



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## パート労働市場における留保賃金とその含意

古川角歩\*

kakuho.furukawa@boj.or.jp

No.23-J-7  
2023年10月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

\* 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

# パート労働市場における留保賃金とその含意\*

古川角歩†

2023年10月

## 【要 旨】

本稿では、サーチ理論を用いて、わが国パート労働市場における留保賃金を推計し、その労働需給などへの含意について分析する。留保賃金については、個人の就業状態を追跡調査したアンケート調査の調査票情報を用いて、非就業者の留保賃金の分布を推計する。主な分析結果は次の三点である。第一に、年齢が低く就業希望がある人ほど留保賃金が低いことが分かった。留保賃金は、長期的には人口の高齢化などから上昇傾向にあることや、景気と連動して動くことが確認された。第二に、本稿で得られた留保賃金の推計結果を用いて、実際の労働力フローや企業の人手不足感を高い精度で再現できることを確認した。とりわけ、留保賃金が増加すると、十分に募集賃金を引き上げられていない地域ほど企業の人手不足感が強いことが分かった。第三に、労働供給の賃金弾力性が低下に転じる賃金水準(所謂「ルイスの転換点」と実際の賃金との乖離を算出すると、64歳以下の女性についてはルイスの転換点に近づきつつある可能性が示唆された。

JEL 分類番号：E24、J64

キーワード：留保賃金、労働供給、人手不足、ルイスの転換点

---

\* 本稿の作成にあたっては、青木浩介氏、尾崎達哉氏、河西桂靖氏、代田豊一郎氏、陣内了氏、長野哲平氏、永幡崇氏、福永一郎氏、法眼吉彦氏、丸尾優士氏、および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。ただし、残された誤りは筆者に帰する。また、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査（リクルートワークス研究所）」の個票データの提供を受けた。なお、本稿の内容や意見は、筆者個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

† 日本銀行調査統計局 (kakuho.furukawa@boj.or.jp)

## 1. はじめに

労働経済学では、家計にとって就業することと非就業を選択することの効用が等しくなる賃金水準を指す、「留保賃金」という考え方がある。家計は、留保賃金を上回る賃金を得られる場合は就業し、それ以外の場合は就業しないことを選ぶ。この結果、理論的には、留保賃金は非就業・就業間の労働力フローや労働需給と関連することが知られている (Burdett and Mortensen (1998))。こうした留保賃金の考え方は、長期的に働くことを前提とした正社員市場よりは、短期的な雇用契約が多く、非就業と就業の間を人が行き来しやすいパート市場を分析する際に有用と考えられる。

もともと、わが国ではデータ制約もあって、留保賃金に関する研究はこれまでのところ一部にとどまっている<sup>1</sup>。そこで、本稿では、同一個人の実業調査を追跡調査したアンケート調査を用いることで、わが国パート労働市場における留保賃金を推計することを試みる。そのうえで、留保賃金の動向が、労働力フローや企業の人手不足感に強い影響を与えていたことを実証する。また、わが国パート労働市場における論点として、これまで労働供給の増加を牽引してきた女性や高齢者による労働参加が頭打ちとなるもとの、賃金上昇率が加速に転じる可能性があるかどうか、についても検証する<sup>2</sup>。先行研究では、女性や高齢者の追加的な労働供給余地が縮小し、労働供給の賃金弾力性が低下すれば、更なる労働力を確保するために大幅な賃金上昇が必要となる可能性があることが指摘されている (川口・原 (2017)、尾崎・玄田 (2020)) (図表 1)。このように、労働供給の頭打ちとともに賃金弾力性が低下に転じるポイントは、「ルイスの転換点」と呼ばれることもある<sup>3</sup>。本稿では、留保賃金の推計結果から労働供給の賃金弾力性を計算し、賃金弾力性が低下に転じる賃金水準と実際の賃金の乖離を求めることで、ルイスの転換点がどの程度近づいているのかについても考察する。

本稿の主な分析結果は次の三点である。第一に、留保賃金は、年齢が低く就業希望がある人ほど低いこと、人口の高齢化などから上昇傾向にあることや、景気と連動して動くことが確認された。第二に、本稿で得られた留保賃金は、実際の労働力フローや企業の人手不足感を高い精度で再現できることを確認した。と

