

DP/26-12

経済財政分析ディスカッション・ペーパー

買い手独占（モノプソニー）は募集賃金を引き下げるか？
～オンライン求人ビッグデータを用いた検証～

辻村 龍仁・武藤 裕雄・多田 洋介

Economic Research Bureau

CABINET OFFICE

内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付

本稿は、政策統括官（経済財政分析担当）のスタッフ及び外部研究者による研究成果を取りまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂くことを意図している。ただし、本稿の内容や意見は、執筆者個人に属するものである。

目次

1. はじめに	1
2. 買い手独占市場の理論と賃金への影響に関する先行研究	2
(1) 労働市場における買い手独占のメカニズム	2
(2) 先行研究と本研究の位置づけ	3
3. データ	4
(1) データの概要と事前処理	4
(2) 記述統計	6
4. 労働市場の定義と市場集中度の計測	8
(1) 労働市場の定義	8
(2) HHI の算出方法	9
(3) HHI の計算結果	10
5. 労働市場の集中度の高さは賃金水準を引き下げるか	14
(1) 推計モデル	14
(2) 推計結果	16
(3) 正規雇用に関する推計	18
6. 結び	20
補論A TS法による通勤圏の算出について —通勤圏数ごとの感度分析	21
補論B 募集賃金の市場集中度弾力性の推移	29
参考文献	33

買い手独占（モノプソニー）は募集賃金を引き下げるか？ ～オンライン求人ビッグデータを用いた検証～*

辻村 龍仁[†]・武藤 裕雄[‡]・多田 洋介[§]

【要旨】

本稿は、我が国労働市場における買い手独占（モノプソニー）の状況について、オンライン求人ビッグデータを用いて定量的に評価し、それが募集賃金に与える影響を検証するものである。具体的には、ハローワークと民間主要媒体の双方を含む求人データ（2017～2025年）を用い、国勢調査の通勤実態から画定した通勤圏（1,000 圏）×職種（18 分類）を労働市場と定義したうえで、市場ごとにハーフィンダール・ハーシュマン指数（HHI；Herfindahl-Hirschman Index）を算出し、集中度が募集賃金に与える影響を操作変数法により推計した。分析は、最低賃金政策の影響を直接受けと考えられる非正規雇用を主眼に置きつつ、正規雇用についても同様の枠組みを適用した。

主な結果は以下の3点である。第一に、非正規雇用における労働市場のHHIは平均3,182、中央値1,837であり、集中度が高いとされる2,500を上回る労働市場が全体の約4割を占める。また、人口規模の小さい通勤圏ほど集中度が高く、同様の手法による米国の先行研究（Azar et al. (2020)）と同じく、地方部において買い手独占的な状況が生じやすい。第二に、労働市場固定効果と操作変数により内生性に対処した推計では、HHIが1%上昇すると募集賃金が0.109%低下し、市場の集中が賃金を抑制することが確認された。この弾力性（-0.109）は、米国の推計値（-0.127、Azar et al. (2022)）と近い水準である。第三に、正規雇用の弾力性は-0.075と非正規雇用より小さく、買い手独占の影響は非正規雇用においてより強く現れる。これらの結果は、通勤圏の設定数や観測年を変えても頑健である。

以上の分析結果からは、特に市場集中度の高い地方部において、買い手独占という市場の失敗に対する政策的な介入が正当化され、最低賃金の引上げが雇用量を大きく損なうことなく賃金水準を引き上げる可能性を示唆すると言える。

* 本稿の作成に当たって、株式会社フロッグよりオンライン求人データの提供を頂いた。また、内閣府大臣官房審議官（経済財政分析担当）の茂呂賢吾氏、内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）の加藤卓生氏より有益なコメントを頂いた。ただし、本稿に残された誤りは言うまでもなく筆者の責に帰すものである。また、本稿で示された見解は筆者個人によるものであり、必ずしも内閣府の見解を示すものではない。

[†] 内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部国民支出課（前内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付）

[‡] 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付参事官補佐

[§] 内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官（前政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付）

1. はじめに¹

家計や企業がともに所与の賃金水準の下で意思決定を行う完全競争の労働市場においては、一般に政策的な賃金水準の引上げは雇用量の減少をもたらすと考えられる。しかし現実には、実証的にも、最低賃金の引上げ等により政策的に賃金水準が引き上げられた場合であっても、雇用量に有意な負の影響が大きく見られたわけではないという例が一定数存在し、この傾向は国内外を問わず報告されている²。

政策等による賃金の引上げが雇用量に負の影響をもたらさない場合のメカニズムの一つとしてしばしば指摘されるのが、労働市場における買い手独占（モノプソニー）の存在である（Manning（2003）等）。一つの労働市場に存在する企業（求人者、労働需要者）が労働者（求職者、労働供給者）に比して限定的である買い手独占的な労働市場においては、均衡において、企業は完全競争における水準よりも賃金を低く抑えることとなる。こうした状況下では、最低賃金に代表されるように、賃金の引上げを直接ないし間接的に促すような政策は、雇用量を減少させることなく賃金を引き上げられる可能性があり、市場の失敗に対する政策介入として正当化され得る。

こうした観点から、労働市場の競争度合いを数値化し、それが賃金に与える影響を分析することは、最低賃金など今後の賃金政策を考える上でも重要な論点である。しかしながら、データの制約等もあり、我が国においては労働市場におけるモノプソニーの研究の蓄積はこれまでのところ必ずしも十分ではない。とりわけ、我が国の求人に関する分析は、従来、公共職業安定所（ハローワーク）に集約された求人情報を主たる情報源とされてきたが、近年は民間職業紹介等のハローワーク以外のマッチング機会の役割が増大している可能性が指摘されており（内閣府（2025）、Otani（2025）等）、実際ハローワークと民間媒体とでは求人の職種構成や賃金水準にも少なからぬ差異がみられる（本稿第3章にて詳述）。そのため、ハローワークのデータのみによった分析は、必ずしも労働市場の実態を捉えきれていない可能性がある。そこで本稿では、ハローワークと民間媒体の双方を網羅する求人広告情報のビッグデータを用いて、実際の通勤パターンから職種、地理圏の双方を考慮した労働市場における集中度を競争度合いの代理変数として定量的に評価するとともに、集中度が高い、買い手独占的な状況が実際に各労働市場における募集賃金額を抑制していることを確認する。本稿では、特に最低賃金政策の影響を直接受けると考えられる非正規雇用に着目して分析を行うが、同様の手法を正規雇用についても適用して分析を行っており、雇用形態の違いによる影響の違いを明らかにしている。

¹ 本稿は、内閣府（2026）第2章第3節に掲載した分析について理論的背景や詳細な手法をまとめ、また内閣府（2026）に掲載できなかった関連する論点や分析結果を補完するものである。

² 米国の古典的なペーパーの代表的なものとして、Card and Krueger（1994）など。国内については、例えば、奥平（2024）によって、雇用量への影響の有無が整理されている。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2章において、先行研究と本研究の問題意識を整理する。第3章では、本研究で用いるデータの性質を確認し、分析に先立って必要となる前処理について解説する。その後、第4章において今回分析に用いた労働市場の定義を示しつつ、各労働市場における企業の集中度を計測する。第5章においては、第4章で計測した労働市場の集中度の指標を用いて、労働市場の集中度の高まりが同労働市場の賃金水準に与える影響を分析する。第6章は結語である。

2. 買い手独占市場の理論と賃金への影響に関する先行研究

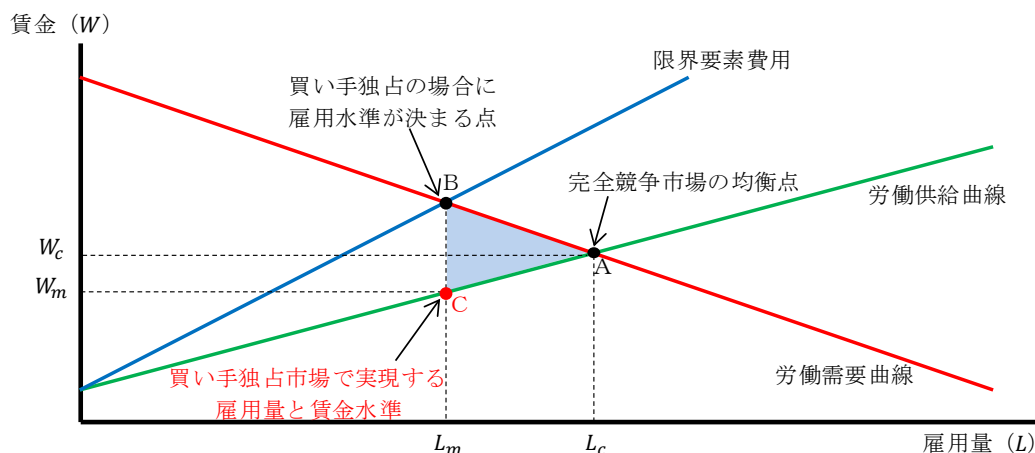
実際の分析に先立ち、本章では、第1節にて買い手独占市場において雇用量と賃金水準が決まる理論的なメカニズムを確認したのち、第2節では先行研究を紹介しつつ、本研究の問題意識を定める。

(1) 労働市場における買い手独占のメカニズム

買い手独占的な市場を見る前に、ベンチマークとして完全競争的な労働市場の場合の雇用量と賃金水準を確認すると、図2-1で示した労働需要曲線と労働供給曲線の交点（図中点A）となる。これは、全ての企業（と労働者）が賃金水準に与える影響が十分に小さいことが前提となっている。これに対し、買い手独占的な状況にある市場、すなわち市場における企業数が少ない場合は、企業が雇用量を増やすために賃金を引き上げると、既存の労働者にも影響が及び、賃金水準が引き上げられるため、限界要素費用は労働供給曲線よりも傾きが大きくなる。このとき、買い手独占企業が利潤を最大化するように雇用量と賃金を決定すると、雇用量は限界要素費用と労働需要曲線の交点（図中点B）である L_m 、賃金水準は労働供給曲線より W_m となる（図中点C）。したがって、買い手独占的な労働市場においては、完全競争的な状況と比較して、より低い賃金かつより少ない雇用量が実現し、また、完全競争の場合と比べてABCで表される三角形分の死荷重が生じる。そのため、買い手独占的な労働市場においては、最低賃金の引上げをはじめとする政策的な賃金水準の引上げが雇用量を増加させ、経済全体の厚生を改善しうる。

ただし、最低賃金の引上げが雇用に与える影響については、国内外で研究が蓄積されているものの、未だコンセンサスは得られておらず、また、理論からも導かれるように、その影響度は労働市場の競争度によって異質性がみられることが指摘されている (Okudaira et al. (2019))。こうした観点から、労働市場がどの程度競争的かを計測することは重要な政策的意義を持つ。労働市場の競争度合いの計測方法にはいくつかのやり方があるが、本稿では、労働市場における企業の集中度を競争度の代理指標として用いる。

(図 2-1. 買い手独占市場で実現する雇用量と賃金水準)



(2) 先行研究と本研究の位置づけ

こうした観点から、海外においては、離職率・採用率の賃金弾力性の推定、企業生産性と賃金の関係、雇用主の市場集中度の計測、及び企業間の労働移動を抑制する協定の事例など、複数のアプローチから労働市場の集中が企業に賃金決定力を与える証拠が蓄積されつつある (Card (2022))。例えば、Azar et al. (2020) は、Burning Glass Technologies が収集した米国のオンライン求人データを用いて、通勤圏×職種別に定義した労働市場ごとに市場集中度の指標であるハーフィンダール・ハーシュマン指数 (HHI ; Herfindahl-Hirschman Index) を計測し、米国労働市場の集中度が総じて高いこと、大都市圏より地方部で集中度が高いことを示している。Azar et al. (2022) においては、米国最大規模のオンライン求人サイトである CareerBuilder.com のデータを活用し、同様に通勤圏×職種別に定義した労働市場ごとに HHI を計測し、操作変数法によって市場集中度が募集賃金に負の影響を与えると評価している。国内においては、Izumi et al. (2023) が経済産業省「工業統計」における製造業の事業所データを用いて通勤圏×産業別に労働市場を定義し、やはり HHI を計測することで、集中度の高い労働市場では賃金が抑制されていること、及び最低賃金引上げの雇用への負の影響が集中度の高い市場では小さいことを示している。また、労働者の移動性や製品市場の競争度によって集中度の賃金への影響が異なることを明らかにしている。ただし、こうした研究は統計の制約から製造業に分析対象が限定されているなど、我が国の労働市場のモノプソニー的状況を把握する研究の蓄積は必ずしも十分ではない。

こうした状況を踏まえ、本稿では主に以下の二つの分析を行う。第一に、Azar et al. (2020) の手法を踏襲し、我が国で近年整備されてきた求人広告情報のビッグデータを用いて通勤圏×職種別に労働市場を定義した上で HHI を計測することにより、日本の労働市場における集中度を定量的に評価する。第二に、Azar et al. (2022) に倣い、操作変数法を用いる

