用を把握することができる。本稿の理論モデルで示すように、最低賃金が上がると企業は質の低い候補者が集まる求人媒体からより質の高い候補者の集まる求人媒体へ採用をシフトさせる可能性がある。本稿では、理論モデルの含意を「雇用動向調査」で利用可能な未充足求人率や入職経路情報を用いて検証することで採用基準が変化するメカニズムを明らかにした。第三に、事業所における入職率と離職率への影響もあわせて検証することで、労働者間の代替が採用マージンにおける純粋な置き換えだったか、それとも置き換えはなく高スキル労働者への需要のみが増えたかを確認することができる。また、入職フローと離職フローを分けて検証することにより、最低賃金の上昇がサーチ行動に与えたメカニズムを掘り下げることが可能となる (Brochu and Green 2013, Dube et al. 2016)。最後に、補論で示すように、「雇用動向調査」の未充足求人数や入職者数の情報より各労働市場で採用活動を行う企業の競争力を推定することができる。

なお、最低賃金の影響の検証にあたっては、最低賃金の引き上げ額が各地域の観察されない景気動向と相関するために、正確な政策効果の識別が容易ではないことが指摘されて

いる (Dube et al. 2010; Neumark et al. 2014)。日本の地域別最低賃金も各都道府県の物価や市場賃金上昇率を考慮に入れて毎年連続的に改訂額が決定されているため、景気の影響と最低賃金の影響を区別して推定するためには計量分析上の工夫が必要である。本研究では、2007年以降、日本の最低賃金額が上昇し続けており、この影響に地域差がある点を識別変動として用いる。既に複数の先行研究において、この上昇が地域間の生活保護額との逆転現象から生じている点に着目して因果関係の識別がなされている (Hara 2017, Okudaira et al. 2019, Kawaguchi and Mori 2021 など)。本研究でも同じ準外生ショックを識別変動として活用した。

本稿の分析の結果、最低賃金の上昇により入職者が高学歴化することが明らかになった。具体的には、全産業を対象とした分析では、最低賃金が10%上昇した場合、16年以上の教育年数を持つ労働者が2%ポイント増えることが分かった。飲食・宿泊業、小売・卸売業においても、検出力の問題から有意ではないものの、より強い高学歴化の傾向が観察された。また、最低賃金が増えると入職者のうち女性中年層の割合が増え、男性老年層の割合が減少した。さらに、最低賃金の上昇により、スキルレベルが高い人材プールを持つ民間紹介所からの入職割合が増え、職業安定所など比較的安価な求人媒体を通じた入職割合が減ることも示された。未充足求人率も有意に減少した。これらの結果は、企業が求人を利用する媒体の変更を通じて採用基準の上昇に対応したことを示唆する。

標準的なサーチ理論にもとづくと、最低賃金が増えると企業にとってより多くのマッチが利益をもたらさないものとなり、マッチは解消されるはずである (Pissarides 2000)。したがって、最低賃金の上昇によって離職率は増えることが予測されるが、小売卸売業の推定結果からは有意ではないものの離職率が減少する傾向がみられた。海外の研究でも同様の結果が報告されている。離職率が減少する理由として、先行研究では、労働者の能力について情報の非対称性が存在する場合、最低賃金上昇後には求人を出すより高い試用期間中のサンクコストを支払わなければならないため、求人を出すことの価値が下がり、離職が減る可能性が指摘されている (Brochu and Green 2013)。本稿の分析結果より、小売卸売業では労働者の能力に関する情報の非対称性が大きかった可能性が示唆される。

一方、雇用フローを検証することにより、入職者の変化が労働者間の純粋な代替によって生じているのか、それとも高スキル労働者など特定の労働者への需要のみが増えることによって生じているのかを推察することもできる。飲食宿泊業および小売卸売業では、最低賃金の引き上げにより有意ではないものの入職率が減少する一方で、入職者のうちの中年女性割合が増加し、老年男性層や男性の低学歴層の割合が減少するという結果が得られた。入職率が減少していることから、採用マージンにおいては老年男性層や男性の低学歴労働者の雇用が置き換えられたことが推測される。なお、全産業の事業所をプールした分析では、最低賃金上昇が入職率に与える影響は有意ではないものの正であった。したがって、全産業では低学歴の入職者数は変化のないまま、高学歴労働者への需要が増えた可能

性がある。なお、本研究では均衡における入職者の質や雇用フローへの影響を検証しており、分析結果が労働需要側のスキル需要の変化によってもたらされているのか、それとも最低賃金の上昇が高スキル労働者の労働供給を喚起することでもたらされたのか、厳密に区別していない。特に、本稿の分析では最低賃金の上昇がインターネットの利用を増やす等、労働供給の増加と整合的なエビデンスも得られている。本稿の結果を解釈するにはこの点に留意する必要がある。

本研究の国際的な学術貢献と位置づけについては、国内外の先行研究について説明した後、2.4節で述べる。日本の政策および学術的文脈の中においては以下のような貢献がある。第一に、本研究は初めて日本のデータを用いて最低賃金が採用基準に与える影響を検証した研究として位置づけられる。本研究の分析では、最低賃金上昇による高学歴化は女性労働者に集中して観察されていた。このことから、少なくとも入職者の中では老年男性労働者から高学歴中年女性への雇用のシフトが起こったと言える。本研究では2007年から2012年にかけての最低賃金の上昇を識別変動として用いているが、この時期に女性の就業率は大きく上昇していた。最低賃金の上昇がこの期間における女性の就業率回復を後押ししていた可能性がある。

第二に、最低賃金の上昇が雇用フローに与える影響を分析するには、全ての入職経路を把握することが重要であることを示した。Ohta and Komae (2022)は「職業安定業務統計」を用いて雇用フローへの影響を推定し職業安定書経由の求人が減少することを示しているが、最低賃金の上昇後に求人企業は職業安定所以外の他の媒体での採用にシフトした可能性がある。本稿の理論モデルで示すように、最低賃金の上昇は、より質の高い候補者のいる求人媒体を利用することの限界利潤と質の低い候補者のいる求人媒体を利用することの限界利潤の相対的な差を縮め、企業は前者からの採用を増やそうとする。労働者間の代替が求人媒体の変更を通じて生じることから、最低賃金の政策効果を検証するにはオンライン求人広告や職業安定所での求人などの特定の媒体だけではなく、全ての入職経路を通じた影響を合わせて分析する必要がある。

本研究は以下のように構成される。2節では、近年の国内外の学術研究の進展を包括的に整理し、これらの研究の中での本研究の位置づけについて述べる。3節では、最低賃金上昇と企業の採用行動の関係性について理論モデルを構築する。4節では分析に使用したデータについて整理し、5節では分析手法を説明する。6節では分析結果を理論モデルの含意をふまえて解釈し、7節では結論を述べる。

2 先行研究

最低賃金の上昇が雇用量をほとんど減らさないとする近年のエビデンスを受け、その背景のメカニズムを探る取り組みが国内外で進んでいる。メカニズムを探ることにより、最低賃金上昇の帰結をより詳細に知ることができる。本節では、まず、最近の先行研究から

得られた知見を概観する。具体的には、入職や離職といった雇用フロー（Brochu and Green 2013, Dube et al. 2016）、労働移動による資源の再配分効果（Dustmann et al. 2021）、採用基準の変化と労働者間の代替への影響（Clemens et al. 2021, Butscheck 2022）の3つの観点から先行研究をレビューする。その上で、先行研究の中における本研究の位置づけや貢献を明確にする。

2-1 雇用フローに関する先行研究

最低賃金の雇用量全体への影響は、入職のフローに与える影響と離職のフローに与える影響の2つに依存して決まる。そのため、入職率と離職率への影響を分けて検証することで雇用量全体に影響がないメカニズムを掘り下げることができる。雇用フローに関する海外および国内の実証研究を紹介する。

まず、海外で行われた研究では、総じて最低賃金の上昇が雇用フローを入職と離職の両面で減少させるという分析結果が示されている。例えば、カナダの労働力調査のデータ（1979-2008年）を用いた研究では、最低賃金の高い地域において低学歴の労働者の離職率と入職率がともに減少したことが示された（Brochu and Green 2013）。また、アメリカでは、四半期データ（Quarterly Workforce Indicators）を用いて10代の労働者および飲食業で働く労働者に着目し、最低賃金の上昇がこれらの労働者の入職率と離職率を減少させることを示している（Dube et al. 2016）。さらに、ポルトガルの研究では、1980年代後半に若年労働者の最低賃金が相対的に上昇した事実を用いて、最低賃金の上昇により若年労働者の離職と新規採用率の両方が減ることを示した（Portugal and Cardoso 2006）。離職率と入職率がともに下ることから、ストックである雇用率に対しては影響が少ないことが予想される。実際、アメリカとポルトガルの研究では最低賃金上昇は雇用率を変化させないという結果を得ている（Portugal and Cardoso 2006, Dube et al. 2016）。一方、カナダの研究では、若年労働者グループにおいて入職率減少の効果が相対的に大きく、雇用率の減少が観察された（Brochu and Green 2013）。

標準的なサーチモデルの予測によれば、最低賃金が増えると企業にとってより多くのマッチが利益をもたらさないものとなり、マッチは解消されるはずである（Pissarides 2000）。したがって、最低賃金の上昇によって離職率は増えることが予測されるが、これは上記のエビデンスとは相反する。離職率が減る理由を説明するモデルとして、Brochu and Green (2013)と Dube et al. (2016)は match quality model や job ladder model を挙げている²。

² 前者のモデルによると、離職率が減少するメカニズムは、最低賃金上昇が試用期間中の人件費（サンクコスト）を上げるために生じる。マッチの質が判明するのは試用期間後だとすると、最低賃金上昇にもなうサンクコストの上昇は既存の労働者を解雇することのオプション価値を下げる。つまり、最低賃金上昇後には求人を出すとより高い試用期間中のサンクコストを支払わなければならないので、求人を

つぎに、日本における最低賃金が雇用フローに与える影響についての研究を見てみよう。日本には雇用動向調査という雇用フローをとらえる統計があるが、調べた範囲ではこの統計を用いて最低賃金が雇用フローに与えた影響を調べた論文は存在しない。一方で、Ohta and Komae (2022)は、職業安定業務統計を用いて、最低賃金が求人数並びに求職数に与えた影響を分析し、最低賃金の引き上げが求人数と求職数の双方に負の影響を与え、雇用フローに負の影響を与えたことを示唆する結果を得ている。一方で、Kawaguchi and Mori (2021)は労働力調査より1年間のパネルデータを作成し最低賃金の引き上げがフローに与えた影響を分析し、25-59歳の高卒以下の男子の非就業状態から就業状態への雇用フローを統計的に有意に減少させることを明らかにした。この結果は最低賃金の引き上げが雇用フローを抑制するという既存の研究結果と整合的であるが、その影響は一部の労働者に限られている可能性を示唆している。

2-2 労働移動による資源の再配分への影響

現在の日本における最低賃金をめぐる論争の中で一つの論点となっているのは、最低賃金を引き上げることによって生産性の低い事業所の労働者を生産性の高い事業所に移動させ、経済全体の生産性を向上させることができるかという点である。このメカニズムの背景には、最低賃金の上昇により生産性の低い企業が市場から退出するという前提がある。そのため、最低賃金の再配分効果を評価するためには、生産性の低い企業が退出する過程でこれらの企業に雇われていた労働者が実際に生産性の高い企業で働くようになったか、あるいは仕事を見つけることができず労働市場から退出していないか（就業確率が下がっていないか）を確認する必要がある。

この点を直接的に検証した論文として、ドイツにおける連邦最低賃金の導入が賃金、雇用、事業所間の労働移動に与えた影響を分析した Dustmann et. al (2022)がある。2015年に導入された連邦最低賃金は8.50ユーロに設定されたが、導入直前に8.50ユーロ以下で働く労働者は全体の15%に及び、ドイツの労働市場に大きな影響を与えた。彼らはこの影響を雇用保険記録から作成された労働者-事業所マッチデータを用いて検証した。導入前の賃金が連邦最低賃金を大幅に下回り導入の影響を強く受けたと考えられる処置群と、導入前の賃金が連邦最低賃金を上回り導入の影響を受けていないと考えられる対照群を比較した結果、処置群の労働者の賃金は上がった一方で対照群の労働者の賃金の上昇は限定的であったことが明らかになり、連邦最低賃金の導入が低賃金労働者の賃金上昇に貢献したことが示された。また、処置群の労働者は、よりフルタイム雇用の比率が高く、労働者当た

出すことの価値が下がり、離職率が減少する (Brochu and Green 2013)。一方、後者のモデルによると、離職率が減少するメカニズムは、最低賃金上昇が転職市場で提示される賃金分布を変えること（高賃金の職の到着確率を減らすこと）から生じる。最低賃金上昇により、より高い賃金を提示する仕事に出会える確率が減るため、転職フローは減ることになる (Dube et al. 2016)。

りの売上額の高い安定的な事業所で働くようになった。その一方で、処置群と対照群で連邦最低賃金導入後の就業確率や転職率に与えた影響は異ならなかった。つまり、最低賃金の導入は雇用にはほとんど影響を与えることなく、質の低い事業所から質の高い事業所に労働移動を促した。実際、地域レベルの分析によると、最低賃金導入後の平均事業所規模や事業所の賃金プレミアムは上昇していることが分かった。最低賃金導入により通勤時間が上昇するなど、非金銭的条件が悪化したグループも観察されたが、平均的には低生産性事業所の退出と労働の再分配により社会厚生は改善したと結論付けている。

2-3 採用基準の変化と労働者間の代替への影響

最低賃金の上昇により生産性の低い事業所が退出して、より生産性の高い事業所で労働者が働くようになるとすれば、労働者に求められるスキルレベルも上昇するはずである。最低賃金の上昇により雇用量への影響が観察されなくても、低スキルの労働者をより高スキルの労働者に置き換える形で企業が調整を行っていれば、生産性の低い労働者は雇われなくなる。こうした労働者間の代替は実際に存在するのだろうか。

アメリカの求人広告データ (Burning Glass Technologies) を用いてこの点を検証したのが Clemens et al. (2021) である。アメリカでは 2014 年から 2016 年にかけて、いくつかの州で地域別最低賃金の上昇が相次いだ。Clemens et al. (2021) は、この変動をもとに最低賃金の上昇が低賃金の職種における求人の応募資格をどのように変化させるかを検証した。差分の差の推定結果より、最低賃金を導入した州では高卒資格を求める求人広告の割合が 10% 増えた一方、大卒等のより高い学位の要求割合に変化は観察されなかった。実際、個人レベルの American Community Survey を用いた分析では、最低賃金上昇後には、低賃金の職種において若年および高卒未満の労働者の雇用割合が減少した。特に 16~21 歳の労働者の雇用確率が減り、非労働力化した一方で、30 代から 40 代の中年層の雇用率は相対的に上昇していた。

一方、労働者の質は学歴や年齢などの観察される属性だけではとらえきれない可能性もある。特に低賃金の仕事で要求される学歴にもともと大きな差がない場合、観察される属性では労働者グループ間の代替は検出されにくくなる。Butschek (2022) は、以前の勤務先の賃金データから算出される労働者個人に帰着する賃金プレミアム (観察されない生産性) をもとに、2015 年のドイツの最低賃金導入が事業所の採用基準に与えた影響を検証した。各事業所内の採用基準を把握するために、まず社会保障の登録情報から作成された個人レベルデータ (Integrated Employment Biographies: IEB) と賃金プレミアムを結合し、各事業所で雇われる労働者のうち観察されない生産性が最も低い労働者の生産性をその事業所の「採用基準」とする事業所レベルのデータを作成した。最終的な分析対象に含まれる事業所は西ドイツで 50 人以上の従業員を雇用する比較的規模の大きい事業所である。この事業所レベルのデータで差分の差分分析を行った結果、最低賃金の導入により観察されない労働者の生産性は 4 パーセント以上上昇する、つまり事業所の採用基準が上がること