---

<sup>1</sup> 筆者が把握する限り、わが国で留保賃金を推計した先行研究は尾崎・玄田 (2020) のみである。

<sup>2</sup> 女性労働力率の M 字カーブは解消に向かっているほか、高齢者の労働力率も 2020 年以降 25% 程度で高止まっている。こうした状況は、女性や高齢者について、言わば「働ける人は既に働いている」状態に近づいていることを表している。

<sup>3</sup> もともと「ルイスの転換点」は、発展途上国の都市部で工業化が進展する過程において、農村部からの余剰労働力の流入が続くことで賃金上昇が抑制されるフェーズから、同余剰労働力が枯渇し賃金上昇が加速するフェーズへの転換点を指したものである。川口・原 (2017) や尾崎・玄田 (2020) は、こうした概念をわが国パート労働市場に適用した議論を行っている。

りわけ、留保賃金が上昇するもと、十分に募集賃金を引き上げられていない地域ほど企業の人手不足感が強いことが分かった。第三に、労働供給の賃金弾力性が低下に転じる賃金水準と実際の賃金との乖離を算出すると、尾崎・玄田（2020）と同様に、64歳以下の女性については「ルイスの転換点」に近づきつつある可能性が示唆された。こうした分析結果は、今後人手不足が継続した場合に、パート賃金の上昇率が加速に転じる可能性があることを表している。

### （先行研究）

留保賃金に関する研究は海外を中心に多く存在する。理論的には、留保賃金は家計にとって就業することと非就業を選択することの効用が等しくなる賃金水準として定義され、労働の不効用といったミクロ要因に加えて、平均賃金の高さなどのマクロ要因にも依存し得ることが示されている（Burdett and Mortensen（1998）など）<sup>4</sup>。また、留保賃金は家計の就業決定に影響するため、非就業・就業間の労働力フローや企業の人手不足感、労働供給の賃金弾力性とも関連する。実証面では、留保賃金の決定メカニズムに焦点を当て、失業給付金や失業期間といった要因が留保賃金に影響しているか分析している研究が多い。例えば、初期の代表的な研究である Kiefer and Neumann（1979）は、失業者の失業期間や就職後の賃金を記録したアンケート調査を用いて留保賃金を間接的に推計し、失業期間が長くなるほど留保賃金が低くなることを実証した。近年の研究では、留保賃金を直接質問（「あなたが就業することを考慮する最も低い賃金はいくらですか？」など）したアンケート調査を用いることが一般的となっている（Krueger and Mueller（2016）、Le Barbanchon et al.（2019）、Prasad（2003）など）。

わが国では、海外のように留保賃金を直接質問したアンケート調査が存在しないこともあって、留保賃金に関する分析はこれまでのところ一部にとどまっている。筆者が把握する唯一の事例である尾崎・玄田（2020）は、非就業者に対するアンケート調査を用いて、「仮にあなたが働いていたとしたら時給いくらの仕事に就いているとお考えですか」という設問に対する回答値を留保賃金と読み替えて分析している。具体的には、留保賃金がそれぞれの賃金水準以下の非就業者の数を累計することで労働供給曲線を推計し、パート労働市場では、54歳以下の女性がルイスの転換点に達しつつあることを示した。同手法はデータ制約を踏まえた現実的なアプローチではあるものの、必ずしも理論的な裏付けがある訳ではないなど、分析上の課題も残されている。実際、尾崎・玄田（2020）自身も指摘している通り、留保賃金の定義（就業することと非就業を選択するこ

---

<sup>4</sup> 例えば、労働の不効用が高い人ほど留保賃金が高くなる。また、平均賃金が高い経済においては、労働者の交渉力が高まるため、家計は留保賃金を高く設定する可能性がある。詳細は2節を参照。

との効用が等しくなる賃金水準)と照らし合わせると、上記の設問への回答を留保賃金と見なすことが妥当かどうかは必ずしも明らかではない。本稿ではこうした問題意識を踏まえ、同一個人の就業状態を追跡調査したアンケート調査を用いて、経済学的な定義と整合的になるように留保賃金を推計する手法を提案する。さらに、留保賃金の推計結果をもとに、労働力フローや企業の人手不足感、労働供給の賃金弾力性についても計算する。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2節ではサーチ理論を用いて、留保賃金と労働供給の決定メカニズムについて理論面から論点を整理する。3節では、アンケート調査の調査票情報を用いて非就業者の留保賃金を推計する。4節では、留保賃金の推計結果を用いて賃金弾力性を算出し、わが国のパート労働市場においてルイスの転換点がどの程度近づいているのか分析する。5節はまとめである。