ことによって労働市場の集中度が募集賃金水準に与える影響を推定し、買い手独占的な状況が実際に賃金抑制をもたらしているかを確認する。

先行研究と比較した本稿の貢献は以下の3点である。第一に、日本国内において、HHIを用いた労働市場の集中度の計測とその賃金への影響推定を、全産業を対象として行った研究は筆者の知る限り存在せず、この空白を埋めることを試みたことである。集中度を計測した既存の国内研究は、Izumi et al. (2023) が製造業の事業所データに分析対象を限定するなど、特定産業にとどまっていた。第二に、こうした全産業を対象とした分析を支えるデータ面での貢献である。我が国において求人データを用いた労働市場分析は、従来、ハローワークのデータ（厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」）に依拠することが多く、ハローワーク以外の民間求人媒体による求人データを活用した研究は限られた例にとどまっていた。これに対し本稿は、ハローワークと民間媒体の双方を含む大規模な求人データを用いる。第三に、労働市場の画定について、泉・奥平・川口（2022）は都道府県レベルで労働市場を定義していた一方、本稿は、国勢調査の通勤実態データを用いて、より精緻な通勤圏×職種レベルで定義する点である。後述の通り、非正規雇用者の6割以上が自らの住む市区町村で勤務先を見つけているなど、特に非正規雇用者では、都道府県よりもより小さい単位で労働市場を認識し、就業先を見つける傾向にあると考えられる。実際の通勤データを用いて細かい労働市場を定義することにより、非正規雇用者が実際に直面する局所的な労働市場の集中度を、より実態に即して計測することが可能となると考えられる。

3. データ

本章では、本研究で用いる求人ビッグデータの性質について説明する。第1節において、データの内容について説明し、その特性上分析に先立って必要となる「重複処理」について解説する。第2節では、処理後のデータについて、記述統計量を示しつつ概観する。

（1）データの概要と事前処理

本研究で使用するデータは、株式会社フロッグがインターネット上の多数の求人情報サイトからウェブ・スクレイピングにより収集・集積した求人ビッグデータ（以下「フロッグ求人データ」という。）である。本研究では、民間の主要5媒体³に加え、地方部での求人マッチングの主要な担い手であると考えられるハローワークに掲載された求人情報⁴を用いる。各求人には職種・雇用形態・募集賃金額等のほか、市区町村単位の勤務地の情報が含まれているため、本研究で目標としている地域別・職種別の詳細なレベルでの労働市場の定義

³ 求人数が多いと考えられるバイトル（ディップ株式会社）、マイナビバイト（株式会社マイナビ）、doda（パーソルキャリア株式会社）、マイナビ転職（株式会社マイナビ）、エン転職（エン株式会社）の5媒体。

⁴ 本研究で用いるハローワークのデータは、ハローワークインターネットサービスに掲載された求人情報を指す。

が可能となる。

従来、我が国の求人に関する研究においては、厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」によるハローワークのデータが主として用いられてきた。しかし、若年層を中心にハローワークを利用する求職者の割合が低下していることや、ハローワークとハローワーク以外の民間求人とは求人の職種構成・賃金水準に差異が見られることが本研究の集計からも確認されており、民間求人を捨象した分析は労働市場の実態を十分に捉えられない可能性がある（後述・本章第2節）。フロッグ求人データはハローワーク、民間双方の大規模マイクロデータを提供するものであり、これを活用することが本研究の特徴の一つである⁵。

本研究で用いるデータの観測期間は2017年から2025年であり、各年3月第1週の月曜日に集計されたものを用いる。この時点を選択した理由は、第一に地域別最低賃金の改定が通常10月頃に実施されることから、その影響を受けにくい時点であること、第二に4月の一括採用に向けて求人が多く存在すると考えられる時期であり、サンプルサイズの確保に資することである。

買い手独占の効果は、理論的には、雇用の安定性や交渉力の面で不利な立場に置かれやすい非正規雇用においてより大きく発現すると考えられ⁶、また最低賃金の影響も、基本的には非正規雇用の方が大きく受けると考えられる。そこで本稿では、正規雇用・非正規雇用に分けて、非正規雇用を主眼に置きつつ、正規雇用についても主に非正規雇用と比較するという観点から分析を行う。非正規雇用については、求人票上の雇用形態の表記が「パート」、「アルバイト」、「派遣」のいずれかであり、かつ募集賃金として時給の最低金額⁷が得られる求人データを分析対象とし、募集時給が最低賃金を下回るものを除外する。また、極端な外れ値を除くため、時給について上側0.01%を超えるデータを除外した。正規雇用については、求人票上の雇用形態の表記が「正社員」であり、かつ募集賃金として月給の最低金額が得られる求人データを分析対象とし、月給について上下それぞれ0.01%の外側のデータを除外した。

なお、フロッグ求人データは複数の求人媒体からデータを取得しているため、同一企業が同一期間に複数の媒体に同様の求人を掲載している場合等では、同一求人が媒体をまたいで重複計上される可能性がある。本研究では、この問題を回避するため、独自の重複処理を施した。重複処理の基本的な考え方は、「各時点において同一企業が同一勤務地（市区町村）

⁵ なお、フロッグ求人データを用いた先行研究の例として、古川・城戸・法眼（2023）があり、同論文では我が国正社員労働市場の状況を求人の側面から広範に検討している。

⁶ Kambayashi et al.（2025）は求人マッチングデータを用いた採用弾力性の推定により、低賃金労働者の採用弾力性が上位賃金層に比べて低いことを見出し、低賃金労働者に対する雇用主の市場支配力が相対的に強いことを示唆している。賃金が上がりにくいことから市場における支配力を見出す、本稿とは逆のアプローチであるが、同論文の結果を踏まえれば、非正規雇用ほど集中度による影響が大きくなる可能性が考えられる。

⁷ 募集賃金は、求人票上「1,000円～1,200円」や「1,100円以上」のようにレンジで示される場合があるが、本稿では最低額（この例ではそれぞれ1,000円、1,100円）を参照する。

に出稿した同一職種・同一雇用形態・同一最低時給（月給）額の求人」を「同一求人」と見做し、これについて媒体間の重複を削除するというものである⁸。ただし、同一求人が単一媒体内に複数出稿されている場合、企業が充足させたい人員数は各媒体における掲載件数の最大値と考え、同一求人の掲載件数が最も多い媒体のデータはすべて残し、それ以外の媒体のデータを削除する。例えば、同一求人が媒体Aに30件、媒体Bに20件掲載されている場合、媒体Bの20件を削除し、媒体Aの30件はすべて残す。以上の重複処理に加え、前述の雇用形態・賃金額によるフィルタリングを経た最終的なサンプルサイズは非正規雇用で約815万件、正規雇用で約654万件となった。なお、以下特に断りがない限り、数値や分析は非正規雇用のみを対象としたものである。

（２） 記述統計

本節では、前節にて説明した一連の処理を踏まえた非正規雇用求人約815万件の求人データについて、記述統計を示しつつ整理する。掲載媒体（ハローワーク、民間）別の集計を、職種別（表3-1）及び年別（表3-2）に示す。

まず賃金水準についてみると、全職種計では時給の中央値はハローワークの990円に対し民間では1,200円と約21%高く、平均値でも同様の傾向が確認される（表3-1）。この差は職種によって異なり、「教育/語学/スポーツ」や「ITエンジニア/IT系専門職」では中央値の差が500円以上に達する一方、「飲食/フード」や「農林水産関連」では小さい。こうした民間の賃金水準の高さは年を通じて一貫しており、いずれの年においても民間の中央値・平均値がハローワークを上回っている（表3-2）。また、賃金のばらつき（標準偏差）も、職種別・年別のいずれでみても全ての区分で民間がハローワークを上回っており、民間求人では賃金の散らばりが大きいという特徴が安定的に確認される。

時系列の推移をみると、中央値・平均値とも両媒体で年々上昇している。ハローワークの中央値は2017年の900円から2025年の1,100円へ、民間の中央値は1,000円から1,300円へと高まった。この間、時給の最小値は714円から951円へと一貫して切り上がっており、地域別最低賃金の引上げが賃金分布の下限を押し上げてきたことを反映している。

最後に、本データが捕捉するオンライン求人について求人数（観測数）の推移をみると、ハローワーク（インターネットサービス掲載分）が2017年の約41万件から2025年の約32万件へと減少する一方、民間は約24万件から約92万件へと増加し、2020年以降は民間がハローワークを件数で上回っている（表3-2）。これは第1章で述べた民間求人媒体の役割の高まり（内閣府（2025）、Otani（2025））と整合的であり、民間求人データを活用することの重要性を示している⁹。なお、2020～2021年には両媒体とも求人数が減少して

⁸ なお、企業名は求人媒体等により表記ゆれが生じることがあるが、この点は株式会社フロッグにより名寄せ・正規化を施していただいた。また、職種についても、同社が求人テキストを用いて分類したものを使用している。

⁹ 本研究のハローワークのデータはハローワークインターネットサービスに掲載された求人を指してお

おり（とりわけハローワークの減少が大きい）、コロナ禍の影響がうかがえる。この求人減少は、第4章でみる2021年の市場集中度の一時的な高まりとも符合する。

（表3-1. 掲載媒体別（ハローワーク、民間）・職種別募集時給の分布）

		観測数	最小値	中央値	最大値	平均値	標準偏差
営業/事務/企画/管理	ハローワーク	340,049	714	1,000	7,000	1,011.9	175.7
	民間	686,063	715	1,350	6,000	1,376.4	254.2
ITエンジニア/ IT系専門職	ハローワーク	33,150	714	1,000	3,000	1,082.9	254.4
	民間	43,430	750	1,700	6,350	1,826.4	696.5
建設/土木/エネルギー	ハローワーク	12,530	714	1,001	3,200	1,104.9	267.7
	民間	20,964	715	1,150	4,300	1,203.1	266.0
運輸/物流/配送/ 警備/作業/調査 専門職	ハローワーク	737,580	714	960	5,000	991.5	170.0
	民間	725,458	715	1,150	7,000	1,178.3	215.1
	ハローワーク	14,367	714	1,000	2,709	1,073.6	231.2
	民間	133	900	1,300	3,500	1,320.1	289.5
製造/工場/化学/食品	ハローワーク	67,133	714	924	3,000	952.7	149.6
	民間	199,510	715	1,250	4,000	1,287.0	231.7
電気/電子/機械/自動車	ハローワーク	18,410	714	1,000	3,000	1,093.0	265.1
	民間	1,719	800	1,200	3,600	1,244.1	279.1
医療/医薬/福祉	ハローワーク	910,920	714	1,060	4,500	1,155.4	307.5
	民間	963,355	720	1,400	4,950	1,433.2	303.9
クリエイティブ (Web以外)	ハローワーク	9,131	715	1,000	3,200	1,038.2	214.4
	民間	18,481	720	1,400	5,000	1,414.4	430.2
販売/接客/サービス	ハローワーク	366,513	714	915	3,400	942.6	139.7
	民間	662,493	714	1,076	7,000	1,150.0	332.4
教育/語学/スポーツ	ハローワーク	88,752	714	1,040	5,010	1,162.9	349.9
	民間	276,173	714	1,600	6,000	1,700.8	607.3
ファッション/アパレル/ インテリア	ハローワーク	38,170	714	940	2,500	956.8	137.6
	民間	172,378	714	1,180	5,000	1,173.2	227.4
飲食/フード	ハローワーク	444,074	714	930	2,800	945.5	123.8
	民間	958,842	714	1,010	5,000	1,048.7	148.3
ホテル/旅館/ブライダル	ハローワーク	73,937	714	950	2,800	965.9	151.5
	民間	49,465	715	1,100	5,000	1,143.2	238.2
映像/イベント/ 芸能/キャンペーン	ハローワーク	3,392	715	1,000	3,000	1,085.6	317.4
	民間	20,111	750	1,250	5,000	1,322.3	347.1
美容/エステ/ネイル	ハローワーク	54,390	714	1,000	2,800	1,004.9	173.6
	民間	25,076	715	1,000	4,585	1,035.6	159.2
農林水産関連	ハローワーク	33,090	714	909	2,877	932.9	129.4
	民間	399	725	1,000	1,800	1,046.9	182.7
アミューズメント	ハローワーク	17,872	715	984	2,800	1,012.4	192.1
	民間	58,050	714	1,200	7,000	1,321.4	561.5
職種計	ハローワーク	3,263,460	714	990	7,000	1,032.8	234.9
	民間	4,882,100	714	1,200	7,000	1,268.9	350.0

（備考）重複処理後。2017～2025年の、各年3月第1週目のデータを累積。フロッグ求人データには、表中の職種のほかに「クリエイティブ（Web系）」、「公務員/団体職員」、「ナイトワーク」、「その他」が含まれるが、「ナイトワーク」については他職種と性質が異なり比較が困難と考えられること、それ以外の職種については、ハローワークと民間を合わせても10,000件に満たず、サンプルサイズが小さいため、本研究全体で捨象している。

り、ハローワークが扱う求人全体とは必ずしも一致しない。また、ハローワーク・民間いずれの件数もオンラインに掲載された求人を捕捉したものであり、その水準や時系列的な変化には各チャネルの掲載・収集網羅性の変化が含まれる点には留意が必要である。累積でみると民間の求人件数はハローワーク（インターネットサービス）掲載分の約1.5倍となるが、これはオンライン求人における相対的な規模を示すものであって、労働市場全体に占める両者の役割の比率を表すものではない。