が分かった。その一方で、こうした採用基準の上昇は年齢・学歴・経験などの観察される属性については検出されなかった。残念ながら賃金プレミアムは新規に労働市場に参加する労働者については算出できず、Butschek (2022)も認める通り、これらの労働者に何らかの負の影響があった可能性は排除できない。ただし、最低賃金導入後もスキルレベルの低い既存の労働者は雇われたままだったことから、ドイツの最低賃金導入には採用基準の上昇から生じ得る負の影響を打ち消す側面があったと Butschek (2022)は述べている。

2-4 本研究の位置づけと貢献

本研究は、日本の調査票データを用いて、最低賃金が雇用フローに与える影響や採用経路や入職者の学歴構成への影響を分析するものである。日本のデータを用いて政策含意を導く点に加え、本研究には以下のような貢献がある。

第一に、本研究では実際に採用された入職者の情報を活用して最低賃金上昇が採用基準に与える影響を検証した。オンライン求人広告から採用基準を捉える場合 (Clemens et al. 2021)、雇用主の顕示選好 (stated preference) のみを捉えており、実際に均衡で採用された労働者の採用基準を捉えきれない可能性がある。本研究では、「雇用動向調査」を用いることにより、実際に採用された労働者においても高学歴化を観察しており、Clemens et al. (2021)の結果を補完する形となっている。一方、学歴という観察される属性による採用基準の変化を確認した点で、本研究の結果は Butschek (2022)とは対照的である。

第二に、外生的な労働コストの変化があった場合、企業は求人媒体を変えることで質の異なる候補者プールにアクセスするようになり、そのことが求人充足率を上げるメカニズムを示した。本稿の理論モデルで示すように、企業側の採用チャネルの選択は、各チャネルを用いることの期待限界利潤や各チャネルの利用から生じる限界費用 (例：オンライン求人広告であれば掲載費用など) に依存して決まる。最低賃金上昇により、企業が採用基準を上げることになった場合にどの採用経路にシフトするかは、この両者の相対的便益によって決まると考えられる。本稿の理論モデルでは、最低賃金の上昇が企業の採用基準を上昇させる一方で、より質の高い候補者のいる求人媒体の利用を促し、結果として求人充足率の高まるケースがあることを示した。これは、最低賃金の上昇により、質の高い候補者のいる求人媒体を利用することの限界利潤と質の低い候補者のいる求人媒体を利用することの限界利潤の相対的な差が縮まり、企業は前者からの採用を増やそうとするために生じるメカニズムである。既存の研究では企業が複数の求人媒体を利用する点は考慮されていなかった (Butschek 2022)。本研究は、最低賃金が増加して利潤が低下する場合であっても、求人媒体の変更と求人充足率の改善を通じて企業が利潤低下を抑えようとするメカニズムを明示的に示した。

最後に、通常は観察されない未充足求人数や労働者の入職経路のデータを活用して、この理論モデルの含意が実際に観察されることを示した。Clemens et al. (2021)の用いた Burning Class のデータは代表性は高いものの、全ての採用経路を網羅している訳ではなく、

オンライン上の求人広告に限る点で intensive margin を検証している。「雇用動向調査」入職者票には、求人広告以外の入職経路も記録されており、企業の採用基準が採用経路の選択を含めて extensive margin で変化する可能性を検証している。分析の結果、労働供給も変化した可能性を排除することはできないものの、最低賃金の上昇により未充足求人率が減少することが分かった。また、最低賃金の上昇により、スキルレベルが高い人材プールを持つ民間紹介所からの入職が増え、職業安定所や広告など比較的安価な求人媒体を通じた入職は減ることも示された。

3 モデル

ここでは最低賃金の引き上げが企業の求人行動にどのような影響を与え未充足求人比率にどのような影響を与えるかを理論的に明らかにする。既存の研究では最低賃金が求人に対する応募者の採用基準にどのような影響を与えるかが分析されてきたが、求人数にどのような影響を与えるかの分析はなされていない。また、既存の研究では最低賃金の引き上げが入職に与える影響が分析されてきたが、それらの研究では最低賃金の引き上げが採用基準の厳格化につながるということが明らかにされているため、未充足求人率が上がることは自明となっている。そこで、ここでの分析では既存の理論を拡張し、最低賃金が上がった時に求人数がどのように変化するか、さらに複数の求人チャンネルがあるときにどのチャンネルを使った求人を行うかを分析し、結果として最低賃金の引き上げが未充足求人率に与える影響が自明ではないことを示す。

分析を行うにあたり先行研究の Butschek(2022)を拡張するが、まず Butschek(2022)の結果を紹介する。各企業は一つの求人に対して一人の求職者からの申し込みを受け取る。求職者は確率変数である能力 a を持つが、その能力を各企業は観察することができず、 $z = a + \varepsilon$ のシグナルを受け取る。ここで能力の分布は $a \sim N(0, \sigma_a^2)$ で与えられる。ここで ε はノイズであるが、能力 a で条件づけた時の条件付き分布は $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ に従う。確率変数 z は二つの正規分布の和であるため、正規分布に従うが、その分散を $\sigma_a^2 + \sigma_\varepsilon^2 = 1$ と標準化することで、 z の分布は標準正規分布に従うと仮定する。シグナル z を条件づけた時の能力 a の期待値は $E(a|z) = \sigma_a^2 z$ で与えられる。企業は賃金決定力を持たず外生的賃金 w を所与として行動する。この時、企業の利潤表現は $\pi = a - w$ で与えられ、シグナル z をもつ求職者からの期待利潤は $E(\pi|z) = \sigma_a^2 z - w$ で与えられる。この期待利潤が 0 を上回るときにその求職者は採用される。すなわち $z > w/\sigma_a^2$ が満たされるときに求職者は採用される。最低賃金が上がると、採用された労働者からの期待利潤は下がるため、採用基準は厳しくなる。この結果より Butschek(2022)は最低賃金の上昇が採用される労働者の質の向上をもたらすとしている。なお、賃金の上昇は、採用される労働者の中での人件費上昇によって期待利潤を低下させることを通じて、求人一件当たりの期待利潤である $E(\pi)$ を減少させることを示すことができる。

ここからは Butschek(2022)を拡張して、賃金の上昇が企業の求人数にどのような影響を与えるかを見ていこう。企業のだす求人数を x としたとき、求人費用は求人数に対して増加しかつ凸であると仮定する。すなわち費用関数 $c(x)$ に対して $c'(x) > 0$ 並びに $c''(x) > 0$ である。この時企業は以下の利潤表現を最大化するように x を決定する。

$$xE(\pi) - c(x).$$

利潤最大化の一階条件は

$$E(\pi) - c'(x) = 0$$

で与えられる。なお、二階条件が満たされていることは $-c''(x) < 0$ より自明である。ここでこの一階条件に陰関数定理を当てはめることで、

$$\frac{\partial x}{\partial w} = -\frac{\frac{\partial E(\pi)}{\partial w}}{-c'(x)} < 0$$

を示すことができる。つまり、賃金上昇は求人当たりの期待限界利潤を減少させるため、それに見合う形で限界費用を減らすように求人数が減少することが明らかになる。なお、賃金上昇は採用基準を厳格化するため、求人が埋まる確率を減少させる。したがって、最低賃金の上昇は未充足求人率を上昇させることは自明である。つまり、このままのモデルでは最低賃金を上昇させることが未充足求人率を低下させるというというメカニズムを説明することはできない。

企業が求人を出すときにはいくつかの求人経路が存在しうる。ここでは提示賃金が低く質の低い応募者しか応募してこない経路と提示賃金が高く質の高い応募者が応募してくる経路の二つを考える。質の低い求人経路を l 経路と呼びその求人数を x_l 、質の高い求人経路を h 経路と呼び、その求人数を x_h と呼ぶことにしよう。さらに、二つの求人経路で提示される賃金差はそれぞれの求人経路から集まる労働者の平均的な能力差よりも小さいという賃金圧縮が起こっている状態を仮定する。この仮定を置くことで質の高い求人経路の求人のほうが充足される確率が高いことを示すことができる。この時、それぞれの経路を通じた求人ごとの期待利潤を先ほどの分析と同様に計算することができるが、それをそれぞれ $E(\pi_l)$ と $E(\pi_h)$ と呼ぶ。また、求人を出すときの費用は $c(x_l, x_h)$ であらわされ、その関数形について $c_l > 0, c_h > 0, c_l < c_h, c_{ll} = c_{hh}, c_{lh} = 0$ という仮定を置く。これらの仮定は求人の限界費用はそれぞれの求人経路に関して正、 h 経路の求人の限界費用は l 経路の求人の限界費用に比べて高い、二つの経路の限界費用の逓増幅は同じ、それぞれの経路の限界費用はほかの経路の求人数によらない、といったことを仮定している。

これらの設定の下で企業の利潤表現は

$$E(\pi_l)x_l + E(\pi_h)x_h - c(x_l, x_h)$$

とあらわすことができる。この利潤表現を最大化するように企業は x_l と x_h を決定する。それぞれの経路の求人は次の一階条件が満たされるように決定される。

$$E(\pi_l) - c_l = 0$$

$$E(\pi_h) - c_h = 0$$

ここでは l 経路の求人当たり期待利潤と求人限界費用と h 経路の求人当たり期待利潤と求人限界費用がそれぞれ等しくなるように求人数は決まっていることとなる。

二つの一階条件はそれぞれ x_l と x_h について独立しているため、比較静学の結果は対称的となり、それぞれ

$$\partial x_l / \partial w_l = - \frac{\partial E(\pi_l) / \partial w_l}{c_{ll}} < 0$$

$$\partial x_h / \partial w_h = - \frac{\partial E(\pi_h) / \partial w_h}{c_{hh}} < 0$$

とあらわすことができる。ここで、最低賃金上昇が w_l を上昇させるものの w_h には影響を与えないとすると、l 経路の求人のみ減少することになる。二つの求人経路のうちでは h 経路求人のほうが賃金が高いものの質の高い求職者が集まる。先に述べた通り、l 経路と h 経路の賃金差が生産性の期待値の差よりも小さいときには h 経路の採用確率が高いため、求人全体に対する充足率は高まることになる。このことによって、最低賃金の上昇が求職経路の高質化をもたらす、未充足求人率の低下をもたらすといったメカニズムが作用することになる。

4 データ

分析には、2000-2019 年の雇用動向調査を使用する。雇用労働調査は毎年 2 回実施されている統計調査であり、雇用動向調査は 5 人以上の常用労働者を雇用する事業所を対象としたサンプリング調査である。令和 3 年度上半期調査では、約 9,000 の事業所から有効回答を得ている。統計データからは、サンプル対象となった事業所の期首のストック労働者数、産業分類、所在する県の情報等に加え、調査前 6 カ月間の入職者数、離職者数、未充足求人数等の情報が取得可能である。雇用動向調査は、事業所に対する調査に加えて、事業所の入職者及び離職者に対してもサンプリング調査を行っている。入職者に対しては、性別、年齢、学歴、インターネットを使った求職活動、入職経路等に関する情報が取得可能である。

分析に用いた変数の記述統計は表 1 に記載している。表 1 パネル A によれば、サンプル期間の最低賃金は、最低値で 595 円、最高値で 985 円である。入職率及び離職率は平均で 0.06、ネット入職率の平均値はほぼゼロに近い。グロス入職者の平均値は 0.13 であり、平均的にみて、入職者数と離職者数の合計値は期首の常用労働者数の約 13%であることを示す。期首の常用労働者数で標準化した未充足求人数は平均で約 0.3%、労働需要 (=入職者数+未充足求人数) で標準化した未充足求人数は平均で 2.2%である。表 1 パネル B から、年齢層は、10 代及び老年層の入職者の割合は少なく、若年層及び中年層の割合が高いことが分かる。就業 16 年未満は中学、高校、高専及び短大卒業の入職者、就業 16 年以上は大学及び大学院卒業の入職者の事業所単位の割合を示しており、就業 16 年未満の入職者の割

合のほうが高い。インターネットを使った入職者の割合³は平均で約 10%であった。表 1 パネル 3 は事業所における各入職経路からの入職者の割合を示している。職業安定所からの入職者の割合が最も高く、次いで広告からの入職者の割合が高い。出向による入職者の割合が最も低かった。

5 分析手法

5-1 最低賃金の入職者の属性、入職経路等への影響

最低賃金上昇による企業の採用基準の変化、求職者のサーチエフォートの変化、企業のポスティング行動の変化を検証するため、数式 (1) を推定する。

$$y_{i,j,t} = \alpha + \beta \times \ln \left(\widetilde{\text{最低賃金}}_{j,t-1} \right) + \text{企業サイズ}_{i,j,t} + \text{県固定効果} \\ + \text{年月固定効果} \times \text{産業固定効果} + \epsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

$y_{i,j,t}$ は事業所 i の全体の入職者に占める大卒以上の割合⁴、年齢層別の割合、女性の割合 (入職者の質を捉える変数)、離職期間が 15 日未満の転職者 (以下、「job-to-job 転職者」という。) の割合 (相対的に高いスキルを求める企業と相対的に高いスキルを持つ労働者のマッチが増え離職期間のない転職が増加したか否かを捉える変数)、入職経路別 (職業安定所、民営職業紹介所、学校、前の会社、出向、出向先からの復帰、縁故、広告、その他) の割合 (採用経路を捉える変数)、インターネットを活用した割合 (求職者のサーチエフォートを捉える変数) とする。

数式 (1) の識別手法について、最低賃金は内生変数のため操作変数法を用いる。操作変数には、2006 年時点で生活保護が最低賃金を上回っていた県の生活保護費と最低賃金の差と年のダミー変数を交差させた変数とする。具体的には数式 (2) を第一段階で推定する。

³ 入職者票には、「求職活動でのインターネットの利用についてお答えください。」という質問項目がある。回答選択肢のうち、該当するものを全て回答する項目となっている。回答選択肢には、「求人企業が直接運営するサイト」、「民間等の求人広告会社のサイト」、「ハローワークインターネットサービス」、「その他のサイト」、「面接の日程調整や企業に対する質問等に利用」などが含まれる。入職者のインターネット活用度は、全選択肢のうち該当したと回答した選択肢の割合から計算した。

⁴ 雇用動向調査の入職者への調査はサンプリング調査であるため、事業所全体の入職者に占める割合は入職者の乗率を用いて算出した。

$$\begin{aligned}
& \ln\left(\text{最低賃金}_{j,t-1}\right) \\
& = c + \delta \times \min\left\{\ln\left(\text{生活保護}_{j,2006}\right) \right. \\
& \quad \left. - \ln\left(\text{最低賃金}_{j,2006}\right), 0\right\} \times \text{年ダミー} + Z_{i,j,t}\mu + u_{i,j,t}
\end{aligned} \tag{2}$$

ここで、 $Z_{i,j,t}$ とは、数式（1）の最低賃金以外の説明変数を指す。なお、推定に当たってはサンプリング調査での各事業所の代表性の違いを考慮するため、調査票の乗数をウェイトとした加重推定を行う。また、誤差項が同一県内の同一産業内で相関していることを許す頑健な標準誤差を計算した。