## 2. サーチ理論

当節では、労働者の異質性を考慮したサーチ理論モデルを概説し、留保賃金と労働供給の決定メカニズムについて理論面から論点を整理する<sup>5</sup>。理論モデルを用いることで、留保賃金がどのように決まるのかを明らかにし、留保賃金のデータから労働力フローや企業の人手不足感、労働供給の賃金弾力性を計算する方法を確認する。

### 2-1. モデルの概要

当モデルでは、余暇の効用（労働の不効用）が異なる $M_w$ のリスク中立的な個人と、生産性が均質な $M_f$ の企業が存在し、連続時間を想定する。個人は将来にわたる期待効用を最大化するように就業や転職の決定を行い、企業は利潤を最大化するように労働者に支払う賃金を決定する。当モデルの労働力フローのイメージ及びその含意は、図表 2 のように整理することができるが、以下では順を追って概要を説明する。

まず個人の期待効用最大化問題を考える。個人 $i$ は每期、失業しているか、賃金 $w$ の仕事に就いている状態でスタートし、企業からそれぞれ一定の確率で求人のおファーを受けながら、就業に関する選択を行う。失業している場合には、当期は $b_i$ のフロー効用を得、 $\lambda_0$ の確率で求人のおファーを提示されるとする。 $b_i$ は

---

<sup>5</sup> 本稿では、労働経済学における標準的なモデルである Burdett and Mortensen (1998)を参考にしている。

失業給付金や余暇の効用（あるいは労働の不効用）と解釈できる。また、賃金 $w$ の仕事に就いている場合には、当期は $w$ のフロー効用を得、 $\lambda_1$ の確率で別の求人のオファーを提示されるとする。更に、 $\delta$ の確率で雇用を喪失し、来期は失業状態になるとする。失業時も就業時もオファーされる求人の賃金の分布は確率密度 $f(w)$ （累積分布は $F(w)$ ）に従うとする。個人 $i$ はオファーされた求人の賃金を踏まえて、期待効用を最大化するためにそのオファーを受託するかどうかを決定する。受託した場合には、来期は新しい仕事に就いた状態でスタートする。失業時の効用を $V_i$ 、賃金 $w$ で雇用されているときの効用を $U_i(w)$ とすると、以下の式が成立することが知られている<sup>6</sup>。

$$\rho U_i(w) = w + \lambda_1 \int_0^\infty \max\{U_i(\tilde{w}) - U_i(w), 0\} dF(\tilde{w}) + \delta(V_i - U_i(w)) \quad (1)$$

$$\rho V_i = b_i + \lambda_0 \int_0^\infty \max\{U_i(\tilde{w}) - V_i, 0\} dF(\tilde{w}) \quad (2)$$

ここで $\rho$ は主観的割引率である。 $U_i(w)$ は $w$ の単調増加関数であることから、個人 $i$ は就業時には現在の賃金を上回る賃金をオファーされた場合のみ受託（転職）し、失業時にはある一定の賃金（留保賃金）を上回るオファーのみ受託する。

(1)式と(2)式から、個人 $i$ の留保賃金 ( $w_i^R$ ) は、就業していない家計が就業することで得られる効用と、非就業の状態にとどまることの効用が等しくなるように決定される。具体的には、以下が成立することを示すことができる<sup>7</sup>。

$$w_i^R = b_i + (\lambda_0 - \lambda_1) \int_{w_i^R}^\infty \frac{1 - F(w)}{\rho + \delta + \lambda_1(1 - F(w))} dw \quad (3)$$

上式の留保賃金への含意として本稿と関連するポイントは2つある。

1つ目は、余暇等の効用が高い個人は、就業するためにはそれに見合う賃金水準を要求するため、留保賃金が高くなることである。このことは、以下の式が成立することから導かれる<sup>8</sup>。

$$\frac{\partial w_i^R}{\partial b_i} = \frac{\rho + \delta + \lambda_1(1 - F(w_i^R))}{\rho + \delta + \lambda_0(1 - F(w_i^R))} > 0 \quad (4)$$