(表 3-2. 掲載媒体別 (ハローワーク、民間)・年別募集時給の分布)

		観測数	最小値	中央値	最大値	平均値	標準偏差
2017 年	ハローワーク	409,476	714	900	7,000	956.2	243.9
	民間	236,975	714	1,000	5,000	1,092.4	291.3
2018 年	ハローワーク	413,383	737	900	4,000	977.2	239.9
	民間	322,524	737	1,000	5,000	1,123.6	335.8
2019 年	ハローワーク	410,300	761	936	5,010	994.9	231.2
	民間	389,871	761	1,050	5,000	1,162.4	345.5
2020 年	ハローワーク	326,415	790	950	2,994	1,017.1	226.1
	民間	443,720	790	1,100	7,000	1,179.1	370.1
2021 年	ハローワーク	249,477	792	935	2,987	1,001.3	222.1
	民間	370,396	792	1,200	7,000	1,243.4	338.8
2022 年	ハローワーク	378,323	820	990	2,994	1,036.7	221.6
	民間	610,767	820	1,200	6,800	1,271.3	321.7
2023 年	ハローワーク	396,778	853	1,000	2,956	1,066.3	217.1
	民間	781,440	853	1,250	6,795	1,290.4	300.8
2024 年	ハローワーク	360,830	893	1,050	2,970	1,108.0	215.9
	民間	805,142	893	1,300	5,800	1,351.0	380.5
2025 年	ハローワーク	318,478	951	1,100	2,980	1,161.4	213.4
	民間	921,265	951	1,300	6,350	1,372.4	334.8
計	ハローワーク	3,263,460	714	990	7,000	1,032.8	234.9
	民間	4,882,100	714	1,200	7,000	1,268.9	350.0

(備考) 重複処理後。各年 3 月第 1 週目のデータ。

4. 労働市場の定義と市場集中度の計測

本章では、第 3 章にて紹介したデータセットを用いて、非正規雇用の労働市場の集中度を計測することを試みる。まず第 1 節において、本研究における労働市場の定義について解説する。第 2 節では、定義した労働市場に対して、集中度の指標であるハーフィンダール・ハーシュマン指数 (HH I ; Herfindahl-Hirschman Index) の算出方法を確認する。第 3 節では、実際に HH I を計算し、市場集中度を地域別、年別の属性ごとに確認する。

(1) 労働市場の定義

本研究における労働市場は、通勤圏×職種の単位で定義する¹⁰。職種は、フロッグ求人データに付与されている 18 の職種大分類を用いる。

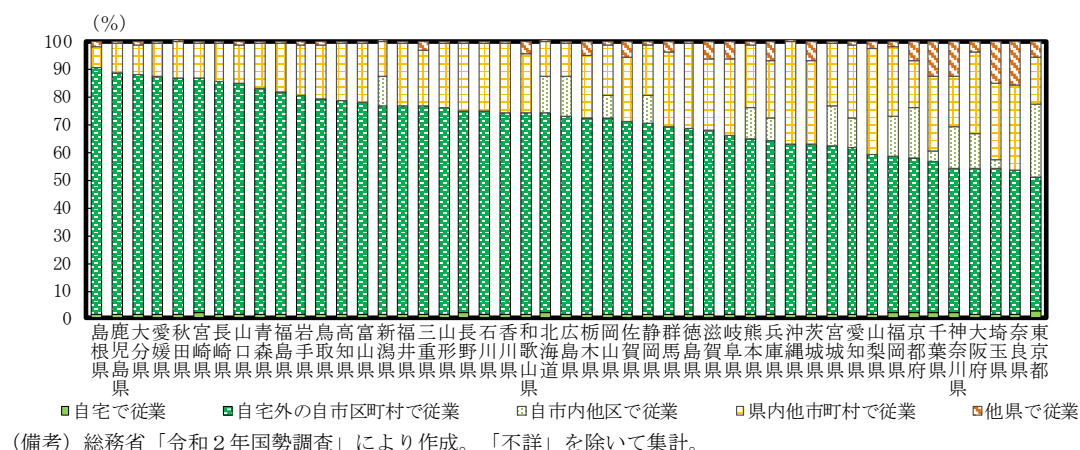
通勤圏は、Azar et al. (2020) と同様に、米国農務省 (U S D A) が公表する通勤圏の定義に準拠しつつ、令和 2 年国勢調査の「従業地・通学地による人口・就業状態等集計」から得られる OD 表¹¹を用いて、全国を 1,000 の通勤圏に分類した (詳細は補論 A を参照)。全

¹⁰ 本研究の分析対象期間である 2017~2025 年の間にも行政区域の再編等が実施されているが、2025 年 1 月 1 日時点の行政区域を基準としている。

¹¹ Origin-Destination 表。居住地の市区町村を行、勤務地の市区町村を列にとり、各セルに該当する就業者数を格納したマトリックス。

国には約 1,900 の市区町村が存在する¹²が、令和 2 年国勢調査によれば、非正規雇用者の多くは居住地と同一の市区町村内で就業しており、自市区町村内就業の割合が最も低い東京都においても半数以上を占める（図 4－1）。このことから、非正規雇用者の通勤は基本的に自市区町村内またはその隣接自治体内で完結していると考えられ、通勤圏数は市区町村数の半数程度である 1,000 が妥当であると判断した。なお、補論 A にて、本研究において通勤圏数を変化させた場合の感度分析を行っている。

（図 4－1．都道府県別非正規雇用者の従業地）



上記を踏まえ、本研究で使用する労働市場レベルのパネルデータのサンプルサイズは 114,239 件となった¹³。

（2）HHI の算出方法

HHI は市場集中度の指標であり、我が国においては公正取引委員会において企業結合が独占に該当するか否かの判断基準¹⁴としても用いられている指標である。これは製品市場の企業結合審査を想定した基準であるため、労働市場の集中度の把握に当たっても同様の基準を敷衍することの是非については議論が残るところではあるが、Azar et al. (2022) は、米独占法禁止当局 (DOJ/FTC) が売り手側の評価基準を買い手独占の解釈にも使用できると述べているとして労働市場の集中度の把握に当たってもHHIを適用できると論じており、本研究でも同研究に倣いこの基準を用いることとした。

HHI は、各労働市場に出稿された求人の全数に占める各企業の出稿した求人の割合を用いて、以下の式により定める。

¹² ここでは東京都特別区や政令指定都市内の行政区もそれぞれ一つの自治体として計上している。

¹³ 理論的に得られるサンプルサイズは、通勤圏 (1,000) × 18 職種 × 9 年分 = 162,000 件であるが、求人が存在しない労働市場についてはHHIが算出できず欠損が生じる。なお、114,239 件は完全なバランスドパネルの 70.5%に相当する。

¹⁴ 公正取引委員会 (2019) を参照。

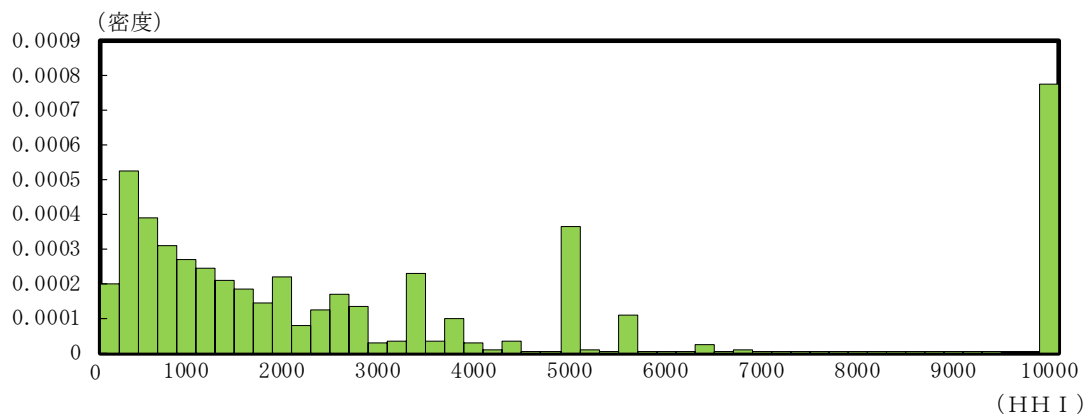
$$HHI_m = \sum_{j=1}^J s_{j,m}^2 \quad (4-1)$$

ここで、 $s_{j,m}$ は、労働市場 m における企業 j のシェアであり、推計期間内に労働市場 m に存在する全求人に占める企業 j が出稿した求人の割合である。シェア $s_{j,m}$ を百分率表示すると、定義から、HHIはその独占の度合いによって0～10,000の値を取り、値が0に近いほど市場が完全競争に近い状態にあり、10,000に近いほど市場が独占状態に近いことを示す。なお、本研究では、公正取引委員会（2019）及びAzar et al.（2022）による分類を参考に、HHIが1,500未満である労働市場を「市場集中度が低い」、1,500～2,500を「市場集中度が中程度」、2,500～5,000を「市場集中度が高い」、5,000～10,000を「市場集中度が非常に高い」と定義することとした。

（3） HHIの計算結果

各年の各労働市場について、前節で説明した方法によりHHIを算出すると、その分布は図4-2のようになる。労働市場を先述の集中度の4区分に分けてその構成比をみると、「低い」が44.5%と最も多く、「中程度」13.3%、「高い」16.1%、「非常に高い」26.0%となっている。HHIが2,500を上回る市場は全体の約42%を占めており、我が国の非正規労働市場の相当部分が高い集中度の下にある。なお、HHIが10,000である、すなわちその労働市場に一つの企業の求人しか存在しない労働市場の数は17,652であり、全労働市場の15.5%に相当する。

（図4-2．HHIの分布）



続いて、労働市場の集中度の分布を年別にみると表4-1のようになる。要約統計量の推移をみると、全期間を通じて大きな傾向の変化はみられていない。中央値では、2021年において他の年よりもやや集中度が高い水準にあることがわかる。コロナ禍により対人サー

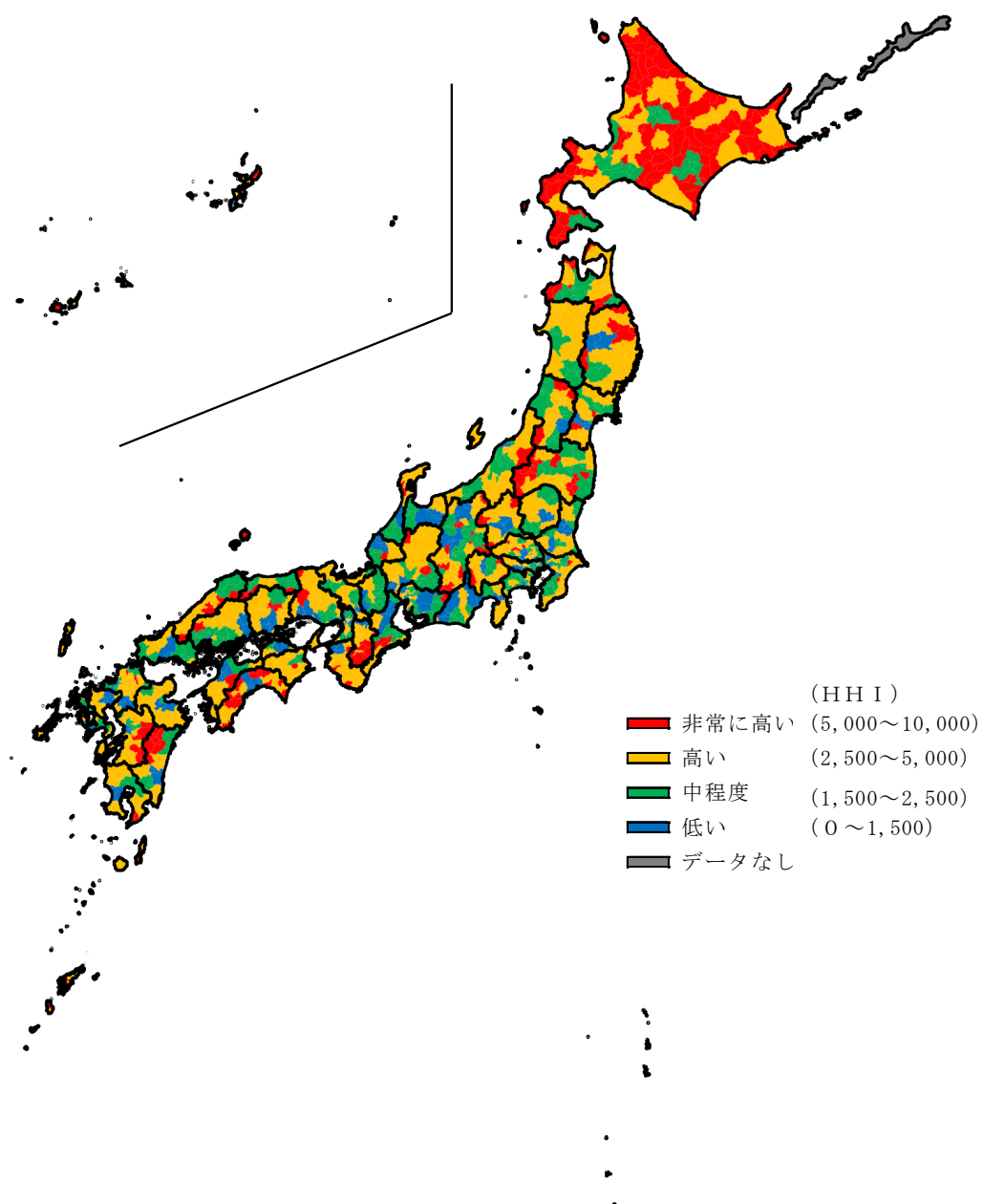
ビス業などを中心に一定数の企業が労働市場から退出した（求人を出さなくなった）ことが集中度を一時的に高めた可能性が考えられる。