Clemens et al. (2021)の研究結果によれば、最低賃金の上昇に伴い、高卒の従業員の割合が増え、オンラインジョブポストの募集要項に含まれるスキル要件の水準が上がっていた。この結果と照らし合わせれば、最低賃金上昇により大卒の割合は増加、若年層より経験があり老年層より生産性が高い中年層が増加することが予想される。Dustmann et al. (2022)は、最低賃金上昇に伴い離職期間のない転職者が多い事業所への入職者が増加したことを発見した。離職期間のない転職者は他社から引き抜いた労働者と考えられ、離職期間のない転職者が多い事業所は、雇用条件が他の事業所と比較して勝っていると推察される。同研究では、最低賃金上昇によって離職期間のない転職者が多い事業所への入職者が増加したことは、生産性の高い事業所に労働者が再配分されたことを示す結果であるとしている。Dustmannらの結果、および、最低賃金上昇が採用基準を厳格化し質の高い労働者の移動が促される本研究のモデルからの示唆を考慮して、最低賃金が増えると離職期間のない転職が増えると予想する。入職経路については、最低賃金上昇によって採用基準が厳格化するため、企業は質の高い求職者とマッチする確率の低い求人媒体へのポスティングを減らし、質の高い求職者とマッチする確率の高い求人媒体へのポスティングを増やすと考えられる。その結果、質の高い求職者とマッチする確率の高い求人媒体からの入職者が増加する。最低賃金上昇は求職者のジョブサーチエフォートを高めるため、最低賃金上昇はインターネットを活用した求職活動を促進すると予想される。

5-2 最低賃金の雇用フローへの影響

最低賃金の雇用フローへの影響は数式（3）を用いて推定する。

$$\begin{aligned}
y_{i,j,t} = & \alpha + \beta \times \ln\left(\widetilde{\text{最低賃金}}_{j,t-1}\right) + \text{企業サイズ}_{i,j,t} + \text{県固定効果} \\
& + \text{年月固定効果} \times \text{産業固定効果} + \epsilon_{i,j,t}
\end{aligned} \tag{3}$$

$y_{i,j,t}$ は雇用フローを捉える6つの指標を使う。具体的には入職率、離職率、ネット入職率、グロス入離職率、求人率及び未充足求人率⁵である。添字の i, j, t はそれぞれ事業所、県、年月を指す。式(3)から推定された β は、最低賃金が1%変化した場合、雇用フローを捉える入職率、離職率、ネット入職率、グロス入離職率及び未充足求人率が何%ポイント変化するかを示す。先行研究の結果に照らし合わせると、最低賃金上昇に伴い、入職率と離職率はともに減少しているため、 β は入職率、離職率、ネット入職率、グロス入職率を被説明変数とした場合に、負の値を採ることが予想される。最低賃金の未充足求人率に対する影響については、先行研究での実証分析に関する蓄積が少ないため、理論からの示唆に基づき考察する。最低賃金の上昇は、求職者と企業の行動どちらにも影響を与える。最低賃金付近で雇われる可能性のある求職者にとっては、最低賃金が増えると受取る賃金の期待値が増えるため、仕事のサーチエフォートが高まる。企業にとっては、労働者に支払う費用が増えるため、生産性の高い労働者に需要がシフトする。その結果、質の高い候補者が集まる求人媒体に採用活動を移行させ、総求人数は減少する。求職者のサーチエフォートの増加と、企業の労働需要と採用行動の変化を考慮すると、最低賃金上昇は未充足求人率を低下させ、 β は負の値を採ることが予想される。

数式(3)で、最低賃金は内生変数のため操作変数法を用いる。操作変数には、2006年時点で生活保護が最低賃金を上回っていた県の生活保護費と最低賃金の差と年のダミー変数を交差させた変数とし、式(1)と同様の識別手段を用いる。

6 分析結果

6-1 最低賃金の入職者の属性、入職経路等への影響

本節では、最低賃金上昇が入職者の質、及び、入職経路等へ及ぼした影響を分析した結果を報告する。数式(1)を操作変数法で回帰した結果を表2、表4、表5に記載した。表2の分析対象は全事業所、表4は最低賃金付近の労働者が多い飲食・宿泊業の事業所を分析対象としたサブサンプル分析、表5は最低賃金付近の労働者が多い小売・卸売業の事業所を分析対象としたサブサンプル分析である。パネルAのモデル(1)～モデル(6)は入職者の属性、モデル(7)はjob-to-jobの転職、モデル(8)はインターネットを活用した求職割合を被説明変数としている。パネルBは入職者の属性をさらに性別と年齢、性別と学歴に細分化し、最低賃金上昇がどのような属性を持った入職者の増加をもたらすか検証する。パネルCのモデル(1)～モデル(8)はそれぞれの入職経路からの入職者

⁵ 入職率は入職者数/期首の常用労働者数、離職率は離職者数/期首の常用労働者数、ネット入職率は(入職者数-離職者数)/期首の常用労働者数、グロス入離職率は(入職者数+離職者数)/期首の常用労働者数、未充足求人率は未充足求人数/期首の常用労働者数と未充足求人数/(入職者数+未充足求人数)からそれぞれ算出した。

の割合を被説明変数として、最低賃金上昇でどの入職経路からの入職者が増加するか分析する。

表2 パネルAのモデル(1)の結果によれば、最低賃金が10%上昇すると、就学年数が16年以上の入職者の割合が2%ポイント増加することを示しており、最低賃金上昇で入職者の質が上昇するという仮説と一致している。モデル(2)～モデル(5)は、最低賃金上昇による入職者の年齢層への影響を分析した結果であるが、中年層の割合を被説明変数としたモデル(4)の係数は正、老年層の割合を被説明変数としたモデル(5)の係数は負で1%水準有意であり、最低賃金が増加すると経験があり生産性の高い中年層の入職が増加し、老年層が減少することが示された。具体的には、最低賃金が10%上昇すると、中年層の入職者の割合は1.1%ポイント増加し、老年層は1.2%ポイント減少する。モデル(6)の結果は、最低賃金上昇は入職者の女性の割合を増加させたことを示す。具体的には、最低賃金が10%上昇すると、女性の入職者の割合は1.3%増加する。また、モデル(7)の結果は、離職期間のないjob-to-jobの入職者が増加したことを表しているが、この結果には統計的有意性はなかった。モデル(8)の結果によれば、最低賃金が増加すると、入職者の求職時のインターネット活用が有意に上昇する。

表2 パネルBでは入職者の属性に関する分析をさらに深掘りする。モデル(1)は入職者に占める10代女性の割合、モデル(2)は若年層女性、モデル(3)は中年層女性、モデル(4)は老年層女性の割合を被説明変数としている。モデル(1)～モデル(4)の結果から、最低賃金が増加すると中年層女性の入職者の割合が増加することが示された。モデル(5)は就学年数が16年未満の女性入職者の割合、モデル(6)は就学年数が16年以上の女性入職者の割合を被説明変数としている。モデル(5)及びモデル(6)の結果から、最低賃金が増加すると、就業年数16年未満の女性の入職者割合は下落し、就業年数16年以上の女性の入職者割合は有意に上昇することが示された。モデル(7)～モデル(12)は男性の入職者に関する分析である。モデル(7)～モデル(10)の結果から、中年層男性の割合が増加し、老年層男性の割合が有意に減少したことが示された。モデル(11)とモデル(12)の結果は、就学年数16年未満及び就学年数16年以上の男性入職者の割合がどちらも下落したことを示しているが、統計的有意性はない。パネルBの分析結果を総括すると、最低賃金上昇に伴い、中年層女性及び就学年数16年以上の女性の割合が有意に上昇し、老年層男性の割合が有意に下落する。この結果は、最低賃金上昇による労働需要の変化と労働供給の変化を捉えていると解釈できる。最低賃金が増加すると、企業は中年層や高学歴者など質の高い労働者を需要する。また、最低賃金が増加すると期待受取り賃金が増加し、労働供給をしていなかった高学歴で経験がある中年女性が、労働市場でジョブサーチを始めた可能性もある。パネルBの分析結果が処置群と統制群の構造的な違いから生じていないか確認するため、以下の数式(4)を推定し $\hat{\delta}_{2000} \sim \hat{\delta}_{2019}$ を図1にプロットした。図1から、処置群で最低賃金が増加する以前の2000年～2007年の $\hat{\delta}$ は0付近に集中しているが、2007年以降は0から上方に乖離しており、処置

群と統制群の構造的な違いから生じた結果ではないことを裏付けた。

$$\begin{aligned}
 & \text{中年層女性比率}_{i,j,t} \\
 & = i, c + \delta \times \min\{\ln\left(\frac{\text{生活保護}_{j,2006}}{\text{最低賃金}_{j,2006}}\right), 0\} \times \text{年ダミー} + \text{企業サイズ}_{i,j,t} \\
 & + \text{県固定効果} + \text{年月固定効果} \times \text{産業固定効果} + \eta_{i,j,t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

パネルCモデル（1）～モデル（8）は入職者の入職経路の割合を示している。モデル（1）から、最低賃金が上昇すると職業安定所からの入職者が有意に減少するという結果が得られた。一方で、モデル（2）の結果からは、民間職業紹介所からの入職者は増加することが示された。モデル（3）及びモデル（8）は学校紹介及び広告からの入職者が減少すること、モデル（7）は縁故による入職者が増加することを表しており、最低賃金が上昇すると企業の採用経路に変化が生じることが示された。

図2に、最低賃金が処置群で上昇する以前の2000～2006年のデータを用いて、入職経路別に入職者の学歴、性別、年齢の割合をプロットした。職業安定所からの入職者は就学16年未満の入職者が約85%、就学16年以上の入職者が約15%であり、就学16年未満の入職者が圧倒的に多いことが分かる。一方で、民間職業紹介所からの入職者は就学16年未満の入職者が約35%、就学16年以上の入職者が約65%と、就学16年以上の入職者が多いことが分かる。広告からの入職は就学16年未満の入職者が60%強、就学16年以上の入職者が40%弱と職業安定所と民会職業紹介所の入職者属性の分布の中間に位置していた。データから示された入職者の属性から、職業安定所はポスティング費用は低いが高質の労働者とマッチする確率が低い求人媒体、民間職業紹介所はポスティング費用は高いが高質の労働者とマッチする確率が高い求人媒体であると考えられ、理論モデルから示唆される結果と表2パネルCの推定結果は整合性がみられた。くわえて、職業安定所はマッチの確率が低いため未充足求人率が高くなる、という仮説を検証する。最低賃金が上昇する以前の2000～2006年のデータを用いて、未充足求人率を被説明変数、それぞれの入職経路からの入職者の割合を説明変数として回帰分析を行った結果を表3に記載している。表3の分析では広告からの入職者の割合と未充足求人率の関係性をベンチマークとしているが、職業安定所からの入職者割合と未充足求人率の相関は広告と同程度、民間職業紹介所からの入職者割合と未充足求人率の相関は広告よりも有意に低く、民間職業紹介所からの入職者が多い事業所では未充足求人率が低いことが明らかとなり、モデルからの示唆と一致していた。

表2の結果を総括すると、最低賃金上昇に伴い、就学16年以上の入職者の割合と中年層の入職者の割合が増え、入職者の質が上昇していることが示唆された。一方で、老年層の入職者割合は有意に低下し、体力が年齢とともに衰えやすい点で、生産性が低い老年層労働者

働者から生産性が高い中年層労働者に置き換えが生じている可能性が示唆された。また、インターネットを活用した入職者の割合が上昇するなど、求職者のサーチエフォートの上昇も見られた。表2パネルBでは入職者の属性を細分化した結果、最低賃金上昇により中年層女性及び高学歴女性の入職者割合が増加し、老年層男性の入職者割合が減少していることが示された。高学歴の中年女性の入職者の割合が増加している背景には、企業の労働需要の質の変化と、期待受取り賃金の上昇による労働供給の変化を反映していると考えられる。一方で、老年層の入職割合は減少しており、労働需要が老年層から中年層にシフトした可能性がある。入職経路の変化を分析した表2パネルCの結果からは、最低賃金が増加すると費用が低く質の高い求職者とマッチする確率が低い職業安定所からの入職者の割合が減少し、費用が高く質の高い求職者とマッチする確率が高い民間職業紹介所からの入職者の割合が増加していた。

表4は飲食・宿泊業にデータ対象を限定した分析結果を示している。飲食・宿泊業に限定すると、観測値数は大きく減少する。推定では県固定効果、企業サイズの固定効果、及び年月×産業の固定効果をコントロールしているため、観測値数が減少すると統計的に有意な結果が得られにくくなることに留意が必要である。表4パネルAの結果に目をむけると、モデル(1)から就学年数16年以上の入職者の割合は増加しているが統計的に有意性はなかった。モデル(2)～モデル(5)の結果は、10代、若年層、老年層の入職者割合は減少しているが、中年層の割合は有意に増加していること示している。生産性の低い老年層から生産性の高い中年層に置き換えが起こる結果は、全事業所を分析対象とした表2の結果と一致している。モデル(6)の結果から、女性の入職者割合は最低賃金上昇により有意に増加していた。モデル(7)の結果から、job-to-jobの転職は減少、モデル(8)の結果からインターネットを活用した入職者は有意に増加していた。

次に、表4パネルBの結果から、最低賃金上昇に伴い中年層女性の入職者割合が有意に増加することが示された。同表モデル(3)の結果は、最低賃金が10%上昇すると中年女性入職者の割合は6.8パーセントポイント増加することを示唆する。モデル(5)の結果から、就学年数16年以上の女性入職者の割合は増加しているが、統計的に有意性はなかった。一方で、モデル(7)とモデル(9)の結果から、10代及び中年層男性の入職者の割合は減少している。モデル(11)とモデル(12)の結果から、就学年数16年未満の男性入職者割合は有意に減少し、就学年数16年以上の男性入職者割合は有意ではないが増加していることが示された。飲食・宿泊業に分析対象を限定しても、最低賃金の上昇が中年層女性、高学歴女性の入職を増加させる傾向は、全事業所を対象とした分析結果と同様であった。

表4パネルCは、最低賃金上昇が入職経路に及ぼす影響の分析結果を示している。モデル(1)とモデル(2)は、職業安定所からの入職者の割合が減少し、民間職業紹介所からの入職者の割合が増加したことを表しており、全事業所を対象とした分析結果と一致している。結果を総括すると、飲食・宿泊業を対象とした分析結果からも全事業所を対象と

した分析結果と同様、最低賃金上昇により就学年数16年以上と中年層の入職者が増加し、特に中年層女性の入職者の割合が顕著に増加するという結果が得られた。入職経路の分析結果は、職業安定所の求人が減少し、民間職業紹介所の求人が増加するという本稿の理論モデルと整合的であった。

表5は分析対象を卸売・小売業に限定した分析結果を記載している。表5パネルAモデル(1)～モデル(6)の結果から、最低賃金上昇に伴い、就学年数16年以上、中年層、女性の入職者の割合が増加し、10代、若年層、老年層の入職者の割合が減少していることが示された。モデル(7)とモデル(8)の結果から、job-to-job 転職の入職者は有意に増加し、インターネットを活用した入職者も増加することが示された。分析対象を卸売・小売業に限定しても、全事業所及び飲食・宿泊業を分析対象とした推定結果と同様、就学年数16年以上の入職者と中年層の入職者が増加するという結果が得られた。表5パネルBは、中年層女性の入職者割合が有意に増加し、老年層男性及び就学年数16年未満男性の入職者割合が有意に減少することを示している。統計的有意性はないが、就学年数16年以上の高学歴の女性及び男性入職者は増加していた。表5パネルCモデル(1)及びモデル(2)の結果から、全事業所及び飲食・宿泊業を対象とした分析結果と同様、職業安定所からの入職者は減少し民間職業紹介所からの入職者の割合は増加していた。

これらの結果を統括すると、全事業所、飲食・宿泊業、卸売・小売業を分析対象とした場合一貫して、最低賃金上昇に伴い、高学歴、中年層、及び女性の入職割合が増加し、入職者の質が上昇することが示唆された。また、最低賃金が増加すると職業安定所からの入職者の割合が減少し、民間職業安定所からの入職者の割合が増加することが示された。この結果は、最低賃金が増加すると採用基準が厳格化され、費用は低いが高品質の求職者とマッチする確率の低い求人媒体での採用が減少し、費用は高いが高品質の求職者とマッチする確率の高い求人媒体での採用が増加することを示した理論モデルと整合的な結果であった。