<sup>6</sup> (1)式と(2)式は、連続時間を仮定した時のベルマン方程式であり、サーチ理論モデルの基礎的な式である。具体的な導出方法は、Rogerson et al. (2005)などの先行研究を参照。

<sup>7</sup> (3)式の導出は補論1を参照。

<sup>8</sup> (4)式の導出は補論1を参照。

2つ目は、留保賃金は、雇用の流動性とも関連していることである。雇用の流動性が低く、転職する機会が少ない ( $\lambda_1$ の値が小さい) 場合、募集賃金が上昇するほど、留保賃金も高くなる。これは、直観的には以下のように理解できる。すなわち、雇用の流動性が低い状況では、賃金が低い求人のオファーを受託してしまうと、その後も同賃金にとどまる可能性が高く、よりよい賃金を期待しにくいという機会費用が発生する。そのため、失業者にとっては、低い賃金の求人オファーは受託せず、よりよい賃金のオファーが届くまであえて失業状態にとどまるというインセンティブが発生する。こうしたインセンティブは、募集賃金が高いほど大きくなる。

一方、転職がある程度しやすく、失業しているか就業しているかにかかわらず求人のオファーを受ける確率が等しい ( $\lambda_0 = \lambda_1$ ) 場合には、(3)式より  $w_i^R = b_i$  が成立し、個人の留保賃金は募集賃金の分布 ( $F(w)$ ) などの要因に依存しない。これは、転職が容易な場合には、賃金が低い求人のオファーを受けることの機会費用が発生しない (よりよい賃金の求人があれば転職することが容易なため) ことから、あえて失業状態にとどまるインセンティブが働かないためであると解釈できる。

続いて、サーチ理論モデルにおける定常状態について解説する。定常状態における失業率  $u$  は、次のように求めることができる。まず、定常状態における失業者の留保賃金の累積分布を  $R^u(w^R)$  と表す。言い換えれば、定常状態では、留保賃金が  $w^R$  以下であるような失業者の割合は  $R^u(w^R)$  に等しくなる。每期、失業者は  $\lambda_0$  の確率で求人のオファーを提示され、提示された賃金が留保賃金を上回る場合に就業することを選択するため、失業者プールから就業者プールへ以下のフローが発生する<sup>9</sup>。

$$M_w u \lambda_0 \int_0^\infty (1 - F(w)) dR^u(w) \quad (5)$$

これは、部分積分を用いることで次の通り書き直すことができる。

$$M_w u \lambda_0 \int_0^\infty (1 - F(w)) dR^u(w) = M_w u \lambda_0 \left\{ [(1 - F(w))R^u(w)]_0^\infty + \int_0^\infty R^u(w) dF(w) \right\}$$

<sup>9</sup> (5)式は直観的には次の通り理解することができる。まず、留保賃金が  $x$  であるような失業者の数は  $M_w u dR^u(x)$  と書くことができる ( $d$ は微分記号)。そのうち、 $x$  を上回る賃金のオファーを受ける者の割合は  $\lambda_0(1 - F(x))$  である。このため、留保賃金が  $x$  で、就業状態へと遷移することになる失業者の数は  $M_w u \lambda_0(1 - F(x))dR^u(x)$  となる。失業者プール全体から就業者プールへのフローを計算するためには、同数を  $x$  について積分すればよい。

$$= M_w u \lambda_0 \int_0^{\infty} R^u(w) dF(w) \quad (6)$$

ここで、募集賃金の平均値を  $\bar{w} (= \int_0^{\infty} w dF(w))$  とし、(6)式を  $\bar{w}$  まわりでテイラー展開することで、以下の近似式を得ることができる。

$$\begin{aligned} M_w u \lambda_0 \int_0^{\infty} R^u(w) dF(w) &\cong M_w u \lambda_0 \int_0^{\infty} \{R^u(\bar{w}) + R^u(\bar{w})(w - \bar{w})\} dF(w) \\ &= M_w u \lambda_0 R^u(\bar{w}) \end{aligned} \quad (7)$$