（表 4－1． 年別のHH I 分布）

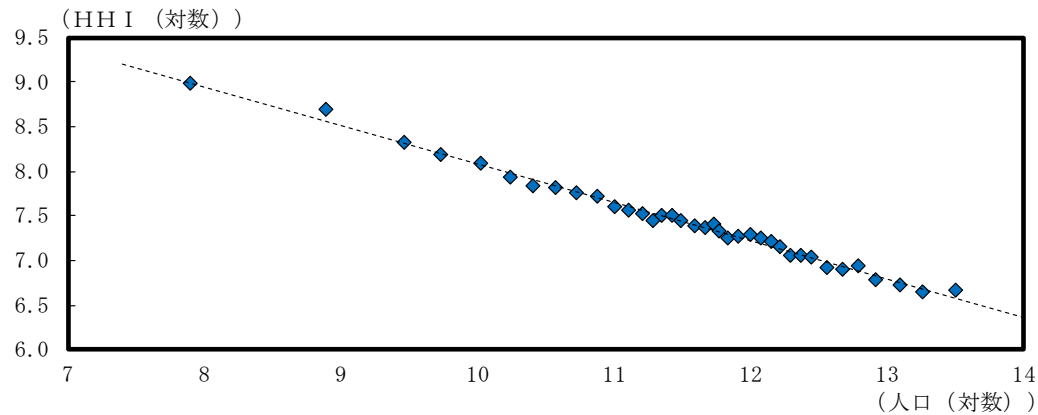
年	観測数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差	HH I =10,000 の割合（%）
2017	12,831	61.36	1696.43	10000	3140.28	3336.82	15.80
2018	12,897	51.84	1666.67	10000	3060.14	3298.17	15.10
2019	12,896	44.81	1666.67	10000	3071.04	3285.11	14.83
2020	12,249	57.88	1836.73	10000	3192.49	3310.63	15.63
2021	12,013	74.42	2109.38	10000	3524.60	3437.58	18.36
2022	12,826	59.18	1805.56	10000	3139.07	3262.99	15.02
2023	12,821	72.44	1875.00	10000	3167.53	3223.34	14.81
2024	12,964	78.72	1836.73	10000	3153.68	3248.84	15.02
2025	12,742	75.11	1875.00	10000	3212.53	3208.57	14.68
合計	114,239	44.81	1836.73	10000	3181.93	3292.04	15.45

さらに、全国の労働市場の集中度を地図上にマッピングし、塗分けた結果が図 4－3 である。労働市場単位でHH I を計測したものを、通勤圏単位で平均を取って表示している。これをみると、例えば北海道の多くで集中度が高い一方、東海地方などで集中度が低い等、都市部よりも地方部において市場集中度が高い傾向にあることがわかる。実際、図 4－4 により通勤圏における人口とHH I の関係をみると、人口の対数とHH I の対数にほぼ線形な負の関係があり、人口規模の大きい通勤圏ほど競争的であり、逆に人口規模の小さい通勤圏は独占的な傾向にあることが示唆される。

(図4-3. HHIの地理的分布)



(図4-4. 人口とHHIの関係)



- (備考) 1. ビン分割散布図 (Binned Scatter Plot)。人口 (対数) に基づくビンごとに、HHI (対数) の平均値をプロットしている。
2. 縦軸はHHI (対数)、横軸は人口 (対数)。通勤圏数1,000、2017～2025年のデータを用いて作成。

なお、集中度の水準を、同様に求人広告データを用いて米国の労働市場集中度を計測した Azar et al. (2020) では、平均HHIが 4,378 であり、米国独占禁止当局 (DOJ/FTC) の基準で集中度が高い (HHIが 2,500 を上回る) 市場が全体の約 60%を占めることを示している。これに対し、本稿の基準ケース (通勤圏数 1,000) における我が国の非正規雇用労働市場のHHIは、平均 3,182・中央値 1,837 であり、平均は「市場集中度が高い」、中央値は「市場集中度が中程度」に分類される。また、詳しくは後述するが、本稿定義における正規雇用労働市場のHHIは、平均 2,924・中央値 1,429 となっている。総じて、やや本稿で見た我が国の集中度の方が米国のそれに比べて低い傾向にあるとみられるが、HHIの水準は、補論でも確認するような想定する通勤圏の数や、職種をどの程度細分化するか¹⁵等、労働市場の細かさの違いに起因する部分もあると考えられ、数値の大小というよりは、本稿で計算したHHIが極端に大きい、または小さいものになっていないことが示されたといった解釈の方が妥当ともいえる。なお、Azar et al. (2020) においても大都市圏より地方部で集中度が高い傾向が報告されており、前述の本稿から得られた地理的なパターン (地方部での高集中) は日米で共通してみられることが分かった。

¹⁵ 例えば、本稿が職種を職種大分類 (18 分類) で定義している一方で、Azar et al. (2020) は 6 桁 SOC (約 200 職種) を用いており、市場定義の細かさが異なる。職種を細かく定義するほど一市場あたりの企業数は減少しHHIは上昇するため、計測される集中度の水準はこうした定義の細かさに依存することになる。

5. 労働市場の集中度の高さは賃金水準を引き下げるか

本章では、第4章にて定義した労働市場単位のパネルデータを用いて、労働市場の集中度の高さがその市場での募集賃金を抑制するかを回帰モデルにより推計する。第1節では、本章の問いに対する答えが単純な回帰モデルでは得難く、操作変数法により内生性をコントロールした推定が求められることを説明する。第2節では、第1節で紹介するモデルを用いた推計結果を確認する。

(1) 推計モデル

本節では、労働市場の集中度が募集賃金に与える影響を推計するモデルについて解説する。まず、集中度の指標であるHHIが同労働市場の平均募集賃金に与える影響を推定するための最も基本的な推計式は以下式(5-1)のようになる。

$$\log(Wage_{i,j,t}) = \alpha + \beta \log(HHI_{i,j,t}) + \gamma' X_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5-1)$$

各労働市場は通勤圏*i*×職種*j*の単位で定義されている。また、*t*は時点を表している。左辺の $\log(Wage_{i,j,t})$ は労働市場における募集賃金下限額の平均値¹⁶を対数変換したものである。右辺の $HHI_{i,j,t}$ は労働市場の集中度（HHI）を指し、 $X_{i,j,t}$ はコントロール変数であり、最低賃金（対数）、人口（対数）、高齢者比率、外国人比率といった労働市場ごとの属性を表す¹⁷。

ここで、集中度が賃金に与える影響は労働市場及び時点によって異質性を持つことが考えられる。また、HHIは上述の基本的な推計式において内生変数であると考えられる。例えば、労働市場に負の供給ショックがあった場合には、HHIを高めると同時に賃金を引き上げる¹⁸（Izumi et al. 2023）ことから、基本的な推計式では、HHIが賃金に与える影響を正しく推計できない。そこで本研究では、労働市場固定効果 $\mu_{i,j}$ 及び年固定効果 λ_t ¹⁹、さらに操作変数 $Z_{i,j,t}$ を含む二段階最小二乗法（2SLS; Two Stage Least Squares）により、労働市場と観測年をベースに固定効果を考慮しつつ、内生性に対処したうえでHHIの賃金への影響を計測することとする。2SLSの推計式は以下式(5-2)及び式(5-3)のとおりである。式(5-1)のモデルでは、HHIが内生変数であること、すなわちHHIがモデルの

¹⁶ 3章にて既述のとおり、本稿では求人票において募集賃金がレンジで示される場合、その最低額を参照している。左辺はこれら各求人票の募集賃金の下限額について、労働市場ごとに平均値を計算したもの。

¹⁷ 最低賃金については、厚生労働省「地域別最低賃金の全国一覧」を参照する。当該通勤圏において推計時点で発効している最低賃金額を用いている。なお、通勤圏が複数の都道府県にまたがる場合には、求人数で加重平均している。人口、高齢者比率、外国人比率については総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」を参照する。

¹⁸ 例えば、人手の確保のために賃金が上昇する一方で、賃上げ余力が小さい企業の市場からの退出を促し、同時にHHIを高めるといったメカニズムが考えられる。

¹⁹ 観測年に関する固定効果により、左辺の募集賃金が名目値であっても全国共通の物価変動の影響を除去することができる。

誤差項 $\varepsilon_{i,j,t}$ と相関を持つことが考えられたが、2 S L Sによる推計式では、一段階目の式によって誤差項との相関を除いたHHI（対数）の推計値 $\log(\widehat{HHI}_{i,j,t})$ を得たうえで、この推計値を二段階目の説明変数に用いる手続きにより、内生性が除去された形でHHIの賃金への影響を評価することができる。

（一段階目）

$$\log(HHI_{i,j,t}) = \pi Z_{i,j,t} + \gamma' X_{i,j,t} + \mu_{i,j} + \lambda_t + u_{i,j,t} \quad (5-2)$$

（二段階目）

$$\log(Wage_{i,j,t}) = \beta \log(\widehat{HHI}_{i,j,t}) + \gamma' X_{i,j,t} + \mu_{i,j} + \lambda_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5-3)$$

なお、式(5-2)における操作変数 $Z_{i,j,t}$ は、Azar et al. (2022) に倣い、以下式(5-4)のとおり構成している。

$$Z_{i,j,t} = \frac{1}{|I_j \setminus \{i\}|} \sum_{i' \in I_j \setminus \{i\}} \log\left(\frac{1}{N_{i',j,t}}\right) \quad (5-4)$$

ここで、 I_j は職種 j に対応する通勤圏の集合、 $|I_j \setminus \{i\}|$ は通勤圏 i を除いた通勤圏の総数であり、 $N_{i',j,t}$ は通勤圏 i' 、職種 j 、時点 t における企業数を表す。 Σ の中の $\log(1/N_{i,j,t})$ は、企業数が少ないほど大きな値をとり、各企業のシェアが均等であれば $\log(HHI_{i,j,t})$ と一致する。すなわち企業数の逆数は $HHI_{i,j,t}$ の近似値であるが、先述の通り、自通勤圏の値をそのまま用いると局所的な労働需要ショックを通じた内生性が生じると考えられる。そこで本研究では、自通勤圏を除く他通勤圏の同一職種・同一時点における企業数の平均値を操作変数として用いることとした。企業数の変動を全国共通の変動と地域固有の要因に分けると、前者は他通勤圏にも同様に現れる一方で、後者は他通勤圏の平均にはほとんど影響しない。つまり他通勤圏の平均値は、自通勤圏の企業数から全国的なトレンドに由来する部分のみを抜き出したものといえる。自通勤圏のHHIとは職種レベルの全国的な動きを通じて相関する一方、自通勤圏の賃金に直接影響する局所的ショックとは独立であることから、操作変数として機能すると考えられる。

なお、推計に用いるパネルデータの記述統計量は表5-1のようになっている。

(表 5－1．労働市場パネルデータの記述統計（非正規雇用）)

変数	観測数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
企業数	114,239	1	8	801	27.73	51.04
平均時給（円）	114,239	714	1042.5	4350	1092.59	238.8
高齢者比率（％）	114,239	14.24	30.52	61.9	31.16	6.81
外国人比率（％）	114,239	0	1.49	36.60	2.01	1.89
HHI（0～10,000）	114,239	44.81	1836.73	10000	3181.93	3292.04
操作変数	114,239	-3.78	-1.97	-0.58	-2.16	0.99
最低賃金（円）	114,239	714	890	1163	896.25	98.28
人口（人）	114,239	156	116867	1153305	167316.65	166961.61

(2) 推計結果

推計結果を表 5－2 に示す。頑健性の検証等を目的として、複数のモデルを比較検討した。**model1** は固定効果を含まない通常の最小二乗法（OLS）による推計結果である。**model2** 及び **model3** は固定効果付き最小二乗法、**model4** 及び **model5** は固定効果付き操作変数法（IV）による推計結果であり、第 1 節で定式化したモデルは **model4** に対応する。**model2** から **model5** はいずれも職種×通勤圏で定義される労働市場単位の固定効果を共通して含むが、それに加えて年固定効果を設けるか（**model2**, **model4**）、年×通勤圏の交互作用固定効果を設けるか（**model3**, **model5**）という点で異なる。前者は全国一律に作用した年次ショックのみを除去する一方で、後者は特定の年における地域（通勤圏）固有の効果をさらに除去するものであり、いずれも労働市場内の時間変動を用いて集中度が賃金に与える影響を識別している²⁰。