6-2 最低賃金の雇用フローへの影響

式(3)を操作変数法で回帰した結果を表6～表8に記載した。表6の分析対象は全事業所、表7は飲食・宿泊業の事業所、表8は小売・卸売業の事業所である。モデル(1)は被説明変数を入職率、モデル(2)は被説明変数を離職率、モデル(3)は被説明変数をネット入職率、モデル(4)は被説明変数をグロス入職率とした推定結果である。モデル(5)は未充足求人数を事業所のサイズ(期首の常用労働者数)で除して算出した未充足率を被説明変数、モデル(6)は未充足求人数を労働需要量(=入職者+未充足求人数)で除して算出した未充足求人率を被説明変数としている。

表6のモデル(1)の結果から、最低賃金の係数は正となっており期待された符号とは逆向きであり、統計的有意性はみられなかった。推定結果を解釈すると、最低賃金が10%

上昇すると、入職率が 0.2%ポイント増加する⁶。モデル（2）の結果から、最低賃金の係数は正で、最低賃金が増えると離職率は増加するという既存研究とは反する結果が得られた。モデル（3）の結果は、ネットの入職率を被説明変数としているが、最低賃金の係数は正であり、理論から示唆される競争的な労働市場での最低賃金の影響とは逆の結果が示された。モデル（4）はグロス入離職率を被説明変数としているが、最低賃金上昇により雇用フローは上昇しており、この結果も既存研究の発見とは反している。モデル（5）は未充足求人数を期首の事業所規模で標準化した未充足求人率、モデル（6）は未充足求人数を労働需要量で標準化した未充足求人率を被説明変数としているが、モデル（5）及びモデル（6）ともに最低賃金の係数は有意に負であった。

モデル（5）及びモデル（6）の結果から、未充足求人率に有意に差があることが示されたが、生活保護と最低賃金の逆転があった地域と逆転がなかった地域の未充足求人率の構造的な差によって結果が生じていないか確認する。最低賃金が増え急速に引き上げられる 2007 年以前に、処置群と統制群の未充足求人率が有意に異なるか否かを検証するため、数式（4）の被説明変数を未充足求人率に置き換え、 $\hat{\delta}_{2000} \sim \hat{\delta}_{2019}$ を図3にプロットした。なお、未充足求人率は未充足求人数を期首の常用労働者数で除して算出した。図3から、2000年～2012年まで $\hat{\delta}=0$ は95%信頼区間に入る年が多く、処置群と統制群の間で事前トレンドに有意な差はなかったことが分かる。また、最低賃金が増えた2007年以降に、即座に処置群で未充足求人率が減少したわけではなく、数期遅れて減少したことも明らかとなった。

表2及び表6の全産業の結果を総括すると、表2パネルAの結果から、最低賃金上昇に伴い、就学16年以上の入職者の割合と中年層の入職者の割合が増え、質の高い労働者への需要が拡大した可能性が示された。表6の結果から、最低賃金上昇により入職率は減少していないことが明らかとなり、最低賃金上昇により質の高い労働者に対する需要増加が質の低い労働者に対する需要をクラウドアウトしていたわけではないと推察できる。入職経路の変化を分析した表2パネルCの結果から、最低賃金が増ると職業安定所経由の入職者が減少し、民間職業安定所経由の入職者が増加することが示された。この結果は、最

⁶ 本文では、最低賃金の雇用の影響を推定する際にトレンド項を含めることは、過剰制御になるという批判に基づき(Meer and West, 2016)、トレンド項を含めていない推定結果を報告している。一方、県ごとに雇用フロー変数にはトレンドが存在することが考えられるため、2つの方法でトレンドのコントロールを試みた。1つ目は最低賃金が増える前の2000-2006年の被説明変数の成長率を2007-2020年の被説明変数についてコントロールした。2つ目はトレンド項を入れて推定した。1つ目の結果は本文で報告した結果と大きく変わらなかったが、2つ目は結果が変わり、入職率の最低賃金の影響が負に転換した。しかし、2つ目の結果は最低賃金の影響で被説明変数が変動しているのか、トレンドで変動しているのかが識別できないという問題は残るため、最低賃金が増え労働需要の下方圧力となることを示す頑健な結果ではないと判断した。

低賃金の上昇により企業の採用がマッチの確率の高い求人媒体に移行する本稿の理論モデルと整合的であり、表6の最低賃金上昇により未充足求人率が有意に減少していた結果とも一致する。

表7は飲食・宿泊業の事業所に分析対象を限定した結果を表している。飲食・宿泊業は、他の産業と比較して、最低賃金付近で雇用されている労働者の割合が多いため、サブサンプル分析を行った。モデル(1)、(2)の推定結果から、最低賃金上昇は入職率及び離職率を低下させており、先行研究の発見と一致している。10%最低賃金が増加すると、入職率は1%ポイント低下するが、離職率は0.08%ポイント低下しており、入職率への影響と比べて小さい。その結果、ネット入職率の係数は負となっている。表4の最低賃金上昇と入職者の質の分析では、最低賃金上昇に伴い中年層女性の入職者が増加していたが、採用マージンにおいては老年男性層や男性の低学歴労働者の雇用が置き換えられたことが推測される。最低賃金上昇による飲食・宿泊業の未充足求人率の下落幅は、全事業所を用いた分析より大きい。

表8は卸売・小売業の事業所に分析対象を限定した分析結果を表している。卸売・小売業も最低賃金付近で雇用されている労働者が相対的に多い産業である。モデル(1)、(2)から、卸売・小売業でも最低賃金が増加すると入職率及び離職率が低下しており、最低賃金が増加して雇用フローを低下させるという先行研究の発見と一致している。一方、飲食・宿泊業との相違点は、10%最低賃金が増加すると、入職率及び離職率は0.77%ポイント下落しており、離職率が入職率と同等の幅で下落していることである。最低賃金上昇によるネット入職率への影響はほぼなく、グロス入離職率は大きく下落している。未充足求人率は、全事業所と飲食・宿泊業の事業所を対象とした分析結果と同様に最低賃金上昇により下落している。

最低賃金付近で雇用されている労働者の割合が比較的高い飲食・宿泊業及び卸売・小売業では、最低賃金が増加すると入職率及び未充足求人率が低下することが明らかとなった。これらの結果は、最低賃金上昇により、質の低い労働者から質の高い労働者に需要の代替が生じる可能性を示唆している。

7 結論

本稿では、最低賃金の上昇により採用基準が厳格化し、費用が低く質の高い求職者とマッチする確率が低い求人媒体から、費用が高く質の高い求職者とマッチする確率が高い求人媒体に採用経路がシフトするモデルを構築し、モデルから示唆される仮説を実証分析した。その結果、最低賃金が増加すると高学歴層、及び、中年層の入職者が増加し、最低賃金上昇により入職者の観察可能な質が増加するという理論モデルと一致する実証分析の結果を得られた。特に、中年層と高学歴層の女性の入職率増加が顕著であった。また、最低賃金上昇は入職経路にも影響を及ぼしており、より学歴の低い入職者の割合が多い職業紹

介安定所からの入職者が減少し、より学歴の高い入職者の割合が多い民間職業紹介所からの入職者が増加していた。次に、最低賃金の雇用フローへの影響を分析した結果、全事業所を対象とした分析では、最低賃金上昇により入職率には変化がなかったものの、未充足求人率は有意に低下していた。最低賃金付近の労働者が比較的多い飲食・宿泊業と小売・卸売業を対象とした分析では、最低賃金上昇により入職率、及び、未充足求人率が低下していた。これらの結果を総括すると、最低賃金の上昇は、全産業で見ると質の高い労働者需要を増加させたが、飲食・宿泊業と小売・卸売業に限定すると老年層や低学歴層の雇用を質の高い労働者の雇用に置き換えた可能性が示された。最低賃金上昇による未充足求人率の低下は、求人1ポストあたりの費用が低い職業安定所から費用が高い民間職業紹介所にシフトしたこと、マッチの確率が高い求人媒体への転換が起きたこと等が寄与していると考えられる。

最後に、本稿の分析に関する留意点を述べる。最低賃金の入職者の質、入職経路、及び入職率等への影響の分析結果を、主に労働需要者である企業側の採用基準の厳格化に伴うものと解釈しているが、実証分析では労働供給が要因か労働需要要因か厳密には区別出来ていない。次に、入職率は増加していないのにも関わらず、高学歴層や中年層の入職が増加していることは、低学歴層や高齢労働者の採用は減少したことを示唆する。こうした労働者が、最低賃金上昇により、失業者となったのか非労働力化したのかどのような影響があったかまでは分析できておらず、今後さらなる分析が必要である。

参考文献

- Azar, J., Huet-Vaughn, E., Marinescu, I., Taska, B., & Von Wachter, T. (2019). Minimum wage employment effects and labor market concentration *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. w26101.
- Butschek, S. (2022). Raising the bar: minimum wages and employers' hiring standards. *American Economic Journal: Economic Policy*.
- Brochu, P., & Green, D. (2013). The impact of minimum wages on labor market transitions. *Economic Journal*, 123(12), 1203–35.
- Clemens, J., Kahn, L. B., & Meer, J. (2021). Dropouts need not apply? The minimum wage and skill upgrading. *Journal of Labor Economics*, 39(S1), S107-S149.
- Dube, A., Lester, T. W., & 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. W., & Reich, M. (2016). Minimum wage shocks, employment flows, and labor market frictions. *Journal of Labor Economics*, 34(3), 663-704.
- Dustmann, C., Lindner, A., Schönberg, U., Umkehrer, M., & Vom Berge, P. (2022). Reallocation effects of the minimum wage. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 267-328.
- Hara, H. (2017). Minimum wage effects on firm-provided and worker-initiated training. *Labour Economics*, 47, 149-162
- Kawaguchi, D. & Mori, Y. (2021). Estimating the effects of the minimum wage using the introduction of indexation. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 184, 388-408.
- Meer, J., & West, J. (2016). Effects of the minimum wage on employment dynamics. *Journal of Human Resources*, 51(2), 500-522.

Neumark, D., Salas, J.M.I., & Wascher W. (2014) Revisiting the minimum wage-employment debate: throwing out the baby with the bathwater? *Industrial Labor Relations Review*. 67, 608-648

Okudaira, H., Takizawa, M., & Yamanouchi, K. (2019). Minimum wage effects across heterogeneous markets. *Labour Economics*, 59, 110-122.

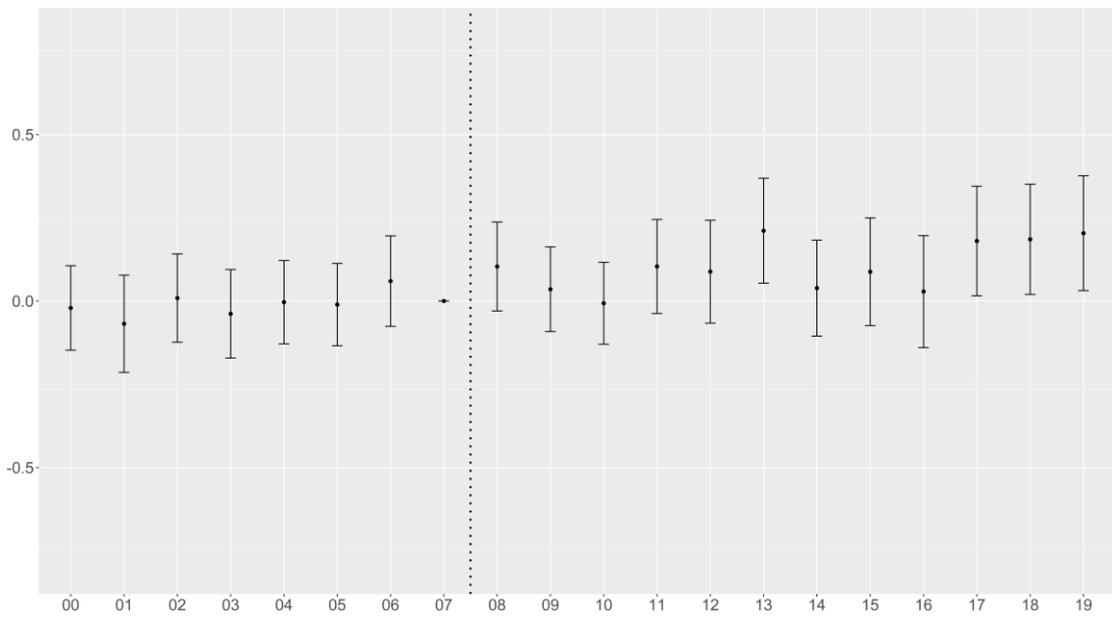
Ohta, S., & Komae, K. (2022). *Vacancies, Job Seekers, and Minimum Wages: Evidence from Public Employment Placement Service Data* (No. 2022-004). Institute for Economics Studies, Keio University.

Pissarides, C. A. (2000). Equilibrium unemployment theory. *MIT press*.

Portugal, P., & Cardoso, A. R. (2006). Disentangling the minimum wage puzzle: an analysis of worker accessions and separations. *Journal of the European Economic Association*, 4(5), 988-1013.

図表

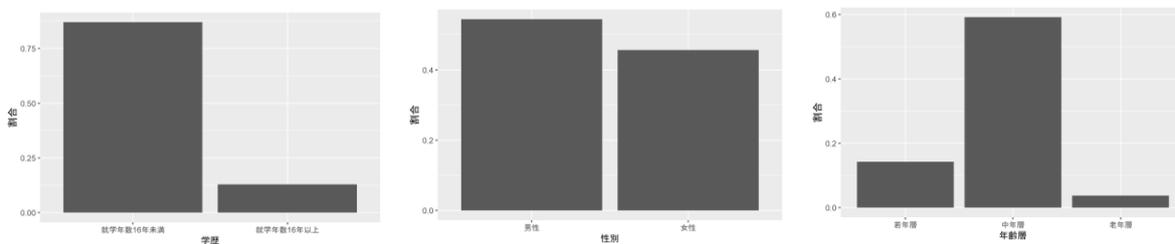
図1 処置群と統制群の中年層女性の入職率の比較



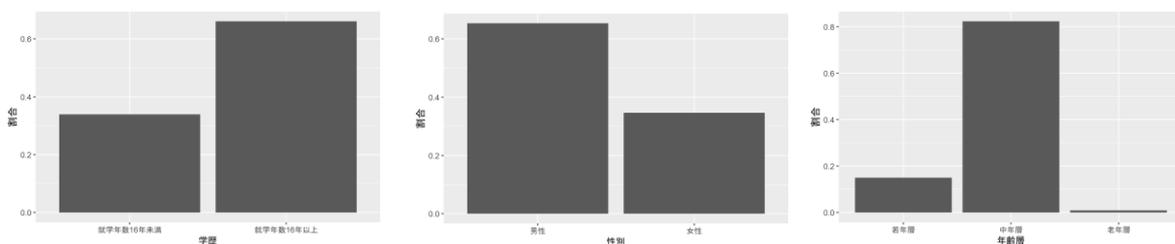
Note: 数式(4)の推定結果のうち、 $\hat{\delta}_{2000} \sim \hat{\delta}_{2019}$ をプロットした。点は推定値、棒線は95%信頼区間を示す。

図2 入職経路と入職者の属性 (2000~2006年)