一方、就業者は每期  $\delta$  の確率で雇用を喪失するため、就業者プールから失業者プールへは  $M_w(1-u)\delta$  のフローが発生する。定常状態では両フローが等しくなるため、失業率  $u$  を次のように求めることができる。

$$u = \frac{\delta}{\delta + \lambda_0 R^u(\bar{w})} \quad (8)$$

以下では、簡便のため  $R^u(\bar{w})$  を  $r$  と記すこととする。すなわち、 $r$  は留保賃金が求人者の平均募集賃金を下回る失業者の割合である。なお、本稿では募集賃金の分布 ( $F(w)$ ) や就業者の平均賃金の決定メカニズムについては議論しないが、企業の利潤最大化行動を考えることで、こうした変数もモデルのパラメータを用いて表すことができる<sup>10</sup>。

続いて、企業の人手不足感は次のように計算できる。当モデルでは、 $M_f$  の企業が出している求人に対して、新たに生じる雇用の数は、(7)式で示した通り  $M_w u \lambda_0 r$  に等しくなる。このため、両者の比率

$$\frac{M_w u \lambda_0 r}{M_f} = \frac{M_w}{M_f} \frac{\delta \lambda_0 r}{\delta + \lambda_0 r} \quad (9)$$

は、企業の人手不足感と関連していると考えられる。これは、 $r$  の増加関数となっていることから、留保賃金が平均募集賃金を下回っている失業者の割合が低

<sup>10</sup> このため、サーチ理論は賃金動学を分析する上でも有用なツールである。先行研究でも、例えば Moscarini and Postel-Vinay (2016) が、サーチ理論を用いて、賃金の変動が失業率よりも転職率に依存して決まることを指摘している。本稿で構築したモデルでも、留保賃金が十分低い場合には、賃金が失業率よりも転職率の影響を強く受けることを示すことができる（詳細は補論 2 を参照）。サーチ理論の観点から賃金決定メカニズムを調べることは、今後の分析課題の一つであると言える。



いほど、求人数に対する新規雇用の比率が低下するため、企業は人手不足感を感じやすくなると考えられる。

最後に、労働供給の賃金弾力性を求める。定常状態では、失業者プールから就業者プールへと毎期 $M_w u \lambda_0 r$ のフローが発生する。ここで何らかのショックが発生し、平均募集賃金が一時的に $\bar{w}$ から $\bar{w} + \Delta \bar{w}$ に変化することで、留保賃金が平均募集賃金を下回る失業者の割合が $r$ から $r + \Delta r$ に変化したとする。このとき、同フローは一時的に $M_w u \lambda_0 \Delta r$ だけ増えることとなる。その結果、平均募集賃金が1%上昇したときの就業者数の変化率は以下の通り書くことができる。

$$\frac{u \lambda_0 \Delta r}{1 - u} / \frac{\Delta \bar{w}}{\bar{w}} = \delta \frac{\partial r}{\partial \bar{w}} \frac{\bar{w}}{r} \quad (10)$$

ここで、 $u$ に関する式(8)を用いた。上式は、労働供給の賃金弾力性が、「平均募集賃金が1%上昇したときに、留保賃金が平均募集賃金を下回る失業者が何%増えるか」に比例することを示している。

### 3. 留保賃金の推計

前節では、サーチ理論を用いて、個人の留保賃金が余暇の効用などで決まることを示した。余暇の効用は、年齢などの属性に依存すると考えられる。そこで当節では、留保賃金が個人の属性に応じてどのように決まるかを推計する手法を提案する。さらに、推計結果の妥当性の検証も兼ねて、本稿のモデルを用いて実際の労働力フローや企業の人手不足感を再現できるか確認する。本稿で提案する手法は、Kiefer and Neumann (1979)や Leppin (2014)といった先行研究の手法と大枠で類似している。もっとも、本稿の手法には、わが国パート労働市場の特徴やサーチ理論から得られる含意も踏まえて、よりシンプルな定式化を用いているという利点がある<sup>11</sup>。

#### 3-1. 使用するデータ

留保賃金の推計にあたって、リクルートワークス研究所の「全国就業実態パネル調査」(2016~2022)の調査票情報を活用する。この調査は、全国の15歳以上の男女約5万人を対象として、同一個人の就業状態を毎年追跡調査しているものであり、前年1年間における就業状態や転職経験、収入など、幅広い設問を含んでいる。同データを用いて、ある時点において非就業だった個人が、その後