推計結果を順に確認する。まず、固定効果を含まない OLS 推計（**model1**）では、市場集中度が 1% 上昇すると賃金が約 0.005% 上昇するという正の相関が観察され、理論モデルから予想される結果と逆方向の影響が出るという結果となっている。例えば、集中度が中位 50% の労働市場と上位 25% の労働市場を比べると、後者は賃金が 0.5% 高いという結果を意味する²¹。次に、固定効果を含むモデル（**model2**, **model3**）では、市場集中度の賃金への影響は小さくなる（**model3** ではほぼ 0）。これに対し、固定効果付き操作変数（IV）法（**model4**, **model5**）による推計では、理論モデルから予想される結果と整合的に、市場集

²⁰ なお、職種レベルの時変ショックを除去するため職種×年固定効果を入れることも考えられるが、本研究の操作変数は職種×年レベルの変動を主な識別源としているため、この固定効果を含むことで操作変数の変動が自エリアの企業数の情報に変換されてしまい、外生性の理論的正当化が困難になる恐れがある。先行研究である Azar et al. (2022) も、操作変数が職種×年のレベルで定義されているため、操作変数法において職種×年固定効果をコントロールすることが困難であることを示唆している。

²¹ HHI の中位 50% の労働市場と上位 25% の労働市場の、HHI の違いによる募集賃金の違いは以下の式に基づく。

$$\left\{ \left(\frac{HHI_{25}}{HHI_{50}} \right)^{\beta} - 1 \right\} \times 100$$

ここで、 HHI_{50} , HHI_{25} は、それぞれ HHI が中位 50%、上位 25% である労働市場の HHI の値を示す。

集中度が1%上昇した場合に賃金が0.11%程度低下することが確認された²²。これは、集中度が中位50%の労働市場と上位25%の労働市場を比べると、後者は賃金が10.5%低いという結果を意味する。

ここで、OLS推計とIV推計とで集中度の係数の符号が逆転している点は注目に値する。単純なOLS推計でみられる正の相関はHHIが内生変数であることによる交絡の産物と考えられる。先述のとおり、労働市場に負の供給ショックがあった場合には、HHIを高めると同時に賃金を引き上げる。固定効果及び操作変数によってこうした交絡を除去すると係数は負に転じており、このことは、第1節で論じたとおり、集中度の賃金への真の効果を識別するうえで内生性への対処が必要であることを改めて示すものである。

以上の結果は、労働市場における雇用者側の市場支配力の高まりが賃金水準を抑制することを示しており、集中度の高い労働市場において企業が高い賃金設定力を持つことを示唆するものと解釈できる。

(表5-2. 市場集中度が募集賃金に与える影響の推計結果(非正規雇用))

被説明変数：平均募集賃金(時給、対数)

	Model1 O L S	Model2 O L S	Model3 O L S	Model4 I V	Model5 I V
切片	0.5170 *** (0.0514)	- -	- -	- -	- -
HHI (対数)	0.0048 *** (0.0007)	0.0021 ** (0.0008)	0.0000 (0.0009)	-0.1091 *** (0.0060)	-0.1160 *** (0.0061)
最低賃金(対数)	0.9525 *** (0.0078)	0.4698 *** (0.0665)	0.9959 (0.6542)	0.9187 *** (0.0770)	0.9095 (0.6782)
人口(対数)	0.0029 ** (0.0012)	-0.0265 (0.0213)	- -	0.0167 (0.0224)	- -
高齢者比率	-0.0028 *** (0.0002)	0.0013 (0.0009)	- -	-0.0007 (0.0010)	- -
外国人比率	0.0039 *** (0.0007)	0.0034 *** (0.0013)	- -	-0.0001 (0.0014)	- -
職種×通勤圏 固定効果		Yes	Yes	Yes	Yes
年 固定効果		Yes		Yes	
年×通勤圏 固定効果			Yes		Yes
F統計量	-	-	-	2916.89	3016.75
Wu-Hausman 検定のp値	-	-	-	<0.001	<0.001
サンプルサイズ	114,239	113,508	113,205	113,508	113,205

(備考) 括弧内は労働市場単位でクラスタリングした標準誤差。 $*p < 0.1$, $**p < 0.05$, $***p < 0.01$ 。記号なしは非有意。
 なお、F統計量は、Kleibergen-Paap F統計量である。Lee et al. (2022) が示す閾値104.7を上回る場合、第二段階における係数のt検定に通常の有意水準が適用可能であり、操作変数の関連性(relevance)が確認されたと判断できる。

²² Kleibergen-Paap のF統計量が十分に大きな値を示していることから、操作変数の関連性(relevance)が確認される。また、Wu-Hausman 検定のp値がゼロに近く、HHIの内生性が統計的に支持される。

(3) 正規雇用に関する推計

前節では、非正規雇用求人データを用いて買い手独占に関する分析を行った。本節では、同様の分析フレームワークを正社員求人データにも準用することで、我が国の正社員労働市場における買い手独占の状況を検討する。なお、ここでは前節の非正規雇用における推計との比較のため、非正規雇用と同様に通勤圏数 1,000 を適用することとする²³。

まず、正規雇用求人の労働市場パネルデータの記述統計量を表 5-3 に示す。得られた労働市場数は 125,177 であり、非正規雇用 (114,239) をやや上回る²⁴。各市場の企業数は中央値 9 社・平均 29.2 社であり、非正規雇用 (中央値 8 社・平均 27.7 社) と同程度の水準にある。他方、先述の通り HH I の水準は正規雇用の方が低く、中央値 1,429・平均 2,924 と、非正規雇用 (中央値 1,837・平均 3,182) を下回っている。すなわち、正規雇用の労働市場は非正規雇用の労働市場に比べて相対的に競争的であることが分かる。

(表 5-3. 労働市場パネルデータの記述統計 (正規雇用))

変数	観測数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
企業数	125,177	1	9	2959	29.18	66.92
平均時給 (円)	125,177	100000	190625.99	700000	194125.38	30760.74
高齢者比率 (%)	125,177	14.24	30.85	61.9	31.51	6.96
外国人比率 (%)	125,177	0	1.44	36.60	1.97	1.91
HH I (0~10,000)	125,177	13.34	1428.57	10000	2923.94	3264.44
操作変数	125,177	-3.83	-2.27	-0.43	-2.22	0.87
最低賃金 (円)	125,177	714	885	1163	892.86	97.96
人口 (人)	125,177	159	107099	1153305	160195.16	166329.31

次に、市場集中度が募集賃金に与える影響について、前節と同一のモデルにより推計した結果を表 5-4 に示す。固定効果付き操作変数法 (model4) による推計では、HH I が 1 % 上昇した場合に募集賃金が 0.075% 低下することが確認された。集中度が中位 50% の通勤圏と上位 25% の通勤圏を比べると、後者は賃金が 7.2% 低いという結果を意味する。また、前節の非正規雇用と対比すると、どのモデルでも係数が負であり符号条件は満たされているものの、非正規雇用の場合と同様に、OLS 推計 (Model1~3) と IV 推計 (Model4・5) とで係数の大きさが大きく異なっており、内生性への対処が不可欠であることが改めて確認される。

²³ 一般に、正規雇用者は非正規雇用者と比較してより広いエリアで求職していると考えられる (内閣府 (2026))。この点について、補論 A において通勤圏数を変動させた場合の推計を行っており、推計結果は通勤圏の設定数に対しておおむね頑健であった。

²⁴ 正規雇用の労働市場がやや多い理由として、正規と非正規で対象とする職種の範囲が一部異なることがある。非正規雇用の分析では、「クリエイティブ (Web 系)」がハローワークと民間を合わせてもサンプルサイズが小さいことから分析対象から除いていたが (第 3 章第 2 節)、正規雇用求人においては十分なサンプルサイズが得られるため、ここでは同職種を分析対象に含めている。

(表5-4. 市場集中度が募集賃金に与える影響の推計結果 (正規雇用))

被説明変数：平均募集賃金 (月給、対数)

	Model1 O L S	Model2 O L S	Model3 O L S	Model4 I V	Model5 I V
切片	7.9646 *** (0.0381)	- -	- -	- -	- -
HHI (対数)	-0.0113 *** (0.0006)	-0.0026 *** (0.0009)	-0.0076 *** (0.0009)	-0.0750 *** (0.0040)	-0.0775 *** (0.0038)
最低賃金 (対数)	0.6520 *** (0.0056)	0.3778 *** (0.0595)	-0.1232 (0.3331)	0.5711 *** (0.0631)	-0.0522 (0.3476)
人口 (対数)	-0.0010 (0.0009)	0.0599 *** (0.0232)	- -	0.0138 (0.0238)	- -
高齢者比率	-0.0045 *** (0.0002)	0.0024 *** (0.0009)	- -	0.0044 *** (0.0009)	- -
外国人比率	0.0038 *** (0.0005)	0.0008 (0.0009)	- -	0.0013 (0.0010)	- -
職種×通勤圏 固定効果		Yes	Yes	Yes	Yes
年 固定効果		Yes		Yes	
年×通勤圏 固定効果			Yes		Yes
F統計量	-	-	-	5729.38	6612.21
Wu-Hausman 検定のp値	-	-	-	<0.001	<0.001
サンプルサイズ	125,177	124,472	124,283	124,472	124,283

(備考) 括弧内は労働市場単位でクラスタリングした標準誤差。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。記号なしは非有意。
 なお、F統計量は、Kleibergen-Paap F統計量である。Lee et al. (2022) が示す閾値 104.7 を上回る場合、第二段階における係数の t 検定に通常の有意水準が適用可能であり、操作変数の関連性 (relevance) が確認されたと判断できる。

Azar et al. (2022) により同様の手法で推計された米国の結果と比較すると、同論文が固定効果付き操作変数法により推計した募集賃金の集中度弾力性の推計値は-0.127 であり、本研究の非正規雇用を対象とした推定値 (-0.109、model4) とほぼ同程度である。一方、わが国の正規雇用について推計した結果は-0.075 と、非正規雇用よりも影響が小さい。これは、雇用の安定性や交渉力の面で不利な立場に置かれやすい非正規雇用の方が買い手独占の影響を強く受けるだろうという仮説と整合的である。また、正規雇用の方が非正規雇用よりも通勤時間が長く、自市区町村以外で就労している割合も高くなっており、労働者がより広い範囲の労働市場を求職対象とみなしている可能性が高いことも、正規雇用における集中度弾力性が小さいことの背景にあると考えられる。なお、Azar et al. (2022) は米国の全労働者を対象としており、雇用形態別の推計は行っていないが、仮に米国においても同様の関係が成り立つとすれば、米国の非正規雇用者は我が国の非正規雇用者よりも更に強い賃金抑制に直面している可能性がある。

6. 結び

本稿では、我が国パートタイム労働市場における買い手独占について、民間求人広告のビッグデータを用いて分析を行った。結果、地方部ほど、また非正規雇用ほど市場の集中度が高い（HHIの数値が大きい）こと、内生性をコントロールした推計では労働市場の集中度が特に非正規雇用の賃金を押し下げる傾向がみられることが分かった。これは、Azar et al. (2022)をはじめとする米国の先行研究で見られた結果と同様である。こうした結果は、例えば、市場の集中度の高い地方部において最低賃金の積極的な引上げにより、全体の厚生を損なわずに賃金水準を引き上げられるといった政策的含意を導くものである。

本稿で扱えなかった課題はいくつかあるが、一つは、本稿は分析に用いたビッグデータの特性から募集賃金に特化した内容になっていることがある。すでに述べた通り、Izumi et al. (2023) は、製造業に限定されているものの、求人数ではなく就業者数を用いてHHIを計算している。ある労働市場ですでに就業している労働者も、より良い待遇の働き先があれば転職を考えるとすれば、ある労働市場の集中度は、その時点で実際に出ている求人に限定するのではなく、その労働市場に存在する就業者数と求人数を合わせたもので評価する方がより適切である可能性がある。その場合は、募集賃金に加えて、すでに働いている労働者が受け取っている賃金も対象にする必要がある。

もう一つは、本研究はデータの制約から求職者の動向を考慮することができず、求人側という労働市場におけるマッチングの一側面のみについて検討した形になっていることである。本研究では労働市場において買い手である企業の数が少数であることによって生じる賃金抑制については一定程度の分析結果を得たが、実際の労働市場では、売り手である労働者が少数であることに起因する需給の逼迫も同時に存在し、両者が相互に作用しながら賃金水準が決定されていると考えられる。とりわけ、近年の我が国は人手不足の状況にあり、企業側の買い手独占力が求職者の希少性によって相殺されている可能性もある。求人・求職の双方のデータを用いて労働市場の需給両面を捉えた分析を行うことは、今後の課題である。

補論A T S 法による通勤圏の算出について ―通勤圏数ごとの感度分析

本分析の直接の先行研究である Azar et al. (2020, 2022) では、労働市場の定義のため米国農務省 (U S D A) が公表する 2000 年版の米国の通勤圏を使用している。この U S D A による通勤圏の計算には、Tolbert and Sizer Killian (1987) で提案された通勤圏の算出方法 (T S 法) が用いられている。現時点で最新の U S D A の通勤圏は 2020 年版であるが、同様に Tolbert and Sizer の類似度指標が用いられており、基本的な計算方法は変わっていない。なお、我が国においても Adachi et al. (2021) によって T S 法により通勤圏が算出された例がある。