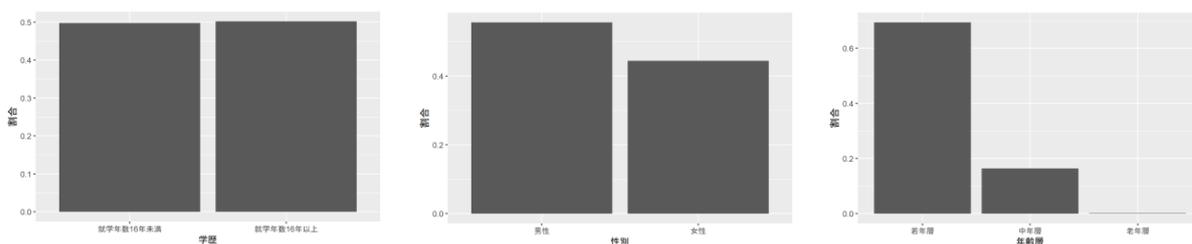
職業安定所



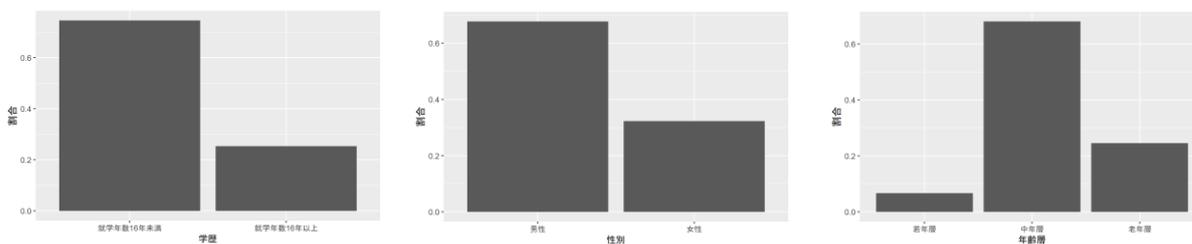
民間職業紹介所



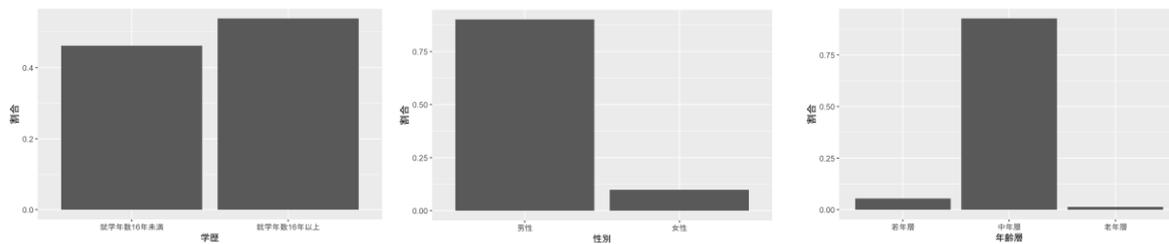
学校



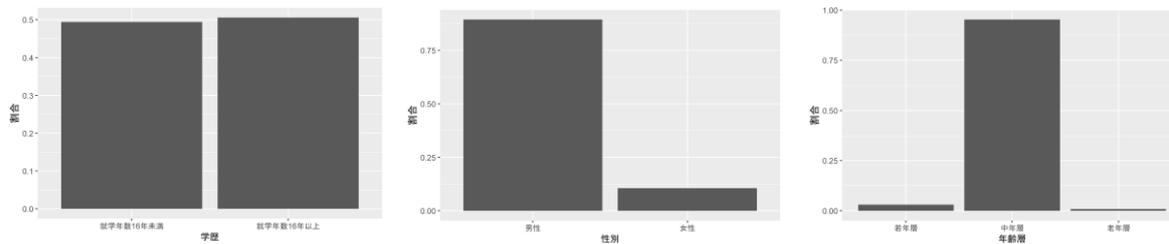
前の会社



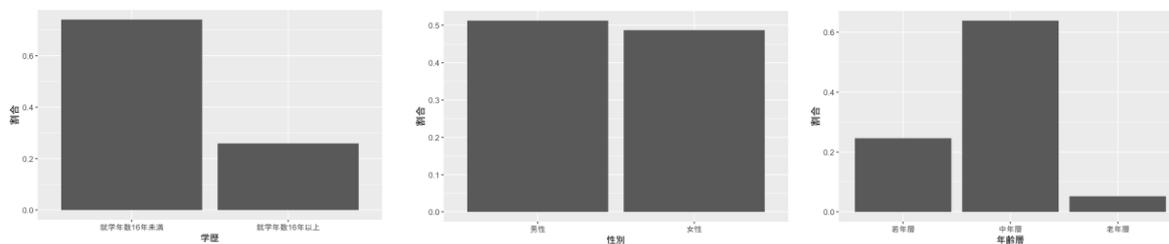
出向



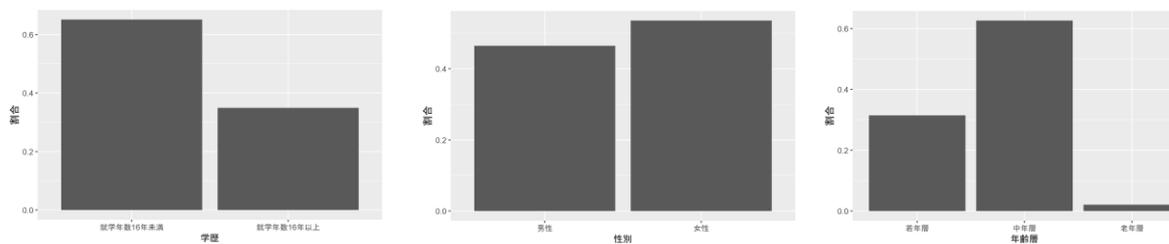
出向からの復帰



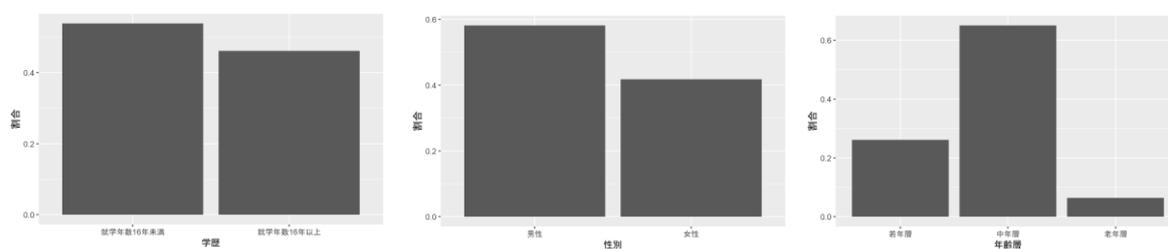
縁故



広告

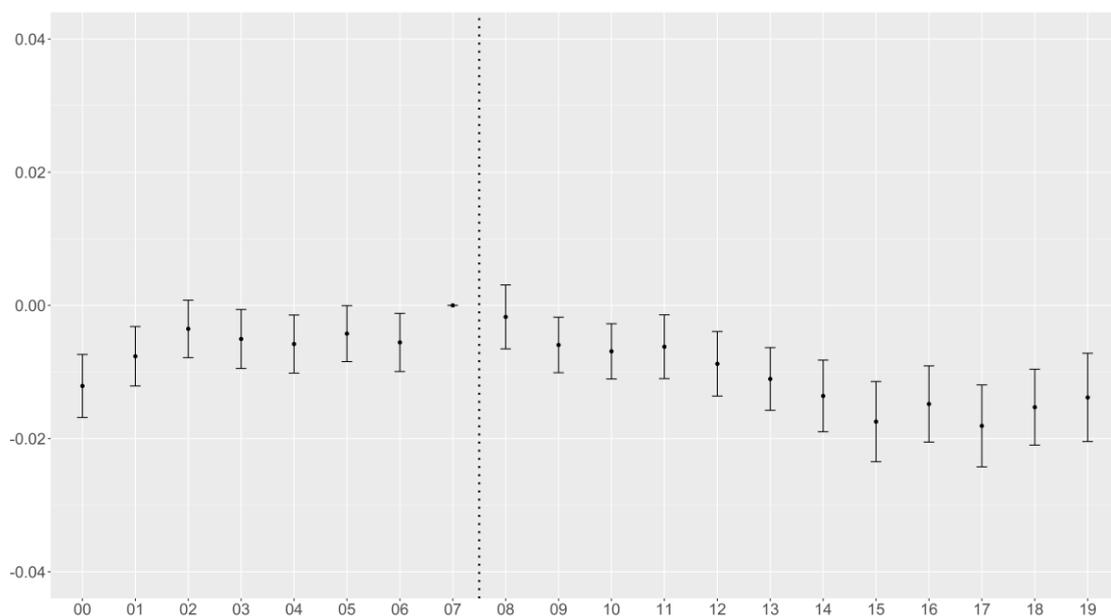


その他



Note: 2000年~2006年の雇用動向調査事業所票に含まれる入職者の属性の割合を入職経路別に算出し、プロットした。

図3 処置群と統制群の未充足求人率の比較



Note: 数式(4)の推定結果のうち、 $\hat{\delta}_{2000} \sim \hat{\delta}_{2019}$ をプロットした。点は推定値、棒線は95%信頼区間を示す。

表1 記述統計 (2000~2019年 事業所単位)
 パネルA 事業所に関する変数

	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	25 percentile	75 percentile	最大値
最低賃金	403,306	705.8	77.9	595.0	647.0	740.0	985.0
入職率	403,306	0.064	0.090	0.000	0.000	0.090	0.500
離職率	403,306	0.066	0.085	0.000	0.008	0.089	0.475
グロス入離職 率	403,306	0.131	0.159	0.000	0.027	0.175	0.878
ネット入職率	403,306	-0.002	0.073	-0.282	-0.021	0.016	0.286
未充足求人率 (期首の常用労働者数の割合)	403,306	0.003	0.013	0.000	0.000	0.094	0.092
未充足求人率 (入職者数+未充足求人数の割合)	403,306	0.022	0.100	0.000	0.000	0.000	0.715

(次頁へ続く)

表1 記述統計 (前頁から続く)
 パネルB 入職者に関する変数

	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	25 percentile	75 percentile	最大値
10代	233,570	0.085	0.221	0.000	0.000	0.000	1.000
若年層 (20~25)	233,570	0.229	0.326	0.000	0.000	0.386	1.000
中年層 (26~59)	233,570	0.623	0.382	0.000	0.315	1.000	1.000
老年層 (60~)	233,570	0.063	0.193	0.000	0.000	0.000	1.000
就学16年未満	233,570	0.659	0.389	0.000	0.333	1.000	1.000
就学16年以上	233,570	0.341	0.389	0.000	0.000	0.667	1.000
インターネット を使った求職 活動	233,570	0.098	0.135	0.000	0.000	0.167	1.000
女性割合	233,570	0.425	0.394	0.000	0.000	0.806	1.000
Job-to-job 転 職	233,570	0.269	0.355	0.000	0.000	0.493	1.000

(次頁に続く)

表1 記述統計 (前頁から続く)
 パネルC 入職者の職経路に関する変数

	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	25 percentile	75 percentile	最大値
職業安定所	233,570	0.247	0.351	0.000	0.000	0.450	1.000
民間職業紹介 所	233,570	0.034	0.141	0.000	0.000	0.000	1.000
学校	233,570	0.104	0.237	0.000	0.000	0.000	1.000
前の会社	233,570	0.064	0.195	0.000	0.000	0.000	1.000
出向	233,570	0.032	0.145	0.000	0.000	0.000	1.000
出向先からの 復帰	233,570	0.028	0.141	0.000	0.000	0.000	1.000
縁故	233,570	0.16	0.294	0.000	0.000	0.199	1.000
広告	233,570	0.225	0.338	0.000	0.000	0.393	1.000
その他	233,570	0.107	0.243	0.000	0.000	0.062	1.000

Note: パネルAのデータ対象は、2000年~2019年の雇用動向調査事業所票に含まれる全ての事業所である。入職率は入職者数/期首の常用労働者数、離職率は離職者数/期首の常用労働者数、ネット入職率は(入職者数-離職者数)/期首の常用労働者数、グロス入離職率は(入職者数+離職者数)/期首の常用労働者数、未充足求人率は未充足求人数/期首の常用労働者数と未充足求人数/(入職者数+未充足求人数)からそれぞれ算出した。パネルB及びパネルCのデータ対象は、2000年~2019年の雇用動向調査入職者票の回答が1人以上存在する事業所である。パネルB及びパネルCの変数は、各入職者を乗率で調整後、事業所平均値を算出した。パネルBに含まれる若年層は20~24歳、中年層は25~59歳、老年層は60歳以上を指す。インターネットを使った求人活動は、入職者票で該当の質問項目に含まれる全てのインターネット求職活動に係る選択肢のうち、利用したと回答した数の割合である。Job-to-job転職とは、離職期間が15日未満の入職者の割合を指す。入職率~未充足求人率については、99パーセント以上の観測値は99パーセントの値で置き換え、下限が0はない変数については、1パーセント以下の観測値は1パーセントの値で置き換えた。なお、これらのデータ制約は、以下の表2-表4の回帰分析についても課している。分析対象から日本産業分類の「S公務」または中分類の「96外国公務」に属する事業所を除き、このデータ制約は、以下の表2-表7の回帰分析についても課している。

表2 最低賃金の入職者の質等に係る影響 2000年～2019年（全産業）
 パネルA 入職者の学歴、年齢、性別、job-to-job 転職、インターネットを活用した求職活動

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	就学 16 年以上	10 代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	女性	Job-to-job 転職	インターネット
ln(最低賃金)	0.2011*** (0.0773)	0.0386 (0.0416)	-0.0276 (0.0554)	0.1088 (0.0727)	-0.1198*** (0.0430)	0.1351* (0.0799)	0.1188 (0.0727)	0.2259*** (0.0299)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数 の 平均値	0.341	0.085	0.229	0.623	0.063	0.425	0.269	0.098
N	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429
R ²	0.28	0.18	0.15	0.16	0.08	0.23	0.13	0.27

Note: この表では操作変数法の推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。「就学 16 年以上」とは、大学卒業以上の入職者の割合である。「Job-to-job 転職」とは、前職と現職の間の離職期間が 15 日未満の入職者の割合である。「インターネット」とは、調査の回答選択肢全てのインターネットを使った求職活動を行った場合を 1 とし、実際に行った活動の割合である。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表2 パネルB (全産業) 性別×年齢、性別×学歴

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
女性						
	10代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	就学16年 未満	就学16年 以上
ln(最低賃金)	0.0389* (0.0214)	-0.0497 (0.0676)	0.1755*** (0.0463)	-0.0297 (0.0207)	-0.1034 (0.0763)	0.2384*** (0.0432)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.031	0.268	0.112	0.013	0.322	0.103
N	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429
R ²	0.11	0.15	0.11	0.05	0.22	0.16
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
男性						
	10代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	就学16年 未満	就学16年 以上
ln(最低賃金)	-0.0003 (0.0317)	-0.0968 (0.0674)	0.0521 (0.0529)	-0.0900** (0.0399)	-0.0977 (0.0814)	-0.0373 (0.0695)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.054	0.329	0.142	0.05	0.337	0.238
N	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429
R ²	0.15	0.12	0.11	0.08	0.20	0.23

Note: この表では操作変数法の推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。モデル(1)~モデル(6)は女性の入職者、モデル(7)~モデル(12)は男性の入職者を分析対象としている。標準誤差は中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表2 パネルC (全産業) 入職経路

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	職業安定所	民間職業紹介所	学校	前の会社	出向	出向先からの復帰	縁故	広告
ln(最低賃金)	-0.1701** (0.0695)	0.2371*** (0.0393)	-0.1373*** (0.0474)	-0.0051 (0.0389)	0.1094*** (0.0311)	-0.1153*** (0.0290)	0.1179** (0.0568)	-0.0837 (0.0700)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.247	0.034	0.104	0.064	0.032	0.028	0.160	0.225
N	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429	233,429
R ²	0.14	0.08	0.19	0.06	0.07	0.11	0.10	0.17

Note: この表では操作変数法の推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。「職業安定所」とは職業安定所経由の入職者の割合である。その他の変数も同様に定義している。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, *< p10%。

表3 未充足求人率と入職経路 2000年～2006年（全産業）

	未充足求人率
職業安定所	-0.000002 (0.0002)
民間職業紹介所	-0.0005* (0.0003)
学校	-0.0029*** (0.0002)
前の会社	-0.0015*** (0.0002)
出向	-0.0021*** (0.0002)
出向先からの復帰	-0.0016*** (0.0001)
縁故	-0.0011*** (0.0002)
その他	-0.0016*** (0.0002)
県固定効果	Yes
企業サイズ	Yes
年月×産業	Yes
被説明変数の 平均値	0.002
N	95,193
R ²	0.09