<sup>11</sup> 本稿と先行研究の手法の違いについては、脚注13を参照。

パート労働者として就業しているかどうかや、時給いくらかで働いているか、という情報を活用することで、留保賃金を推計する。

### 3-2. 推計方法

時点 $t$ において、個人 $i$ がパート労働者として就業している場合は $work_{i,t}^{part} = 1$ 、パート以外の就業形態で働いている場合は $work_{i,t}^{nonp} = 1$ と表す。これらをまとめると、時点 $t$ における個人 $i$ の就業状態はベクトル  $\mathbf{work}_{i,t} = (work_{i,t}^{part}, work_{i,t}^{nonp})$  で表すことができる。時点 $t-1$ において非就業だった個人 $i$  ( $\mathbf{work}_{i,t-1} = (0,0)$ ) の、時点 $t$ における就業決定プロセスは、以下のように決まるとする。

まず、個人 $i$ は確率 $p_{i,t}$ でパート以外の仕事（例えば正社員の仕事）を得るとする。パート以外の仕事を得ることができなかった場合は、パート求人のオファーを探し、募集賃金 ( $w_{i,t}^o$ ) が留保賃金 ( $w_{i,t}^R$ ) を上回っていれば、パート労働者として就業することを選択するとする<sup>12</sup>。このとき、個人 $i$ が時点 $t$ において就業状態 $\mathbf{work}_{i,t}$ をとる確率 $P(\mathbf{work}_{i,t} | \mathbf{work}_{i,t-1} = (0,0))$ の対数は、以下のように書くことができる。

$$\begin{aligned}
 & \log P(\mathbf{work}_{i,t} | \mathbf{work}_{i,t-1} = (0,0)) \\
 &= work_{i,t}^{nonp} \log(p_{i,t}) + work_{i,t}^{part} \log((1 - p_{i,t})P(w_{i,t}^o > w_{i,t}^R)) + \\
 & \quad (1 - work_{i,t}^{nonp} - work_{i,t}^{part}) \log((1 - p_{i,t})P(w_{i,t}^o \leq w_{i,t}^R)) \\
 &= \{work_{i,t}^{nonp} \log p_{i,t} + (1 - work_{i,t}^{nonp}) \log(1 - p_{i,t})\} \\
 & \quad + \{work_{i,t}^{nonp} \log P(w_{i,t}^o > w_{i,t}^R) \\
 & \quad \quad + (1 - work_{i,t}^{nonp} - work_{i,t}^{part}) \log P(w_{i,t}^o \leq w_{i,t}^R)\} \tag{11}
 \end{aligned}$$

次に、個人 $i$ の留保賃金 $w_{i,t}^R$ を定式化する。本稿では、パート労働市場は雇用が流動的であり、求職者に要求される技能も一般的なものが多いと考えられることから、求職者の就業状態に応じて求人の見つけやすさは変わらない、すなわち、前節のモデルにおいて $\lambda_0 = \lambda_1$ が成立していると仮定する。このとき、前節で議論した通り、理論的には、個人の留保賃金は余暇の効用に等しくなり、それ以外

<sup>12</sup> パート労働市場の有効求人倍率をみると、「全国就業実態パネル調査」の調査期間（2016年～2022年）は常に1を上回っていることを踏まえ、個人は每期必ずパートの求人をオファーされると仮定する。

の経済変数に依存しないことが予測される。そのため、 $w_{i,t}^R$ は以下の式で与えられると仮定する。

$$w_{i,t}^R = \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2) \quad (12)$$

ただし、 $\mathbf{x}_i$ は個人*i*に関する属性をまとめたベクトルである。(11)式のうち、 $\boldsymbol{\beta}$ と $\sigma$ の推計に関わる部分は第二括弧に集約されているため、以下の対数尤度に対して最尤法を適用することで、両パラメータを推計することができる<sup>13</sup>。

$$\sum_{i,t} \left\{ \begin{aligned} & work_{i,t}^{part} \log \Phi \left( \frac{w_{i,t}^o - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) \\ & + (1 - work_{i,t}^{part} - work_{i,t}^{nonp}) \log \left( 1 - \Phi \left( \frac{w_{i,t}^o - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) \right) \end{aligned} \right\} \quad (13)$$

ただし $\Phi(x)$ は標準正規分布の累積関数である。 $w_{i,t}^o$ については、個人*i*が時点*t*においてパート労働者として就業している場合は同時点の時給に等しいと仮定する。それ以外の場合、 $w_{i,t}^o$ を直接観測することはできない。本分析では、パート労働市場では求職者に対して一般的な技能が求められることが多いため、特定の学歴や職歴に応じて提示される賃金が変わることはないという前提のもと、非就業者の $w_{i,t}^o$ は同時点における同一性別・同一年齢のパート労働者の時給の中央値に等しいと仮定する。