T S 法とは、具体的には、OD 表を用いた階層型クラスタリング (H A C) により通勤圏を分類する際、①居住地と従業地の就業者数とその流れを用いた類似度指標を使用し、②クラスタリングには群平均法を適用し、③クラスタを形成する基準となる非類似度の閾値に $H = 0.98$ を用いたものである。以下、順に詳細にみる。

① 居住地と従業地の就業者数とその流れを用いた類似度指標

各市区町村の労働者数 (ストック) と、居住地から従業地 (いずれも市区町村単位) への労働力フローを用いて、各市区町村の通勤圏としての類似度を計算する。例えば、市区町村 i と市区町村 j の Tolbert and Sizer の類似度 $s(i, j)$ は、 i から j 、 j から i へのそれぞれの労働力フロー $flow_{i,j}$ 及び $flow_{j,i}$ と、それぞれの自治体の労働力ストック $stock_i$ 及び $stock_j$ (各自治体の全体の就業者数に相当) により以下のように表現される。

$$s(i, j) = \frac{flow_{i,j} + flow_{j,i}}{\min\{stock_i, stock_j\}}$$

分子に $flow_{i,j} + flow_{j,i}$ を用いていることから、 i から j への通勤だけでなく j から i への通勤も含めた相互依存性を捉えた指標となっている。また、分母に $\min\{stock_i, stock_j\}$ を用いることで、小さい方の市区町村を基準に正規化されることとなり、大都市と小規模自治体の組み合わせに対しても小規模自治体からみた通勤依存度が適切に評価される。

② クラスタ間距離の定義に群平均法を用いる

群平均法は H A C におけるクラスタ間距離の定義方法の一つであり、クラスタ間の距離を「両クラスタに属する全ペアの距離の平均」と定義する。群平均法のほかに最近隣法や最遠隣法などがあるが、これらと比較して極端なペアに引きずられず安定したクラスタが得られるため、通勤圏のような地理的なまとまりを求める場合に適している。

③ クラスタを切断する基準となる非類似度の閾値に $H = 0.98$ を用いる

上述②のとおり、群平均法によってクラスタ間の距離を定義するが、同一の通勤圏と見做すための（非）類似度の閾値が必要である。非類似度の閾値が小さいほど統合されにくくなるため、得られる通勤圏の数は多くなることとなる。U S D Aによる米国の通勤圏算出に当たっては、先験的に非類似度 $H = 0.98$ の閾値²⁵が用いられている。

上記③について、U S D Aの例では先験的に $H = 0.98$ が用いられているが、USDA ERS (2026) 自身によってこの値には必ずしも明確な根拠がないとされている。また Foote et al. (2021) においても、選択した閾値によって結果が大きく異なる可能性が指摘されており、特に米国外の労働市場を分析する際には複数の閾値での結果の報告が推奨されている。実際、我が国について 2020 年国勢調査の結果に対し $H = 0.98$ を適用して計算すると、通勤圏数は 200～300 程度となっており、このこと自体は、2015 年の国勢調査を用いて 261 の通勤圏が得られた Adachi et al. (2021) とも整合的ではあるが、特に非正規雇用者の通勤圏について検討する場合には注意が必要である。本論図 4－1 のとおり 2020 年国勢調査の結果から、日本の非正規雇用者の多くが居住地と同じ自治体内で就業していることがわかっており、全国に 1,900 程度の市区町村が存在していることを考慮すると、非正規雇用者に関しては 200～300 程度という通勤圏数は過少である可能性がある²⁶。そのため、本論では、通勤圏の数を増やし、通勤圏数 1,000 を中心に分析を行った。以下では、感度分析のため、200 刻みに 200～1,400 までの通勤圏数で算出したHHI やそれに基づく労働市場の集中度が賃金に与える影響の推計結果を比較することで感度分析を行う。

補表 A－1 は、通勤圏数を 200 から 1,400 まで変化させた場合のHHI の分布を示したものである。通勤圏数を増やすほど一つひとつの労働市場が地理的に細分化され、各市場に存在する企業数が減少する（補表 A－2）ため、HHI は全体として上昇する。実際、HHI の中央値は通勤圏数 200 の 969.5 から 1,400 の 2,187.5 へと一貫して高まり、平均値も 2,133.6 から 3,549.0 へと上昇する²⁷。また、単一企業のみが求人を出している（HHI = 10,000 の）市場の割合も、8.8%から 18.5%へと拡大する。これは、通勤圏数の設定そのものが、計測される集中度の水準に影響を与えることを示している。

²⁵ Fowler (2024) を参考に改定された 2020 年版では $H = 0.977$ に微修正されているが、大きな違いはないと考えられる。

²⁶ なお、Azar et al. (2020) では米独占禁止当局の方法を労働市場に援用し、Marinescu and Wolthoff (2019) で得られた求人への応募数の、求人賃金に対する弾力性を用いて、定義した労働市場が適切な大きさであるかどうかを検討する方法が用いられているが、本研究においては、手元のデータには求人に対する応募数のデータが無いため、同様の手法が行えない。なお、国内において同様の弾力性を計測した先行研究として Kambayashi et al. (2025) があるが、対象が主にホワイトカラーの正規雇用者であり、非正規雇用労働市場を対象とする本研究への準用は断念した。

²⁷ 本研究における最も保守的な設定である通勤圏数 1,400 の場合でもHHI の平均値は 3,549.0 と、Azar et al. (2020) による米国の平均値 4,378 よりも低い水準となる。

(補表A－1．通勤圏数ごとのHH I 分布)

通勤圏数	観測数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差	HH I =10,000 の割合 (%)
200	23,266	37.37	969.53	10000	2133.56	2788.41	8.76
400	47,348	47.52	1200.00	10000	2419.20	2920.55	10.17
600	71,300	47.52	1428.57	10000	2721.76	3066.64	11.98
800	93,410	49.36	1652.89	10000	2983.74	3199.33	13.88
1,000	114,239	44.81	1836.73	10000	3181.93	3292.04	15.45
1,200	133,093	44.81	2000.00	10000	3387.01	3378.92	17.15
1,400	150,914	44.81	2187.50	10000	3549.03	3440.27	18.53

(補表A－2．通勤圏数ごとのパネル統計量)

通勤圏数	変数	観測数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
200	企業数	23,266	1.00	20.00	4922	93.45	244.18
	平均時給 (円)	23,266	714.00	1000.78	4100	1039.33	196.06
	HH I (0～10,000)	23,266	37.37	969.53	10000	2133.56	2788.41
	最低賃金 (円)	23,266	714.00	853.00	1163	863.15	86.66
	人口 (人)	23,266	156.00	344425.00	18621016	870521.79	1799447.15
	高齢者比率 (%)	23,266	15.00	32.40	53.99	33.01	5.19
	外国人比率 (%)	23,266	0.00	1.10	15.71	1.44	1.09
	操作変数	23,266	-4.81	-2.92	-1.21	-3.03	1.03
400	企業数	47,348	1.00	14.00	2018	54.82	108.47
	平均時給 (円)	47,348	714.00	1020.00	4300	1063.50	215.64
	HH I (0～10,000)	47,348	47.52	1200.00	10000	2419.20	2920.55
	最低賃金 (円)	47,348	714.00	861.44	1163	877.51	93.21
	人口 (人)	47,348	156.00	244911.00	3279734	423266.07	487670.88
	高齢者比率 (%)	47,348	15.00	31.79	61	32.44	5.96
	外国人比率 (%)	47,348	0.00	1.26	36.6	1.70	1.52
	操作変数	47,348	-4.40	-2.61	-0.94	-2.70	1.03
600	企業数	71,300	1.00	11.00	1367	39.95	75.85
	平均時給 (円)	71,300	714.00	1030.00	4300	1076.54	224.53
	HH I (0～10,000)	71,300	47.52	1428.57	10000	2721.76	3066.64
	最低賃金 (円)	71,300	714.00	877.00	1163	886.52	96.27
	人口 (人)	71,300	156.00	170999.00	1709961	277221.13	287341.08
	高齢者比率 (%)	71,300	15.00	31.25	61.75	31.85	6.46
	外国人比率 (%)	71,300	0.00	1.40	36.6	1.87	1.86
	操作変数	71,300	-4.15	-2.33	-0.75	-2.46	1.03
800	企業数	93,410	1.00	9.00	862	32.42	60.22
	平均時給 (円)	93,410	714.00	1037.42	4300	1086.20	234.20
	HH I (0～10,000)	93,410	49.36	1652.89	10000	2983.74	3199.33
	最低賃金 (円)	93,410	714.00	885.00	1163	892.30	97.57
	人口 (人)	93,410	156.00	130852.00	1236660	208086.32	209267.62
	高齢者比率 (%)	93,410	14.24	30.91	61.9	31.56	6.70
	外国人比率 (%)	93,410	0.00	1.43	36.6	1.94	1.89
	操作変数	93,410	-3.93	-2.12	-0.64	-2.28	1.01
1,000	企業数	114,239	1.00	8.00	801	27.73	51.04
	平均時給 (円)	114,239	714.00	1042.50	4350	1092.59	238.80
	HH I (0～10,000)	114,239	44.81	1836.73	10000	3181.93	3292.04
	最低賃金 (円)	114,239	714.00	890.00	1163	896.25	98.28
	人口 (人)	114,239	156.00	116867.00	1153305	167316.65	166961.61
	高齢者比率 (%)	114,239	14.24	30.52	61.9	31.16	6.81
	外国人比率 (%)	114,239	0.00	1.49	36.6	2.01	1.89
	操作変数	114,239	-3.78	-1.97	-0.58	-2.16	0.99

(補表A－2．通勤圏数ごとのパネル統計量（前頁からの続き）)

通勤圏数	変数	観測数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
1, 200	企業数	133, 093	1. 00	7. 00	735	24. 42	45. 91
	平均時給（円）	133, 093	714. 00	1039. 67	4400	1090. 83	242. 37
	HH I（0～10, 000）	133, 093	44. 81	2000. 00	10000	3387. 01	3378. 92
	最低賃金（円）	133, 093	714. 00	889. 00	1163	895. 02	98. 16
	人口（人）	133, 093	156. 00	93352. 00	1005258	141694. 26	149137. 01
	高齢者比率（％）	133, 093	14. 24	30. 54	61. 9	31. 23	6. 92
	外国人比率（％）	133, 093	0. 00	1. 46	36. 6	2. 01	1. 91
	操作変数	133, 093	-3. 59	-1. 89	-0. 52	-2. 04	0. 95
1, 400	企業数	150, 914	1. 00	6. 00	735	22. 00	41. 93
	平均時給（円）	150, 914	714. 00	1036. 00	5000	1088. 98	243. 88
	HH I（0～10, 000）	150, 914	44. 81	2187. 50	10000	3549. 03	3440. 27
	最低賃金（円）	150, 914	714. 00	889. 00	1163	893. 72	97. 32
	人口（人）	150, 914	156. 00	78761. 00	923210	123279. 40	133643. 93
	高齢者比率（％）	150, 914	14. 24	30. 48	64. 68	31. 23	6. 93
	外国人比率（％）	150, 914	0. 00	1. 44	36. 6	1. 99	1. 91
	操作変数	150, 914	-3. 44	-1. 83	-0. 49	-1. 96	0. 91

もっとも、本稿の主たる関心である集中度の賃金への影響については、通勤圏数の選択に対して頑健である。補表A－3は、通勤圏数ごとに第5章と同一の固定効果付き操作変数法（model4 に対応）による推計を行った結果である。これをみると、HH I の係数は通勤圏数 400 以上のすべての設定において負かつ統計的に有意（1％水準）であり、その大きさもおおむね-0.1 から-0.18 の範囲に収まっている。すなわち、市場の集中が募集賃金を抑制するという定性的な結論は、通勤圏数を 1,000 とした基準ケースに固有のものではなく、市場定義の細かさに依存しない頑健なものといえる²⁸。

なお、通勤圏数を細かくするにつれて係数の絶対値はやや小さくなる傾向がみられるが（400 の-0.184 から 1,400 の-0.103）、いずれの設定でも負かつ有意であり、賃金抑制効果が一定の大きさで存在するという結論に変わりはない。以上より、本稿で基準とした通勤圏数 1,000 は、計測される集中度の水準・賃金への影響の双方において、これらの範囲の中庸に位置する設定であると考えられる。

²⁸ ただし、通勤圏数を 200 とした場合には、HH I の係数は-0.466 と大きく、標準誤差も大きいため有意水準は 10%にとどまる。これは Kleibergen-Paap の F 統計量が 6.72 と、Lee et al. (2022) の示す閾値 104.7 を下回っており、操作変数の説明力が弱いことに起因すると考えられる。通勤圏数が少ない場合には、同一職種の他通勤圏から構成する操作変数の識別変動が乏しくなる。通勤圏数 200 のケースは操作変数が弱相関である点を割り引いてみる必要があり、これを除けば推計結果は一貫している。