Note: この表では2000-2006年のデータを用いて、未充足求人率を被説明変数、広告からの入職をベンチマークとした未充足求人率と入職経路の回帰分析結果を示している。「職業安定所」とは、職業安定所経由の入職者の割合である。その他の変数も同様に定義している。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表4 最低賃金の入職者の質等に係る影響 2000年～2019年（飲食・宿泊業）
 パネルA 入職者の学歴、年齢、性別、job-to-job 転職、インターネットを活用した求職活動

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	就学 16 年以上	10 代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	女性	Job-to-job 転職	インターネット
ln(最低賃金)	0.4597 (0.3178)	-0.2346 (0.3889)	-0.3144 (0.2450)	0.8107* (0.4584)	-0.2616 (0.2107)	0.6744* (0.3665)	-0.1942 (0.3192)	0.4700*** (0.1206)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.192	0.19	0.227	0.531	0.053	0.578	0.174	0.077
N	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849
R ²	0.24	0.18	0.06	0.12	0.07	0.05	0.10	0.22

Note: この表では日本産業分類の「宿泊・飲食サービス業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。「就学 16 年以上」とは、大学卒業以上の割合である。「Job-to-job 転職」とは、前職と現職の間の離職期間が 15 日未満の入職者の割合である。「インターネット」とは、調査の回答選択肢全てのインターネットを使った求職活動を行った場合を 1 とし、実際に行った活動の割合の事業所平均値である。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「宿泊・飲食サービス業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表4 パネルB (飲食・宿泊業) 性別×年齢、性別×学歴

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
女性						
	10代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	就学16年 未満	就学16年 以上
ln(最低賃金)	-0.0002 (0.2083)	0.1185 (0.3006)	0.6805** (0.2661)	-0.1244 (0.1012)	0.5039 (0.3189)	0.1705 (0.1386)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.113	0.294	0.147	0.025	0.497	0.082
N	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849
R ²	0.11	0.05	0.06	0.05	0.15	0.010
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
男性						
	10代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	就学16年 未満	就学16年 以上
ln(最低賃金)	-0.2345 (0.2474)	0.0249 (0.2745)	-0.3277 (0.2581)	-0.1372 (0.1568)	-0.9637** (0.3753)	0.2892 (0.3252)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.077	0.225	0.092	0.028	0.312	0.11
N	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849
R ²	0.10	0.05	0.08	0.06	0.06	0.13

Note: この表では日本産業分類の「宿泊・飲食サービス業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。モデル(1)~モデル(6)は女性の入職者、モデル(7)~モデル(12)は男性の入職者を分析対象としている。標準誤差は「宿泊・飲食サービス業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表4 パネルC (飲食・宿泊業) 入職経路

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	入職経路							
	職業安定所	民間職業紹介所	学校	前の会社	出向	出向先からの復帰	縁故	広告
ln(最低賃金)	-0.3503 (0.3058)	0.1143 (0.1060)	-0.0028 (0.2715)	-0.0326 (0.0950)	0.0292 (0.0587)	-0.0980* (0.0566)	-0.3147 (0.3169)	0.6589* (0.3826)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.221	0.013	0.067	0.028	0.010	0.005	0.227	0.329
N	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849	7,849
R ²	0.17	0.04	0.12	0.04	0.05	0.04	0.07	0.20

Note: この表では日本産業分類の「宿泊・飲食サービス業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。「職業安定所」とは、職業安定所経路で入職した入職者の割合である。その他の変数も同様に定義している。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「宿泊・飲食サービス業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, *< p10%。

表5 最低賃金の入職者の質等に係る影響 2000年～2019年（小売・卸売業）
 パネルA 入職者の学歴、年齢、性別、job-to-job 転職、インターネットを活用した求職活動

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	就学 16 年以上	10 代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	女性	Job-to-job 転職	インターネ ット
ln(最低賃金)	0.3616 (0.2824)	-0.1430 (0.1459)	-0.0517 (0.1837)	0.5455** (0.2335)	-0.3508*** (0.1011)	0.3014 (0.2219)	0.3796* (0.2237)	0.3166*** (0.0900)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.325	0.091	0.263	0.607	0.039	0.567	0.198	0.098
N	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511
R ²	0.29	0.12	0.13	0.12	0.06	0.18	0.13	0.33

Note: この表では日本産業分類の「小売・卸売業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。「就学 16 年以上」とは、大学卒業以上の入職者の割合である。「Job-to-job 転職」とは、前職と現職の間の離職期間が 15 日未満の入職者の割合である。「インターネット」とは、調査の回答選択肢全てのインターネットを使った求職活動を行った場合を 1 とし、実際に行った活動の割合の事業所平均値である。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「小売・卸売業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表5 パネルB (小売・卸売業) 性別×年齢、性別×学歴

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
女性						
	10代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	就学16年 未満	就学16年 以上
ln(最低賃金)	0.0397 (0.1017)	-0.0436 (0.2091)	0.3566** (0.1535)	-0.0514 (0.0760)	0.0880 (0.2808)	0.2135 (0.1553)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.051	0.339	0.166	0.011	0.446	0.121
N	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511
R ²	0.09	0.08	0.14	0.06	0.23	0.13
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
男性						
	10代	若年層 (20~24)	中年層 (25~59)	老年層 (60~)	就学16年 未満	就学16年 以上
ln(最低賃金)	-0.1827* (0.0969)	0.0617 (0.1748)	0.1190 (0.1729)	-0.2994*** (0.0623)	-0.4496** (0.1829)	0.1481 (0.2115)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.040	0.271	0.094	0.027	0.229	0.204
N	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511
R ²	0.07	0.17	0.07	0.05	0.14	0.24

Note: この表では日本産業分類の「小売・卸売業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。モデル(1)～モデル(6)は女性の入職者、モデル(7)～モデル(12)は男性の入職者を分析対象としている。標準誤差は「小売・卸売業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表5 パネルC (小売・卸売業) 入職経路

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	入職経路							
	職業安定 所	民間職業 紹介所	学校	前の会社	出向	出向先からの 復帰	縁故	広告
ln(最低賃金)	-0.1575 (0.1837)	0.3224*** (0.1169)	-0.1279 (0.0959)	-0.0317 (0.1042)	0.1560** (0.0765)	-0.0929*** (0.0353)	0.0117 (0.1796)	-0.0848 (0.2314)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.199	0.039	0.074	0.040	0.020	0.019	0.143	0.361
N	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511	19,511
R ²	0.16	0.12	0.14	0.05	0.06	0.11	0.10	0.18

Note: この表では日本産業分類の「小売・卸売業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。「職業安定所経路」とは、職業安定所経路で入職した入職者の割合である。その他の変数も同様に定義している。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「小売・卸売業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表6 最低賃金の雇用フローへの効果 2000年～2019年（全事業所）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット 入職率	グロス 入離職率	未充足求人 率 (/期首常用 労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充足 求人数)
ln(最低賃金)	0.0208 (0.0150)	0.0198 (0.0153)	0.0056 (0.0109)	0.0367 (0.0281)	-0.0139*** (0.0020)	-0.1119*** (0.0156)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.064	0.066	-0.002	0.131	0.003	0.022
N	403,306	403,306	403,306	403,306	403,306	403,306
R ²	0.14	0.13	0.03	0.16	0.10	0.11

Note: この表では操作変数法の推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした第一段階の回帰結果は Appendix に掲載している。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は中分類産業×県でクラスタした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表7 最低賃金の雇用フローへの効果 2000年～2019年（飲食・宿泊業）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット 入職率	グロス 入離職率	未充足求人 率 (/期首常用 労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充足 求人数)
ln(最低賃金)	-0.1039 (0.0771)	-0.0082 (0.0741)	-0.1020* (0.0508)	-0.1066 (0.1416)	-0.0376*** (0.0100)	-0.2545*** (0.0546)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.12	0.119	0.001	0.241	0.005	0.032
N	14,057	14,057	14,057	14,057	14,057	14,057
R ²	0.11	0.10	0.03	0.12	0.14	0.12

Note: この表では日本産業分類の「宿泊・飲食サービス業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「宿泊・飲食サービス業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

表 8 最低賃金の雇用フローへの効果 2000 年～2019 年（小売・卸売業）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット 入職率	グロス 入離職率	未充足求人 率 (/期首常用 労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充足 求人数)
ln(最低賃金)	-0.0767* (0.0441)	-0.0768* (0.0410)	0.0076 (0.0289)	-0.1583** (0.0796)	-0.0184*** (0.0042)	-0.1206*** (0.0384)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.066	0.069	-0.003	0.136	0.003	0.027
N	36,210	36,210	36,210	36,210	36,210	36,210
R ²	0.08	0.09	0.03	0.10	0.10	0.10

Note: この表では日本産業分類の「卸売業・小売業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金を内生変数とした操作変数法の推定結果である。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「卸売業・小売業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * <p10%。

付録

表1 第1段階推定結果

	表2、表4、表5			表6、表7、表8		
	全産業	飲食・宿泊	小売・卸売	全産業	飲食・宿泊	小売・卸売
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2000年ダミー	0.0017 (0.0034)	-0.0218 (0.0179)	0.0267*** (0.0086)	0.0019 (0.0036)	-0.0307** (0.0155)	0.0272*** (0.0091)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2001年ダミー	-0.0005 (0.0032)	-0.0225 (0.0195)	0.0219*** (0.0080)	0.0005 (0.0035)	-0.0249 (0.0184)	0.0211*** (0.0078)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2002年ダミー	-0.0097*** (0.0033)	-0.0248 (0.0155)	0.0090 (0.0071)	-0.0086** (0.0035)	-0.0146 (0.0177)	0.0050 (0.0067)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2003年ダミー	-0.0094* (0.0049)	-0.0447** (0.0196)	0.0133 (0.0093)	-0.0100** (0.0048)	-0.0481** (0.0194)	0.0096 (0.0084)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2004年ダミー	-0.0132*** (0.0031)	-0.0287 (0.0179)	0.0069 (0.0089)	-0.0149*** (0.0030)	-0.0309** (0.0127)	-0.00007 (0.0078)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2005年ダミー	-0.0130*** (0.0030)	-0.0327* (0.0177)	0.0026 (0.0072)	-0.0152*** (0.0030)	-0.0292** (0.0142)	0.0001 (0.0082)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2006年ダミー	-0.0084*** (0.0028)	-0.0315* (0.0183)	0.0088 (0.0075)	-0.0105*** (0.0029)	-0.0286* (0.0157)	0.0002 (0.0069)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2008年ダミー	0.0072* (0.0043)	-0.0108 (0.0087)	0.0217*** (0.0067)	0.0087** (0.0043)	0.0003 (0.0117)	0.0213*** (0.0070)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2009年ダミー	0.0741*** (0.0038)	0.0686*** (0.0172)	0.1023*** (0.0064)	0.0767*** (0.0037)	0.0765*** (0.0159)	0.1034*** (0.0062)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2010年ダミー	0.2104*** (0.0055)	0.2033*** (0.0250)	0.2391*** (0.0083)	0.2120*** (0.0051)	0.2038*** (0.0237)	0.2384*** (0.0081)

(次頁に続く)

	表2、表4、表5			表6、表7、表8		
	全産業	飲食・宿泊	小売・卸売	全産業	飲食・宿泊	小売・卸売
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2011年ダミー	0.4177*** (0.0068)	0.4090*** (0.0320)	0.4452*** (0.0103)	0.4207*** (0.0062)	0.4127*** (0.0293)	0.4462*** (0.0099)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2012年ダミー	0.5341*** (0.0094)	0.5194*** (0.0404)	0.5665*** (0.0151)	0.5364*** (0.0089)	0.5249*** (0.0380)	0.5664*** (0.0154)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2013年ダミー	0.6505*** (0.0106)	0.6382*** (0.0421)	0.6844*** (0.0182)	0.6502*** (0.0097)	0.6293*** (0.0437)	0.6799*** (0.0172)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2014年ダミー	0.7039*** (0.0092)	0.6886*** (0.0401)	0.7368*** (0.0157)	0.7021*** (0.0086)	0.6877*** (0.0403)	0.7337*** (0.0148)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2015年ダミー	0.7296*** (0.0107)	0.7232*** (0.0429)	0.7697*** (0.0165)	0.7301*** (0.0095)	0.7153*** (0.0450)	0.7629*** (0.0157)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2016年ダミー	0.7340*** (0.0114)	0.7277*** (0.0481)	0.7676*** (0.0184)	0.7361*** (0.0101)	0.7269*** (0.0458)	0.7688*** (0.0175)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2017年ダミー	0.7164*** (0.0114)	0.7256*** (0.0394)	0.7453*** (0.0195)	0.7189*** (0.0100)	0.7127*** (0.0424)	0.7471*** (0.0181)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2018年ダミー	0.7008*** (0.0111)	0.6699*** (0.0517)	0.7375*** (0.0175)	0.7022*** (0.0095)	0.6872*** (0.0413)	0.7338*** (0.0165)
生活保護 ₂₀₀₆ -最賃 2006×2019年ダミー	0.6748*** (0.0113)	0.6794*** (0.0420)	0.6963*** (0.0216)	0.6766*** (0.0096)	0.6617*** (0.0442)	0.7015*** (0.0175)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	233,429	7,849	19,511	403,306	14,057	36,210
R ²	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
F test	73,412	2,338	7,006	127,891	4,167	12,908
Sargan test	p value >10%	p value >10%	p value >10%	p value >10%	p value >10%	p value >10%

Note: 表 2,4,5 及び表 6,7,8 の操作変数法の第一段階の推定結果を表している。標準誤差は中分類産業×県

でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * p<10%。

表2 処置群と統制群の未充足求人率及び入職者中年女性比率の推移

	(1)	(2)
	未充足求人率	中年女性
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2000$ 年ダミー	-0.0121*** (0.0024)	-0.0207 (0.0647)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2001$ 年ダミー	-0.0076*** (0.0023)	-0.0684 (0.0745)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2002$ 年ダミー	-0.0035 (0.0022)	0.0089 (0.0675)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))_6$ $\times 2003$ 年ダミー	-0.0050** (0.0023)	-0.0383 (0.0678)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2004$ 年ダミー	-0.0058*** (0.0022)	-0.0035 (0.0638)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2005$ 年ダミー	-0.0042** (0.0021)	-0.0107 (0.0630)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2006$ 年ダミー	-0.0056** (0.0022)	0.0598 (0.0693)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2008$ 年ダミー	-0.0017 (0.0024)	0.1037 (0.0681)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2009$ 年ダミー	-0.0059*** (0.0021)	0.0354 (0.0648)
$(\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006}))$ $\times 2010$ 年ダミー	-0.0069*** (0.0021)	-0.0068 (0.0627)

(次頁に続く)

	(1)	(2)
	未充足求人率	中年女性
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2011 年ダミー	-0.0062** (0.0024)	0.1038 (0.0720)
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2012 年ダミー	-0.0088*** (0.0025)	0.0881 (0.0789)
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2013 年ダミー	-0.0110*** (0.0024)	0.2112*** (0.0803)
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2014 年ダミー	-0.0136*** (0.0027)	0.0388 (0.0735)
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2015 年ダミー	-0.0174*** (0.0031)	0.0878 (0.0825)
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2016 年ダミー	-0.0148*** (0.0029)	0.0283 (0.0858)
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2017 年ダミー	-0.0181*** (0.0031)	0.1802** (0.0839)
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2018 年ダミー	-0.0153*** (0.0029)	0.1854** (0.0844)
($\ln(\text{生活保護}_{2006}) - \ln(\text{最賃}_{2006})$) × 2019 年ダミー	-0.0138*** (0.0034)	0.2037** (0.0879)
県固定効果	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes
年月 × 産業	Yes	Yes
N	403,306	233,427
R ²	0.10	0.11