### 3-3. 推計結果

当小節では、(13)式の推計結果を説明する。説明変数 $\mathbf{x}_i$ としては、個人*i*の性別、年齢、および就業希望に関するダミー変数を使用する<sup>14</sup>。被説明変数には、パート労働者の時給を、消費者物価指数を用いて実質化した値を用いる。

<sup>13</sup> 前述した Kiefer and Neumann (1979)や Leppin (2014)では、オファーされる賃金の分布も個人の属性や経済状況に応じて変わり得るとし、オファー賃金関数を推計しているほか、留保賃金についても経済指標を説明変数に入れた式を推計している。同手法は、本稿のアプローチと比較して、パラメータが多く、推計結果が安定しない可能性がある。本稿では、わが国のパート労働市場の特徴を踏まえて、現実的な仮定を置きつつ、よりシンプルな推計方法を用いている。

<sup>14</sup> 先行研究では、このほか保有資産や配偶状態などが留保賃金に影響することが指摘されているが、本稿ではデータ制約からこういった変数は使用していない。また、 $\lambda_0 = \lambda_1$ が厳密に成立しておらず留保賃金が経済状況に依存する可能性も考慮して、失業率などのマクロ変数を説明変数に含めた推計も行ったが、統計的に有意でなかったため、定式化からは外した。なお、海外の先行研究をみても、留保賃金とマクロ変数の間の関係について明確なコンセンサスは得られていない (Krueger and Mueller (2016))。

まず、全サンプルを用いた推計結果を確認する（図表 3(1)）。年齢と留保賃金の関係を見ると、年齢が上がるほど留保賃金が上昇する傾向がある。特に、65 歳以上は、平均的にみると 15~24 歳対比で留保賃金が 700 円高い。こうした傾向は、先行研究の結果とも整合的である（Le Barbanchon et al. (2019)）。また、就業希望がある人と比べると、就業希望がない人の方が、留保賃金が高い。就業希望があるにも関わらず就業していない人について、理由別の留保賃金をみると、「健康上の理由」や「家庭の事情」といった理由を挙げている人の留保賃金が高い。

こうした属性の人たちは労働の不効用が高いと考えられる。例えば、高齢になるほど就業に伴う体力的・健康的な負担が大きくなれば、労働の不効用は相対的に大きくなると考えられる<sup>15</sup>。このため、本稿の推計結果はサーチ理論から得られる含意と整合的であると言える。これらの傾向は、男女別にサンプルを分けて推計しても同様である（図表 3(2)、(3)）。

### 3-4. 留保賃金の推移

続いて、上記の推計結果に基づいて非就業者の留保賃金の動向を確認する。留保賃金に関する (12) 式から、 $\mathbf{x}_i$  の分布が分かれば留保賃金の分布を得ることができる。本稿の推計で用いた属性別の人口は、総務省「労働力調査」から四半期ごとの計数を得ることができる。ある属性  $k$ （例えば、34~45 歳、女性、就業希望無し）の人口を  $pop_k$ 、(12) 式から計算した属性  $k$  の留保賃金の期待値を  $w_k^R (= \mathbf{x}'_k \beta)$  とすると、非就業者全体の平均留保賃金は

$$\bar{w}^R = \frac{1}{\sum_k pop_k} \sum_k pop_k w_k^R \quad (14)$$

で与えられる。また、留保賃金が  $w$  より低い非就業者の割合は、

$$\frac{1}{\sum_k pop_k} \sum_k pop_k \Phi\left(\frac{w - w_k^R}{\sigma}\right) \quad (15)$$

で計算することができる。

まず、(14)式をもとに算出した非就業者の平均留保賃金の推移をみると、2002 年以降、感染症拡大期の短い期間を除いて一貫して上昇している（図表 4(a)）<sup>16</sup>。同前年比を非就業者の属性の構成比変化で寄与度分解した結果をみると、年齢