(補表A－3．通勤圏数ごとの市場集中度が募集賃金に与える影響の推計結果)

被説明変数：平均募集賃金（時給、対数）

通勤圏数	200	400	600	800	1,000
HH I（対数）	-0.4658 *	-0.1840 ***	-0.1481 ***	-0.1160 ***	-0.1091 ***
	(0.2677)	(0.0213)	(0.0102)	(0.0072)	(0.0060)
最低賃金（対数）	1.7787 **	1.0193 ***	1.0198 ***	0.9037 ***	0.9187 ***
	(0.8841)	(0.1382)	(0.1036)	(0.0856)	(0.0770)
人口（対数）	0.4661	0.0815 **	0.0470 *	0.0127	0.0167
	(0.3053)	(0.0371)	(0.0251)	(0.0218)	(0.0224)
高齢者比率	-0.0241	-0.0064 ***	-0.0028 *	-0.0016	-0.0007
	(0.0191)	(0.0021)	(0.0014)	(0.0011)	(0.0010)
外国人比率	-0.0197	-0.0044 *	-0.0012	-0.0007	-0.0001
	(0.0199)	(0.0025)	(0.0019)	(0.0016)	(0.0014)
職種×通勤圏 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>F</i> 統計量	6.72	289.18	1104.06	2095.66	2916.89
Wu-Hausman 検定の <i>p</i> 値	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
サンプルサイズ	23,137	47,110	70,935	92,871	113,508

通勤圏数	1,200	1,400
HH I（対数）	-0.1008 ***	-0.1025 ***
	(0.0054)	(0.0052)
最低賃金（対数）	0.8393 ***	0.7785 ***
	(0.0705)	(0.0665)
人口（対数）	0.0031	-0.0192
	(0.0212)	(0.0217)
高齢者比率	-0.0005	-0.0007
	(0.0009)	(0.0009)
外国人比率	0.0001	0.0011
	(0.0013)	(0.0011)
職種×通勤圏 固定効果	Yes	Yes
年 固定効果	Yes	Yes
<i>F</i> 統計量	3640.66	4019.23
Wu-Hausman 検定の <i>p</i> 値	<0.001	<0.001
サンプルサイズ	132,099	149,653

（備考）括弧内は労働市場単位でクラスタリングした標準誤差。 $*p < 0.1$, $**p < 0.05$, $***p < 0.01$ 。記号なしは非有意。
 なお、*F*統計量は、Kleibergen-Paap *F*統計量である。Lee et al.（2022）が示す閾値 104.7 を上回る場合、第二段階における係数の *t* 検定に通常の有意水準が適用可能であり、操作変数の関連性（relevance）が確認されたと判断できる。

また、本編同様、正規雇用についても同様の比較を行った。こちらも本編同様、通勤圏の数は 1,000 を基準とし、200 から 1,400 の範囲で頑健性を確認した。基礎統計量は補表A－4にまとめている。パートタイム市場と同様、通勤圏数を増やすほど一つひとつの労働市場が細分化され、各市場の企業数が減少する。もっとも、正社員市場のHH I の水準は、いずれの通勤圏数においてもパートタイム市場を下回っている。基準ケース（通勤圏数 1,000）では、正社員のHH I 平均は 2,924 であり、パートタイム（3,182）よりも低い。これは、正社員求人を出す企業がパートタイム求人を出す企業よりも相対的に大規模で、各市場に参入する企業数が多いことを反映していると考えられる。

各通勤圏数の場合における、市場集中度が募集賃金に与える影響の推計結果が補表A—5である。本論で示した通り、基準ケースにおけるHH I の係数は -0.075 であり、統計的に有意な負の値をとるが、その大きさはパートタイム市場 (-0.109) よりも小さい。ただ、非正規社員の場合と同様、いずれの通勤圏数の場合でも、HH I の係数は有意に負であり、市場集中度による賃金押下げ効果が認められることもわかった。

(補表A—4. 通勤圏ごとのパネル統計量 (正社員))

通勤圏数	変数	観測数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
200	企業数	25,740	1.00	26.00	17118	124.51	400.23
	平均月給 (円)	25,740	100000	183213.40	580000	185868.33	24945.66
	HH I (0~10,000)	25,740	7.36	621.65	10000	1837.83	2750.53
	最低賃金 (円)	25,740	714.00	853.00	1163	862.54	87.51
	人口 (人)	25,740	315.00	312677.00	18621016	837076.00	1770264.56
	高齢者比率 (%)	25,740	15.23	32.61	53.99	33.17	5.29
	外国人比率 (%)	25,740	0.00	1.08	15.71	1.42	1.11
	操作変数	25,740	-4.99	-3.31	-0.99	-3.23	0.97
400	企業数	52,345	1.00	17.00	6129	65.42	155.41
	平均月給 (円)	52,345	100000	186662.56	583000	189682.63	27313.96
	HH I (0~10,000)	52,345	12.02	844.44	10000	2158.51	2914.56
	最低賃金 (円)	52,345	714.00	861.00	1163	875.75	93.30
	人口 (人)	52,345	315.00	228431.00	3279734	405518.79	483944.82
	高齢者比率 (%)	52,345	15.23	32.06	61	32.70	6.09
	外国人比率 (%)	52,345	0.00	1.24	36.6	1.69	1.61
	操作変数	52,345	-4.55	-2.97	-0.64	-2.84	0.96
600	企業数	78,331	1.00	13.00	4435	45.11	104.72
	平均月給 (円)	78,331	100000	188740.75	600000	191810.65	28870.33
	HH I (0~10,000)	78,331	11.45	1058.51	10000	2445.80	3055.03
	最低賃金 (円)	78,331	714.00	871.00	1163	884.04	96.03
	人口 (人)	78,331	315.00	154070.00	1709961	266140.41	286146.58
	高齢者比率 (%)	78,331	15.23	31.57	61.75	32.15	6.59
	外国人比率 (%)	78,331	0.00	1.35	36.6	1.85	1.89
	操作変数	78,331	-4.25	-2.66	-0.5	-2.57	0.94
800	企業数	102,457	1.00	10.00	3196	35.16	78.72
	平均月給 (円)	102,457	100000	190000.00	700000	193144.29	30013.02
	HH I (0~10,000)	102,457	12.90	1250.00	10000	2709.12	3176.47
	最低賃金 (円)	102,457	714.00	882.00	1163	889.23	97.22
	人口 (人)	102,457	315.00	125198.00	1236660	199710.13	208553.42
	高齢者比率 (%)	102,457	14.24	31.26	61.9	31.89	6.83
	外国人比率 (%)	102,457	0.00	1.39	36.6	1.91	1.91
	操作変数	102,457	-4.03	-2.45	-0.48	-2.37	0.91
1,000	企業数	125,177	1.00	9.00	2959	29.18	66.92
	平均月給 (円)	125,177	100000	190625.99	700000	194125.38	30760.74
	HH I (0~10,000)	125,177	13.34	1428.57	10000	2923.94	3264.44
	最低賃金 (円)	125,177	714.00	885.00	1163	892.86	97.96
	人口 (人)	125,177	315.00	107697.00	1153305	160562.42	166351.22
	高齢者比率 (%)	125,177	14.24	30.84	61.9	31.50	6.95
	外国人比率 (%)	125,177	0.00	1.44	36.6	1.98	1.91
	操作変数	125,177	-3.83	-2.27	-0.43	-2.22	0.87

(補表A－4．通勤圏数ごとのパネル統計量（正社員）（前頁からの続き）)

通勤圏数	変数	観測数	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
1, 200	企業数	146, 271	1. 00	7. 00	2959	25. 19	59. 56
	平均月給（円）	146, 271	100000	190185. 71	833333	193873. 04	31204. 10
	HH I（0～10, 000）	146, 271	13. 34	1666. 67	10000	3145. 89	3345. 97
	最低賃金（円）	146, 271	714. 00	883. 00	1163	891. 39	97. 79
	人口（人）	146, 271	315. 00	86656. 00	1005258	135631. 49	148199. 43
	高齢者比率（％）	146, 271	14. 24	30. 90	61. 9	31. 57	7. 05
	外国人比率（％）	146, 271	0. 00	1. 41	36. 6	1. 97	1. 93
	操作変数	146, 271	-3. 63	-2. 11	-0. 42	-2. 09	0. 83
1, 400	企業数	166, 311	1. 00	7. 00	2959	22. 32	54. 35
	平均月給（円）	166, 311	100000	190000. 00	833333	193562. 56	31259. 01
	HH I（0～10, 000）	166, 311	13. 34	1836. 73	10000	3331. 08	3409. 21
	最低賃金（円）	166, 311	714. 00	883. 00	1163	890. 03	96. 91
	人口（人）	166, 311	315. 00	73079. 00	923210	117815. 99	132482. 76
	高齢者比率（％）	166, 311	14. 24	30. 85	64. 68	31. 56	7. 05
	外国人比率（％）	166, 311	0. 00	1. 39	36. 6	1. 95	1. 93
	操作変数	166, 311	-3. 48	-1. 97	-0. 39	-1. 98	0. 79

(補表A－5．通勤圏数ごとの推計結果（正社員）)

被説明変数：平均募集賃金（月給、対数）

通勤圏数	200	400	600	800	1,000
HH I（対数）	-0.0344 *** (0.0059)	-0.0526 *** (0.0044)	-0.0640 *** (0.0042)	-0.0700 *** (0.0041)	-0.0749 *** (0.0040)
最低賃金（対数）	0.3293 *** (0.1177)	0.3637 *** (0.0816)	0.4331 *** (0.0740)	0.5188 *** (0.0676)	0.5671 *** (0.0629)
人口（対数）	0.0790 ** (0.0345)	0.0232 (0.0217)	0.0266 (0.0177)	0.0195 (0.0177)	0.0133 (0.0181)
高齢者比率	0.0100 *** (0.0021)	0.0066 *** (0.0013)	0.0069 *** (0.0010)	0.0048 *** (0.0009)	0.0045 *** (0.0008)
外国人比率	0.0053 ** (0.0025)	0.0022 (0.0014)	0.0016 (0.0012)	0.0010 (0.0011)	0.0014 (0.0010)
職種×通勤圏 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年 固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>F</i> 統計量	1308.96	3260.25	4206.66	5128.55	5727.60
Wu-Hausman 検定の <i>p</i> 値	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
サンプルサイズ	25,484	51,938	77,780	101,738	124,185

通勤圏数	1,200	1,400
HH I（対数）	-0.0752 *** (0.0039)	-0.0751 *** (0.0039)
最低賃金（対数）	0.5913 *** (0.0599)	0.6145 *** (0.0577)
人口（対数）	0.0094 (0.0174)	0.0148 (0.0195)
高齢者比率	0.0042 *** (0.0008)	0.0041 *** (0.0008)
外国人比率	0.0014 (0.0009)	0.0023 ** (0.0009)
職種×通勤圏 固定効果	Yes	Yes
年 固定効果	Yes	Yes
<i>F</i> 統計量	6338.32	6668.06
Wu-Hausman 検定の <i>p</i> 値	<0.001	<0.001
サンプルサイズ	145,010	164,760

(備考) 括弧内は労働市場単位でクラスタリングした標準誤差。 $*p < 0.1$, $**p < 0.05$, $***p < 0.01$ 。記号なしは非有意。

なお、*F*統計量は、Kleibergen-Paap *F*統計量である。Lee et al.（2022）が示す閾値 104.7 を上回る場合、第二段階における係数の *t* 検定に通常の有意水準が適用可能であり、操作変数の関連性（relevance）が確認されたと判断できる。

補論B 募集賃金の市場集中度弾力性の推移

本論第5章にて推計した非正規労働者における募集賃金の市場集中度弾力性について、HHIと年ダミーの交差項を含むモデルを推計することで、弾力性の年別推移を捉えることを試みる。HHIは内生変数であるから、これと年ダミーの交差項を含むモデルの回帰に当たっては、それぞれの交差項に対応する操作変数を用意する必要がある。ここでは第5章の推計で用いたものと同じ操作変数を準用し、これと年ダミーの交差項を操作変数として推計することとする²⁹。

推計式は以下のとおり。

(一段階目)

$$D_{i,j,t}^k = \pi_0^k Z_{i,j,t} + \sum_{t'=2018}^{2025} \pi_{t'}^k (Z_{i,j,t} \times Year_{t'}) + \gamma^k X_{i,j,t} + \mu_{i,j} + \lambda_t + u_{i,j,t}^k$$

ただし、 $k = 0, 1, \dots, 8$ に対して、

$$D_{i,j,t}^k = \begin{cases} \log(HHI_{i,j,t}) & (k = 0) \\ \log(HHI_{i,j,t}) \times Year_{2017+k} & (k \neq 0) \end{cases}$$

(二段階目)

$$\log(Wage_{i,j,t}) = \beta_0 \log(\widehat{HHI}_{i,j,t}) + \sum_{t'=2018}^{2025} \beta_{t'} \log(\widehat{HHI}_{i,j,t}) \times Year_{t'} + \gamma' X_{i,j,t} + \mu_{i,j} + \lambda_t + \varepsilon_{i,j,t}$$