Note: パネルAのデータ対象は、2000年~2019年の雇用動向調査事業所票に含まれる全ての事業所である。未充足求人率は未充足求人数/期首の常用労働者数、中年女性は事業所の中年(26~59歳)女性の入職者の割合を示す。標準誤差は中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * p<10%。

補論

1 概要

最低賃金上昇の雇用への影響は、労働市場の市場支配力に依存するという研究結果が近年注目を集めている。これらの研究は、企業に労働市場支配力がある場合、企業は競争的な労働市場の賃金水準である労働の限界生産物を下回る賃金に設定しているが、最低賃金の引上げにより賃金水準が外生的に引き上げられると限界労働費用が下落し、雇用を増やす、という経済理論に基づいた実証研究である。

米国のデータを用いた研究では、Azar et al. (2019) はオンライン求人情報を掲載する Burning Glass Technologies のデータで計測した市場集中度と最低賃金の影響の関係を分析し、集中度の高い労働市場では最低賃金が増してもストックの従業員数が減少しないことを示した。日本のデータを用いた研究では、Okudaira et al. (2019) は 2001-14 年の工業統計データを用いて、賃金のマークダウン率が高い労働市場ほど、最低賃金で雇用されている労働者が多い工場で最低賃金の雇用への影響は小さいことを示した。また、Izumi et al. (2020) は、2001-14 年の工業統計データを用いて、労働市場の集中度が高まると最低賃金上昇の雇用への影響は小さくなり、集中度が閾値を超えると最低賃金は雇用を増加させるという結果を得ている。

既存研究からは、集中度が高い労働市場では、最低賃金が増してもストックの従業員数に負の影響はないことが示されているが、労働市場集中度と最低賃金の雇用フローへの影響の関係性は明らかにされていない。補論では、既存研究で明らかにされていない雇用フローへの影響を分析し、新しい知見の蓄積を試みる。

2 先行研究

経済学理論によれば、買手独占的な労働市場では、企業は賃金を競争的な労働市場の水準よりも低く設定しており、最低賃金上昇は必ずしも雇用を減少させない。もしも労働市場の競争性が地域によって異なるのであれば、最低賃金の上昇が雇用量に与える影響も地域ごとに異なる可能性が高い。近年、オンライン上の求人広告データや生産に関する詳細な政府統計が利用可能となり、労働市場の競争性が地域や産業ごとに推定できるようになった。ここでは、労働市場の競争環境と最低賃金の雇用への影響に係る文献を紹介する。

Azar et al. (2019) は、2010-16 年の米国のオンライン求人情報を掲載する Burning Glass Technologies のデータと四半期雇用賃金統計 (Quarterly Census of Employment and Wages) を用いて、米国の小売業において労働市場集中度が最低賃金による雇用の減少にどのように作用するか分析した。労働市場集中度指標は、Burning Glass Technologies から得た求人情報のデータを基に、職種と通勤圏で画定した労働市場における求人情報数の各社シェアから算出した Herfindahl-Hirschman index (HHI) を用いている。分析の結果、労働市場の HHI が上昇する (労働市場集中度が増加する) と、最低賃金の引上げは雇用に正の影響が

あることが示された。Corella（2020）は、2010-16年の米国の四半期雇用動向指数（Quarterly Workforce Indicators）と人口動向調査（Current Population Survey）を用いて、最低賃金の雇用への影響と労働市場競争環境との関係を分析した。労働市場競争環境は、雇用者で算出したHHIと産業間の労働者流動性の2つの指標を用いて測定している。分析の結果、競争的な労働市場では、最低賃金上昇は10代の雇用に負の効果を持つが、集中度の高い市場や労働者の移動が少ない労働市場では、正の影響をもつことが明らかになった。

米国データを用いた研究の結果から、競争的ではない労働市場では、最低賃金が増加すると雇用に正の影響があるという共通の示唆が得られた。なお、2つの研究は各労働市場の特性等をコントロールした固定効果推定の結果であり、最低賃金の内生性はコントロールしていない。

つぎに、日本の工業統計調査を使った論文を二つ紹介する。Okudaira et al.（2019）は、2001-14年のデータを用いて、賃金のマークダウン率が高い労働市場ほど、最低賃金で雇用されている労働者が多い工場で最低賃金の雇用への影響は小さいことを示した。労働市場は産業分類と県で画定している。賃金のマークダウン率とは、競争的な労働市場で決定される賃金と比較した下方乖離率から算出される。賃金のマークダウン率は産業／県レベルで推定した生産関数と労働分配率より推定している。Izumi et al.（2020）は、2001-14年のデータを用いて、労働市場の集中度が高まると最低賃金上昇の雇用への影響は小さくなり、集中度が閾値を超えると最低賃金は雇用を増加させるという結果を、固定効果推定と操作変数法を用いて示した。また、集中度の高い労働市場では、最低賃金上昇に伴う工業の退出も少なかった。労働市場は産業分類と経済圏で画定し、雇用者数で算出したHHIを集中度指標としている。集中度が高いと最低賃金が増加する傾向は、大企業よりも中小企業で強くみられた。

日本のデータを使った研究においても、企業側に市場支配力があり賃金が不当に低く設定されている労働市場では、最低賃金上昇は雇用を減少させていないという示唆が得られた。もっとも日本のデータを用いた既存研究では工業統計調査が使われており、分析結果の示唆は製造業に限定されることに留意が必要である。

3 データ

雇用動向調査は雇用フローの情報を把握できる統計調査であるが、サンプリング調査のため、労働市場の集中度を測定するのは難しい。そこで、全ての事業所について調査を行う経済センサス（事業所・企業統計調査）に含まれる従業員数、事業所特性等の情報を補完的に利用して、労働市場集中度を測定する。経済センサス（事業所・企業統計調査）は毎年実施される調査ではない。生活保護と最低賃金の逆転現象解消にむけて、最低賃金が増加する以前、且つ、経済センサス（事業所・企業統計調査）のデータが利用可能な年である2001年、2004年、2006年のデータを用いる。

4 分析手法

労働市場集中度指標には、先行研究で広く用いられている HHI を採用する。HHI は、市場に参加する全ての事業所のシェアを足し合わせて市場集中度を測定する指標であり、本研究では労働需要シェアを用いて計算する。労働需要量を示す求人総数（入職者数＋未充足求人数）は雇用動向調査から取得できるが、雇用動向調査には全事業所のデータが含まれていないため、市場の全労働者需要を母数としたシェアを算出することができない。そこで、労働需要を雇用動向調査と経済センサス（事業所・企業統計調査）で共通して取得できる変数を用いて労働需要量を予測するモデルを推定し、その推定モデルを全数調査であるが労働需要のデータが含まれていない経済センサス（事業所・企業統計調査）に帰属させることで HHI を算出する。これまでも行政データを用いて HHI を推定するアプローチはあった（Abel, Tenreyro, and Thawaites 2018; Benmelech et al. 2020; Izumi et al. 2020）。こうしたアプローチは母集団データを用いている点で HHI の把握に適している一方、求人ベースではなく既に雇用された労働者の雇用量ベースで HHI を定義している。そのため、ある時点の労働市場で実際に需要されている労働量の把握には限界がある。本稿のアプローチは、行政の保有する母集団データを活用しつつ未充足求人を捉え HHI を算出する点で、先行研究のアプローチを補うものである。

具体的には、まず雇用動向調査の事業所データより、事業所 i の求人総数（未充足求人数＋入職者数）を予測する数式（1）を推定する。ここで X_i とは雇用動向調査と経済センサスの共通変数であり、事業所内の常用雇用者数およびその高次項、臨時労働者数およびその高次項、パートタイム労働者数及びその高次項、これらの変数の交差項である。事業所企業統計・センサスの利用可能な年（2001、2004、2006）に限定して分析を行った。なお、推定にあたっては Elastic Net 回帰を用い、交差検証に基づいて予測誤差が最小化するようハイパーパラメータを決定した。

$$\text{求人数}_i = X_i \theta + \epsilon_i \quad (1)$$

数式（1）を推定後、経済センサスの共通変数 $X_i^{\text{センサス}}$ を用いて、数式（1）の推定から得られた予測モデルの結果にしたがって、数式（2）のとおり経済センサスにおける各事業所の求人数を予測する。

$$\widehat{\text{求人数}}_i = X_i^{\text{センサス}} \hat{\theta} \quad (2)$$

こうして予測された求人数を用いて、数式（3）を用いて HHI を計算する。

$$HHI_m = \sum_{i=1}^N \left(\frac{\widehat{\text{求人数}}_{i,m}}{\widehat{\text{求人数}}_m} \times 100 \right)^2 \quad (3)$$

ここで、下添字 i は事業所を指し、 m は労働市場を指す。労働市場は県と産業分類で画定した。 $\widehat{\text{求人数}}_m$ は労働市場での合計予測求人数、 $\widehat{\text{求人数}}_{i,m}$ は経済センサスに存在する事業所の予測求人数を指す。HHI は労働市場に存在する各事業所の求人数シェアを二乗したものを総和して算出する。

つぎに、労働市場の競争環境が最低賃金とジョブフロー指標にどのような影響を与えるか、労働市場の集中度を測る HHI を用いて検証する。具体的には、以下の数式 (4) を推定する。

$$\begin{aligned} y_{i,m,j,t} = & \alpha + \beta \times \ln \left(\widehat{\text{最低賃金}}_{j,t-1} \right) + \phi \times \ln \left(\widehat{HHI}_{m,j,t0} \right) \\ & + \rho \times \ln \left(\widehat{\text{最低賃金}}_{j,t-0} \right) \times \ln \left(\widehat{HHI}_{m,j,t0} \right) \\ & + \gamma \times \text{事業所の特性}_{i,m,j,t} + \text{年固定効果} + \text{県固定効果} + \epsilon_{i,m,j,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$y_{i,m,j,t}$ は雇用フローを捉える入職率、離職率、ネット入職率、グロス入離職率及び未充足求人率である。下添字の i, m, j, t はそれぞれ事業所、労働市場、県、年月を指す。 $\widehat{HHI}_{m,j,t0}$ は、数式 (3) で推定した HHI である。HHI が線形に労働市場の市場支配力と関係していない可能性もあるため、連続変数に加えて、中央値よりも高い場合に 1 を採る離散変数も用いて推定を行う。下添字の $t0$ は分析初期時点を指し、本分析では 2000-06 年を初期時点とした⁷。数式 (4) で最低賃金は内生変数であるため、生活保護費と最低賃金の逆転現象があった県の 2007 年での生活保護と最低賃金の差を操作変数とする。

最低賃金は雇用フローを引き下げるといふ先行研究の結果に基づけば、全ての指標で β は負の値を採ることが予想される。労働市場集中度が高い市場では、企業は雇用を抑えて賃金を引き下げるインセンティブを持つことから、 ϕ は $y_{i,m,j,t}$ が入職率及びネット入職率の場合、負の値を採ることが予測される。また、労働市場支配力を持つ事業所は生産性の高い労働者を低賃金で雇用しているため既存労働者を保持する価値は高く、 $y_{i,m,j,t}$ が離職率及びグロス入離職率の場合も、 ϕ は負の値を採ることが期待される。係数 ρ は、HHI が高け

⁷ 被説明変数である雇用フローは、労働需要量で算出した HHI に影響する可能性があり、数式 (4) の推定において被説明変数と HHI の同時決定による内生性が懸念されるため、分析初期時点の HHI を用いた。

れば（市場集中度が高ければ）、最低賃金上昇の上昇に伴い、ストックの従業員数が増加する可能性があることから⁸、 $y_{i,m,j,t}$ が入職率及びネット入職率の場合は正の符号を採ることが期待される。 $y_{i,m,j,t}$ が離職率の場合は逆に負の符号を採ることが期待され、 $y_{i,m,j,t}$ をグロス入職率及び未充足求人率とした場合は、前者は入職率の上昇幅と離職率の下落幅、後者は労働者需要及びマッチ数から決定するため明らかではない。

5 分析結果

各労働市場の HHI を算出し、労働者数を重みとした各県の加重平均 HHI を図 1 にプロットした。HHI が最も低いのは東京の 3 で、最も高いには鹿児島島の HHI790 である。製造業センサスを用いた先行研究では、ストックの従業員数を用いて HHI を算出しているが（Benmelech et al. 2020, Izumi et al., 2020）、本研究は予測した労働需要を用いて HHI を算出した。予測した労働需要から算出した HHI と、ストックの従業員数から計算した HHI とどれだけ相関しているかを図 4 にプロットした。適合線は 45 度線よりも傾きが穏やかで、予測した労働需要量を用いて算出した HHI がストックの従業員数を用いて算出した HHI よりも相対的に低いことが見て取れる。相関係数は 0.55 であった。

予測した労働需要から算出した HHI を用いて式（4）を推定した結果を、表 2～表 4 に表した。表 2 の分析対象は全事業所、表 3 は飲食・宿泊業の事業所、表 4 は小売・卸売業の事業所である。表 2 パネル A では、最低賃金の係数の符号は入職率、離職率、ネット入職率、グロス入職率、未充足求人率を被説明変数とした全てのモデルで負となっている。HHI の係数の符号はモデル（6）の充足求人率でのみ負の値を採っているが、それ以外の被説明変数では正の値であった。最低賃金と HHI の交差項の係数の符号はモデル（6）の未充足求人率でのみ正の値を採っているが、それ以外の被説明変数では負の値を採っている。入職率を被説明変数としたモデル（1）では、最低賃金は期待通り負であるが、HHI は正、HHI と最低賃金の交差項は負と、理論から示唆される結果とは一致していなかった。モデル（2）～モデル（5）においても、最低賃金、HHI、最低賃金と HHI の交差項の係数の符号はモデル（1）と同様であり、解釈が難しい結果であった。モデル（6）では最低賃金及び HHI の係数の符号は負を採り、最低賃金と HHI の交差項は正の値を採っている。この結果から、HHI が高い労働市場では最低賃金の上昇により労働需要が上昇した可能性もあるが、入職率を被説明変数とした分析で HHI が高い労働市場で最低賃金の上昇により入職率が上昇したという結果は得られなかったため、労働需要の拡大があったとしても労働者と企業のマッチ数は上昇していなかったことになる。パネル B では、HHI に中央値以上の場合に 1 を採るダミー変数を用いて、パネル A と同様の式を推定した結果を記載している。パネル B の結果では、統計的有意性が増した係数が増えたものの、パネル A か

⁸ 最低賃金の上昇がストックの従業員数に影響を与える条件として、1. 労働者が最低賃金で雇われている、2. 最低賃金の上昇が一定程度小幅であること、がある。

ら示唆された結果と相違はなく、解釈が難しい結果となった。

表3 パネルAは飲食・宿泊業の事業所に分析対象を限定した推定結果である。モデル(1)～モデル(5)については、最低賃金、HHI、最低賃金とHHIの交差項の全ての変数で、全事業所を分析対象とした推定結果と係数の符号の向きは同様であった。モデル(6)の推定結果は、全事業所を対象とした結果とは異なり最低賃金とHHIの交差項の係数が負となったため、表4の分析結果から示唆されたHHIが高い労働市場では最低賃金の上昇により労働需要が増加し未充足求人率が上昇した可能性も見られなかった。HHIをダミー変数としたパネルBの結果は、パネルAから示唆された結果と相違がなかった。

表4 パネルAは卸売・小売業の事業所に分析対象を限定した推定結果である。入職率、ネット入職率のそれぞれを被説明変数としたモデル(1)及びモデル(3)では、最低賃金及び最低賃金とHHIの交差項の係数は正でHHIの係数は負である。この結果は、労働市場が集中していると事業所は雇用を減らして賃金を抑え込む、最低賃金が増えると利益最大化するストック雇用が増加するため入職者を増やす、という理論からの示唆と一致している。一方で、モデル(1)及びモデル(3)で最低賃金の係数は正であり、最低賃金が増えると入職率が増加するという解釈が難しい結果となった。未充足求人率を被説明変数としたモデル(5)及びモデル(6)の推定結果は、最低賃金及びHHIの係数は負、最低賃金とHHIの交差項の係数は正となっており、全事業所を分析対象とした分析結果と同様、HHIが高い労働市場では最低賃金の上昇により労働需要が増加し未充足求人率が上昇した可能性が見られた。表4 パネルBはHHIをダミー変数とした結果を記載しており、表4 パネルAから示唆された結果と一致している。

6 結び

補論では、労働市場集中度と最低賃金の雇用フローへの影響の関係性を分析したところ、労働市場集中度が高まると最低賃金上昇によるストック雇用への負の影響が小さくなる、という理論と一致した結果は得られなかった。しかし、本分析に使用した労働市場集中度の指標には改善点がある。雇用動向調査には都道府県よりも粒度の高い地理情報が含まれていないという問題から、労働市場の地理的範囲は都道府県としたが、労働者が転職を自由にできる範囲が都道府県内という仮定は現実的ではない可能性がある。東京では西東京の労働者が東東京の仕事に切り替えることは現実的かもしれないが、北海道で札幌の労働者が釧路の仕事に切り替えることは難しいと考えられる。既存の研究では、労働市場の地理的範囲は通勤圏で定義されることが多く、都道府県を用いた定義では労働市場を正確に画定できていない可能性がある。加えて、労働市場で企業が市場支配力を行使できるのはHHIがどれくらいの水準か、という疑問がある。公正取引委員会の企業結合ガイドライン⁹では、HHIが1,500以下の市場では企業結合が市場競争を制限することとは通常ならない

⁹ 「企業結合審査に関する独占禁止法の運用指針」(令和元年12月)

としているが、分析に用いた労働市場 HHI の平均値は 62 であり、公正取引委員会が市場集中を問題視する閾値を大きく下回っている。労働市場 HHI の値が低くなっている原因として、労働市場を広範囲で画定していることが影響しており、労働市場を地理的により細分化することが望ましいと考えられる。

参考文献

Abel, W., Tenreyro, S., & Thwaites, G. (2018). Monopsony in the UK. *Available at SSRN 3270944*.