ただし、 $Year_t$ は、 t 年である場合に1を取り、それ以外の場合に0をとるダミー変数。

補表B-1及び補図B-1は、上記の推計結果を示したものである。年ダミーとの交差項を含むことから、HHI（対数）の係数（-0.121）は基準年である2017年の弾力性を表し、各年の弾力性は、これに当該年の交差項の係数を加えたものとして得られる。これをみると、各年の弾力性はいずれも負であり、-0.10から-0.13程度の狭い範囲にとどまっている。すなわち、市場の集中が募集賃金を抑制するという関係は、特定の年に固有のものではなく、観測期間を通じて一貫してみられる現象であることが分かる。

もっとも、弾力性には緩やかな時間変動もみられる。2018年から2022年にかけては交

²⁹ このように操作変数をダミー変数（ここでは年ダミー）と交差させる手法は、Abadie et al. (2024) において fully-interacted method として整理されており、Dix-Carneiro and Kovak (2017) など先行研究でも用いられている。

差項の係数が有意に正であり、賃金抑制効果が基準年よりもやや弱い方向にあった。特に2021年は乖離が最も大きく、弾力性は-0.100とこの期間で最も小さい。その後、2023年・2024年の交差項は有意でなく弾力性は基準年とほぼ同水準に戻り、2025年にはむしろ基準年をわずかに下回る-0.129となっている。ただし、これらの年差は基準となる弾力性の大きさに比べれば小さく、賃金抑制効果の程度が大きく変化したと解釈すべきものではない。

以上のように、賃金抑制効果の大きさには年ごとに若干の変動があるものの、その符号と有意性は観測期間を通じて安定しており、第5章で得られた集中度の賃金抑制効果が、特定時点に依存しない頑健なものであることが確認される。このことは、内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2025）で論じたような、「2010年代には人手不足局面でも賃金が上がらなかったのに対し、なぜ2020年代に入ってから上がるようになったのか」という問いに対する答えとしては、モノプソニーによる賃金抑制効果が弱まったから賃金が上がるようになった、とは言えないことも示している。むしろ、労働市場における集中度は賃金を下方に抑制する要因として影響し続けていると言える。

（補表B—1．年交差項を含む推計結果）

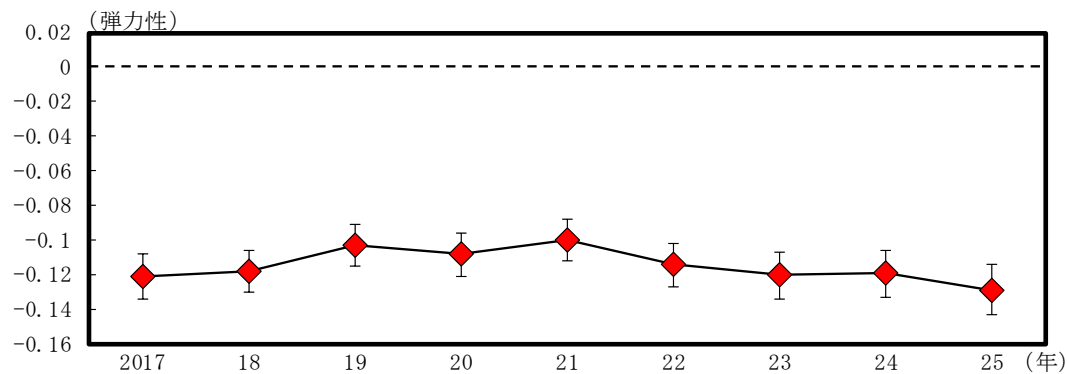
被説明変数：平均募集賃金（時給、対数）

変数	推計値	（標準誤差）		一段階目 <i>F</i> 統計量
HH I（対数）	-0.1209	(0.0066)	***	432.57
HH I（対数）×2018	0.0032	(0.0016)	**	8250.32
HH I（対数）×2019	0.0180	(0.0018)	***	8709.30
HH I（対数）×2020	0.0128	(0.0018)	***	8616.48
HH I（対数）×2021	0.0210	(0.0021)	***	8955.22
HH I（対数）×2022	0.0068	(0.0019)	***	8255.97
HH I（対数）×2023	0.0008	(0.0020)		7245.68
HH I（対数）×2024	0.0016	(0.0019)		7283.92
HH I（対数）×2025	-0.0076	(0.0021)	***	7771.09
最低賃金（対数）	0.9832	(0.0798)	***	—
人口（対数）	-0.0071	(0.0235)		—
高齢者比率	-0.0006	(0.0010)		—
外国人比率	0.0005	(0.0014)		—
職種×通勤圏 固定効果		Yes		
年 固定効果		Yes		
Wu-Hausman 検定の <i>p</i> 値		<0.001		
サンプルサイズ		113,508		

（備考）括弧内は労働市場単位でクラスタリングした標準誤差。 $*p < 0.1$, $**p < 0.05$, $***p < 0.01$ 。記号なしは非有意。

なお、一段階目 *F* 統計量は、HH I（対数）及び年ダミーとの交差項それぞれに対応する Kleibergen-Paap *F* 統計量である。Lee et al.（2022）が示す閾値 104.7 を上回る場合、第二段階における係数の *t* 検定に通常の有意水準が適用可能であり、操作変数の関連性（relevance）が確認されたと判断できる。

(補図B－1．募集賃金の市場集中度弾力性の推移)



(備考) 誤差範囲は95%信頼区間に基づく。

最後に、正社員の場合の弾力性の年別推移を補表B－2および補図B－2に示す。各年の弾力性はいずれも負であり、観測期間を通じて市場集中が募集賃金を抑制する関係が安定的に確認される。補図B－2は、非正規雇用と正規雇用の弾力性の推移を併せて示したものであり、両市場とも符号・有意性の面で一貫した傾向がみられる一方、正規雇用の賃金抑制効果は非正規雇用よりもやや小さい水準で推移していることが確認された。

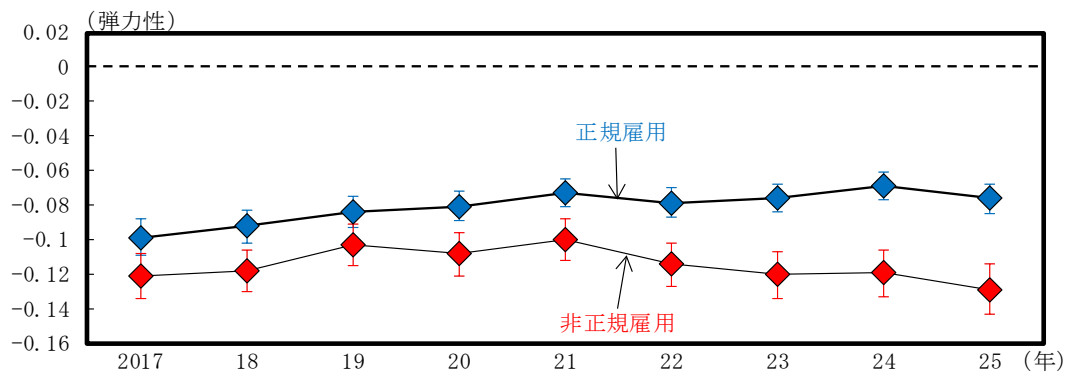
(補表B－2．年交差項を含む推計結果（正社員）)

被説明変数：平均募集賃金（月給、対数）

変数	推計値	(標準誤差)		一段階目 F統計量
HH I (対数)	-0.0984	(0.0052)	***	886.03
HH I (対数) × 2018	0.0063	(0.0016)	***	5396.98
HH I (対数) × 2019	0.0145	(0.0018)	***	5630.74
HH I (対数) × 2020	0.0181	(0.0023)	***	6222.91
HH I (対数) × 2021	0.0252	(0.0024)	***	6365.65
HH I (対数) × 2022	0.0201	(0.0022)	***	6634.95
HH I (対数) × 2023	0.0228	(0.0021)	***	6603.28
HH I (対数) × 2024	0.0295	(0.0022)	***	6648.06
HH I (対数) × 2025	0.0224	(0.0022)	***	6622.25
最低賃金（対数）	0.7409	(0.0664)	***	—
人口（対数）	0.0898	(0.0199)	***	—
高齢者比率	0.0030	(0.0009)	***	—
外国人比率	-0.0010	(0.0010)	—	—
職種×通勤圏 固定効果	Yes			
年 固定効果	Yes			
Wu-Hausman 検定のp値	<0.001			
サンプルサイズ	124,185			

(備考) 括弧内は労働市場単位でクラスタリングした標準誤差。 $*p < 0.1$, $**p < 0.05$, $***p < 0.01$ 。記号なしは非有意。
 なお、一段階目 F 統計量は、HH I（対数）及び年ダミーとの交差項それぞれに対応する Kleibergen-Paap F 統計量である。Lee et al. (2022) が示す閾値 104.7 を上回る場合、第二段階における係数の t 検定に通常の有意水準が適用可能であり、操作変数の関連性（relevance）が確認されたと判断できる。

(補図B－2．募集賃金の市場集中度弾力性の推移（非正規雇用と正規雇用の比較）)



参考文献

- Abadie, Alberto, Jiaying Gu, and Shu Shen. 2024. “Instrumental variable estimation with first-stage heterogeneity.” *Journal of Econometrics* 240 (2): 105425.
- Adachi, Daisuke, Taiyo Fukai, Daiji Kawaguchi, and Yukiko U. Saito. 2021. “Commuting Zones in Japan (Revised).” RIETI Discussion Paper Series 20-E-021.
- Azar, José, Ioana Marinescu, and Marshall Steinbaum. 2022. “Labor Market Concentration.” *The Journal of Human Resources* 57(s): S167-S199.
- Azar, José, Ioana Marinescu, Marshall Steinbaum, and Bledi Taska. 2020. “Concentration in US Labor Markets: Evidence from Online Vacancy Data.” *Labour Economics* 66.
- Card, David. 2022. “Who Set Your Wage?” *American Economic Review* 112 (4): 1075–90.
- Card, David, and Alan Krueger. 1994. “Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania.” *The American Economic Review* 84 (4): 772-793.
- Dix-Carneiro, Rafael, and Brian K. Kovak. 2017. “Trade Liberalization and Regional Dynamics.” *American Economic Review* 107 (10): 2908-2946.
- Foote, Andrew, Mark J. Kutzbach, and Lars Vilhuber. 2021. “Recalculating...: How Uncertainty in Local Labour Market Definitions Affects Empirical Findings.” *Applied Economics* 53 (14): 1598-1612.
- Fowler, Christopher S. 2024. “New Commuting Zone Delineation for the U.S. Based on 2020 Data.” *Scientific Data* 11.
- Izumi, Atsuko, Naomi Kodama, and Hyeog Ug Kwon. 2023. “Labor Market Concentration and Heterogeneous Effects on Wages: Evidence from Japan.” *Journal of the Japanese and International Economies* 67.
- Kambayashi, Ryo, Kohei Kawaguchi, and Suguru Otani. 2025. “Measuring Recruitment Elasticity in the Multi-stage Job Matching Process.” OSF Preprints. <https://osf.io/wavdn>
- Lee, David S., Justin McCrary, Marcelo J. Moreira, and Jack Porter. 2022. “Valid t-Ratio Inference for IV.” *American Economic Review* 112 (10): 3260-90.
- Manning, Alan. 2003. *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Marinescu, Ioana, and Ronald Wothoff. 2015. “Opening the Black Box of the Matching Function: The Power of Words.” IZA Discussion Paper 9071.

- Okudaira, Hiroko, Miho Takizawa, and Kenta Yamanouchi. 2019. “Minimum Wage Effects Across Heterogeneous Markets.” *Labour Economics* 59: 110-122.
- Otani, Suguru. 2025. “Nonparametric Estimation of Matching Efficiency and Mismatch in Labor Markets via Public Employment Security Offices in Japan, 1972-2024.” UTMD Working Paper 078.
- Tolbert, C. M., and M. Sizer Killian. 1987. *Labor Market Areas for the United States*. Report No. AGES870721. U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service.
- United States Department of Agriculture, Economic Research Service. 2026. “Commuting Zones and Labor Market Areas: Documentation.” Last modified March 18, 2026. <https://www.ers.usda.gov/data-products/commuting-zones-and-labor-market-areas/documentation>
- 泉敦子・奥平寛子・川口大司 (2022)「最低賃金と企業の採用行動」CREPE Discussion Paper No. 129.
- 奥平寛子 (2024)「最低賃金が雇用に与える影響——労働市場の競争性による違い」『日本労働研究雑誌』 771: 14–27.
- 公正取引委員会 (2019)「企業結合審査に関する独占禁止法の運用指針」
<https://www.jftc.go.jp/dk/kiketsu/guideline/guideline/shishin.html> (最終閲覧日 : 2026 年 8 月 12 日)
- 内閣府 (2025)『令和 7 年度 年次経済財政報告』
- 内閣府 (2026)『令和 8 年度 年次経済財政報告』
- 内閣府政策統括官 (経済財政分析担当) (2025)『2024 年度日本経済レポート』
- 古川角歩・城戸陽介・法眼吉彦 (2023)「求人広告情報を用いた正社員労働市場の分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.23-J-2