Azar, J., Huet-Vaughn, E., Marinescu, I., Taska, B., & Von Wachter, T. (2019). Minimum wage employment effects and labor market concentration *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. w26101.

Benmelech, E., Bergman, N. K., & Kim, H. (2020). Strong employers and weak employees: How does employer concentration affect wages? *Journal of Human Resources*, 0119-10007R1.

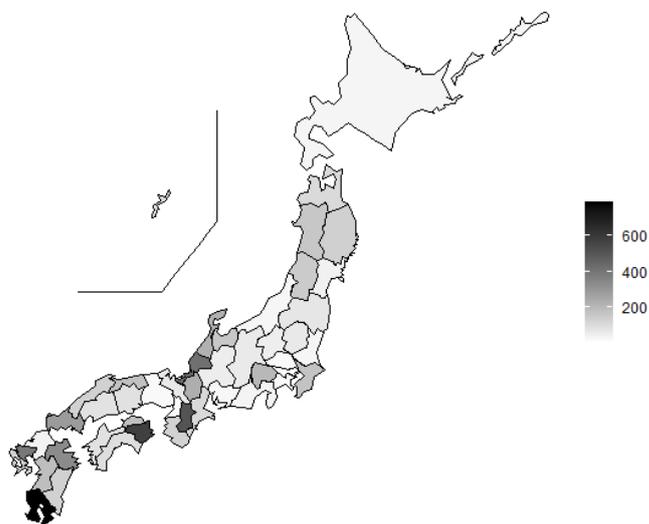
Corella, L. F. M. (2020). Minimum wages in monopsonistic labor markets. *IZA Journal*

Izumi, A., Kodama, N., & Kwon, H. (2020). Labor market concentration on wage, employment, and exit of plants: Empirical evidence with minimum wage hike. *Competition Policy Research Center Discussion Paper*.

Okudaira, H., Takizawa, M., & Yamanouchi, K. (2019). Minimum wage effects across heterogeneous markets. *Labour Economics*, 59, 110-122.

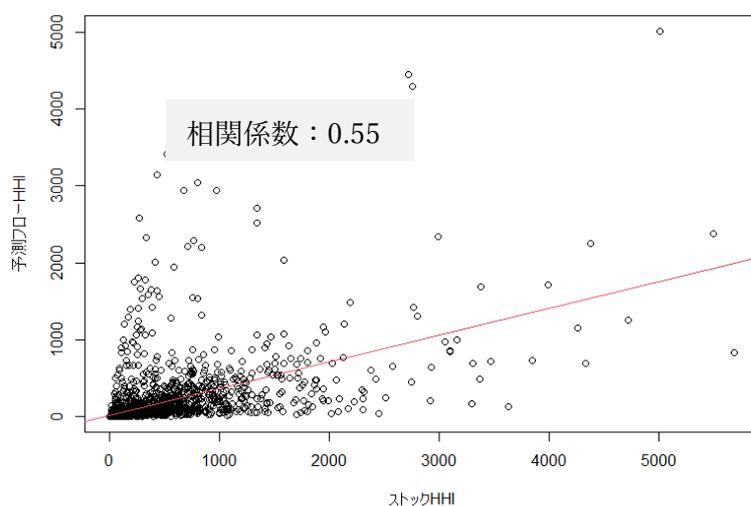
図表

図1 都道府県別HHI



Note: 県レベルの HHI は、予測した労働需要量を使って算出した県に含まれる労働市場の HHI の加重平均値であり、各労働市場の従業員数を重みとした。

図2 予測したフローHHI とストック HHI の比較



Note: x 軸に従業員数を用いて算出した HHI (ストック HHI)、y 軸に予測した労働需要量を用いて算出した HHI (予測フローHHI) をプロットした。観測単位は労働市場である。

表1 HHI の記述統計

	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	25 percentile	75 percentile	最大値
ストック HHI	403,306	138.0	292.0	1.3	19.9	123.0	5682.0
予測フローHHI	403,306	62.0	225.0	0.1	1.9	30.7	5013.0
最低賃金	403,306	705.8	77.9	595.0	647.0	740.0	985.0
入職率	403,306	0.064	0.090	0.000	0.000	0.090	0.500
離職率	403,306	0.066	0.085	0.000	0.008	0.089	0.475
グロス入離職率	403,306	0.131	0.159	0.000	0.027	0.175	0.878
ネット入職率	403,306	-0.002	0.073	-0.282	-0.021	0.016	0.286
未充足求人率 (期首の常用労働者数の割合)	403,306	0.003	0.013	0.000	0.000	0.094	0.092
未充足求人率 (入職者数+未充足求人数の割合)	403,306	0.022	0.100	0.000	0.000	0.000	0.715

Note: データ対象は、2000年~2019年の雇用動向調査事業所票に含まれる全ての事業所である。入職率は入職者数/期首の常用労働者数、離職率は離職者数/期首の常用労働者数、ネット入職率は(入職者数-離職者数)/期首の常用労働者数、グロス入離職率は(入職者数+離職者数)/期首の常用労働者数、未充足求人率は未充足求人数/期首の常用労働者数と未充足求人数/(入職者数+未充足求人数)からそれぞれ算出した。予測 HHI は、式(2)を使って予測した労働需要量を用いて式(3)に基づき算出した HHI である。実質 HHI は、事業所の従業員数を用いて式(3)に基づき算出した HHI である。職率~未充足求人率については、99パーセンタイル以上の観測値は99パーセンタイルの値で置き換え、下限が0はない変数については、1パーセンタイル以下の観測値は1パーセンタイルの値で置き換えた。なお、これらのデ

ータ制約は、以下の表 2—表 4 の回帰分析についても課している。分析対象から日本産業分類の「S 公務」または中分類の「96 外国公務」に属する事業所を除き、このデータ制約は、以下の表 2—表 4 の回帰分析についても課している。

表 2 労働市場環境と最低賃金と雇用フローへの効果 2000 年～2019 年（全事業所）
パネル A 連続変数を用いた分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット 入職率	グロス 入離職率	未充足求人 率 (/期首常用 労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充 足求人人数)
ln(最低賃金)	-0.0598 (0.0527)	-0.0327 (0.0483)	-0.0218 (0.0341)	-0.0750 (0.0938)	-0.0170*** (0.0050)	-0.0845* (0.0455)
HHI	0.7954 (0.5057)	0.5198 (0.4553)	0.2692 (0.3299)	1.107 (0.8930)	0.0300 (0.0497)	-0.2735 (0.4568)
ln(最低賃金)× HHI	-0.1226 (0.0779)	-0.0801 (0.0702)	-0.0415 (0.0508)	-0.1706 (0.1376)	-0.0046 (0.0077)	0.0422 (0.0704)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.064	0.066	-0.002	0.131	0.003	0.022
N	403,306	403,306	403,306	403,306	403,306	403,306
R ²	0.13	0.12	0.03	0.15	0.10	0.10

Note: この表では操作変数法の推定結果を報告している。最低賃金と最低賃金×HHI を内生変数とした操作変数法の推定結果である。HHI はもとの値から HHI の平均値を差し引いて、1/10,000 で除した数値を用いている。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * p<10%。

表2 パネルB (全事業所) 離散変数を用いた分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット 入職率	グロス 入離職率	未充足求人 率 (/期首常用 労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充 足求人数)
ln(最低賃金)	-0.0278 (0.0279)	-0.0061 (0.0268)	-0.0161 (0.0186)	-0.0254 (0.0503)	-0.0147*** (0.0028)	-0.0956*** (0.0238)
HHI	0.6860** (0.3395)	0.3749 (0.3149)	0.2978 (0.2265)	0.8896 (0.6029)	0.0122 (0.0349)	-0.2212 (0.3089)
ln(最低賃金)× HHI	-0.1050** (0.0519)	-0.0576 (0.0481)	-0.0454 (0.0346)	-0.1365 (0.0921)	-0.0019 (0.0053)	0.0337 (0.0472)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.064	0.066	-0.002	0.131	0.003	0.022
N	403,306	403,306	403,306	403,306	403,306	403,306
R ²	0.14	0.13	0.03	0.15	0.10	0.10

Note: この表では操作変数法の推定結果を報告している。最低賃金と最低賃金×HHIを内生変数とした操作変数法の推定結果である。HHIは中央値よりも高い場合に1を採るダミー変数である。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * p<10%。

表3 労働市場環境と最低賃金と雇用フローへの効果 2000年～2019年（飲食・宿泊業）

パネルA 連続変数を用いた分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット入職率	グロス入離職率	未充足求人率 (/期首常用労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充足求人人数)
ln(最低賃金)	-1.024 (0.7234)	-0.5077 (0.6737)	-0.6636* (0.3921)	-1.504 (1.333)	-0.0940 (0.0846)	-0.2652 (0.4887)
HHI	17.76 (14.74)	9.644 (12.94)	10.84 (8.306)	26.97 (26.35)	1.088 (1.635)	0.2061 (9.550)
ln(最低賃金)× HHI	-2.730 (2.266)	-1.483 (1.989)	-1.667 (4.051)	-4.147 (1.277)	-0.1675 (0.2513)	-0.0324 (1.468)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.12	0.119	0.001	0.241	0.005	0.032
N	14,057	14,057	14,057	14,057	14,057	14,057
R ²	0.05	0.08	-0.01	0.08	0.11	0.11

Note: この表では日本産業分類の「宿泊・飲食サービス業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金と最低賃金×HHIを内生変数とした操作変数法の推定結果である。HHIはもとの値からHHIの平均値を差し引いて、1/10,000で除した数値を用いている。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「宿泊・飲食サービス業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * p<10%。

表3 パネルB（飲食・宿泊業） 離散変数を用いた分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット 入職率	グロス 入離職率	未充足求人 率 (/期首常用 労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充 足求人数)
ln(最低賃金)	-0.1768 (0.1320)	-0.0088 (0.1399)	-0.1894*** (0.0635)	-0.1721 (0.2651)	-0.0515*** (0.0165)	-0.2926*** (0.0976)
HHI	1.357 (2.093)	-0.0074 (1.894)	1.646 (1.361)	1.197 (3.833)	0.2602 (0.2500)	0.7063 (1.743)
ln(最低賃金)× HHI	-0.2077 (0.3217)	0.0021 (0.2910)	-0.2530 (0.2093)	-0.1823 (0.5889)	-0.0399 (0.0384)	-0.1080 (0.2680)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.12	0.119	0.001	0.241	0.005	0.032
N	14,057	14,057	14,057	14,057	14,057	14,057
R ²	0.11	0.10	0.03	0.12	0.14	0.11

Note: この表では日本産業分類の「宿泊・飲食サービス業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金と最低賃金×HHIを内生変数とした操作変数法の推定結果である。HHIは中央値よりも高い場合に1を採るダミー変数である。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「宿泊・飲食サービス業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * p<10%。

表4 労働市場環境と最低賃金と雇用フローへの効果 2000年～2020年（小売・卸売業）

パネルA 連続変数を用いた分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット 入職率	グロス 入離職率	未充足求人率 (/期首常用 労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充足 求人数)
ln(最低賃金)	0.1441 (0.2086)	-0.0280 (0.1660)	0.2180 (0.1609)	0.1938 (0.3581)	-0.0123 (0.0187)	-0.0498 (0.1858)
HHI	-3.820 (3.713)	-0.8575 (2.767)	-3.622 (2.961)	-6.092 (6.365)	-0.1051 (0.3313)	-1.230 (3.361)
ln(最低賃金)× HHI	0.5876 (0.5716)	0.1317 (0.4259)	0.5573 (0.4558)	0.9370 (0.9798)	0.0162 (0.0510)	0.1891 (0.5174)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.066	0.069	-0.003	0.136	0.003	0.027
N	36,210	36,210	36,210	36,210	36,210	36,210
R ²	0.07	0.09	0.01	0.09	0.10	0.10

Note: この表では日本産業分類の「卸売業・小売業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金と最低賃金×HHIを内生変数とした操作変数法の推定結果である。HHIはもとの値からHHIの平均値を差し引いて、1/10,000で除した数値を用いている。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「卸売業・小売業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * p<10%。

表4 パネルB (小売・卸売業) 離散変数を用いた分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	入職率	離職率	ネット 入職率	グロス 入離職率	未充足求人 率 (/期首常用 労働者数)	未充足求人率 (/入職者数+未充足 求人数)
ln(最低賃金)	0.1403 (0.1222)	0.0099 (0.1124)	0.1671** (0.0733)	0.1937 (0.2188)	-0.0112 (0.0115)	-0.0621 (0.1159)
HHI	-3.843* (2.030)	-1.530 (1.764)	-2.832** (1.359)	-6.227* (3.576)	-0.1235 (0.2035)	-1.011 (2.116)
ln(最低賃金)× HHI	0.5911* (0.3121)	0.2353 (0.2711)	0.4358** (0.2091)	0.9577* (0.5498)	0.0189 (0.0313)	0.1549 (0.3253)
県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業サイズ	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年月×産業	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
被説明変数の 平均値	0.066	0.069	-0.003	0.136	0.003	0.027
N	36,210	36,210	36,210	36,210	36,210	36,210
R ²	0.07	0.09	0.01	0.09	0.10	0.10

Note: この表では日本産業分類の「卸売業・小売業」に所属する事業所に分析対象を限定した推定結果を報告している。最低賃金と最低賃金×HHI を内生変数とした操作変数法の推定結果である。HHI は中央値より高い場合に 1 を採るダミー変数である。括弧内の数値は標準誤差を示している。標準誤差は「卸売業・小売業」の中分類産業×県でクラスターした。*** p value <1%, ** p<5%, * p<10%。

※本研究は、厚生労働省から東京大学エコノミックコンサルティング株式会社が委託を受け実施した研究である。