<sup>15</sup> 高齢者の留保賃金が高い理由としては、このほかにも、保有資産が多くそもそも働く必要性が低いことなどが考えられる。

<sup>16</sup> パラメータの値は男女別の推計結果（図表 3(2)、(3)）を使用した。

要因が長期的な上押し要因となっており、高齢化に伴って非就業者の平均留保賃金が上昇していたことが窺われる（図表 4(b)）。また、同賃金は、短期的には労働力フローを通じて各属性の構成比が変化することで、景気循環的に変動する傾向もある。実際、図表 4(b)で計算した各要因と失業率などのマクロ変数との相関関係をみると、年齢要因や就業希望要因<sup>17</sup>、非就業理由要因<sup>18</sup>について、景気後退期に平均留保賃金を押し下げる傾向がある<sup>19</sup>（図表 4(c)）。例えば、2009年の金融危機直後には就業希望要因が大幅なマイナスとなっており、景気後退に伴って意欲があるにもかかわらず就業できない人が非就業者プールに流入したことが平均留保賃金を押し下げている。また、感染症拡大時にも、対面型サービス業で働いていた若年層が失業したなどを受けて、年齢要因が一時的にマイナスに転じている。

### 3-5. 推計結果の検証

続いて、推計結果の妥当性の検証も兼ねて、本分析のモデルを用いて実際の労働力フローや企業の人手不足感を再現できるか確認する。まず、本稿のモデルをもとに非就業状態から就業状態への遷移確率を算出する。同モデルによると、每期新たに就業する非就業者の割合は $\lambda_0 r$ に等しい（(7)式を参照）。 $r$ （留保賃金が平均募集賃金を下回る非就業者の割合）については、(15)式から計算した非就業者の留保賃金の分布と、リクルート社が集計・公表しているアルバイト・パートの平均募集賃金のデータを用いて計算する<sup>20</sup>。 $\lambda_0$ については、サンプル期間を通じた平均遷移確率が労働力調査と等しくなるようカリブレーションする。計算結果をみると、2002年以降の実際の労働力フローの動向を高い精度で再現できている（図表 5）<sup>21</sup>。このことは、本稿による留保賃金の推計結果が妥当であることの証左になっていると言える。

<sup>17</sup> 就業希望がない人の割合の増加が平均留保賃金を押し上げる効果。

<sup>18</sup> 就業希望があるのに就業していない理由の構成比変化が平均留保賃金を押し上げる効果。

<sup>19</sup> なお、性別要因については、逆に景気後退期に平均留保賃金を押し上げる傾向がある。この背景として、景気後退期には、家計収入の減少を補うために女性の就労が増加し、非就業者プールにおける男性の割合が高まっている可能性がある（河田・永沼（2010））。

<sup>20</sup> リクルート社は、同社が企画運営する求人メディアに掲載されたアルバイト・パート求人の募集時平均時給を集計・公表している。本稿では、2007年から公表されている三大都市圏における平均募集賃金のデータを使用する。2007年以前の計数については、毎月勤労統計から取得したパート労働者の所定内時給の前年比を用いて外挿した値を用いている。

<sup>21</sup> 厳密には、本稿のモデルから算出した労働力フローの予測値は非就業からパート・バイトへの労働力フローを表していると考えられるが、雇用形態別の労働力フローのデータが得られるのは2013年以降に限られることから、図表 5では非就業から（雇用形態を問わない）就業への実際の労働力フローとの比較を示している。なお、2013年以降について非就業からパート・バイトへの労働力フローを計算してみても、モデル予測値と実際の労働力フローが高い精度で一致することを確認している。

次に、留保賃金と企業の人手不足感の関係を確認する。具体的には、都道府県別データを使用して、 $r$ と企業の人手不足感の間に相関関係がみられるか確認する。前節で議論した通り、 $r$ が小さいほど企業の人手不足感が高まることが予測される。都道府県別の $r$ を算出する際は、まず、「全国就業実態パネル調査」の調査票情報を使用し、本稿の推計で用いた各属性の人口を都道府県別に集計する。都道府県別の募集賃金については、株式会社フロッグより提供を受けた、大手民間求人サイトに掲載されたバイト・パートの求人広告の募集賃金を集計する。これら2つのデータを用いることで、(15)式から都道府県別の $r$ を算出することができる。企業の人手不足感については、日本銀行の各支店や事務所が公表している、都道府県別の全国企業短期経済観測調査の雇用判断DIを使用する。図表6で両者の関係をみると、 $r$ が小さい都道府県ほど人手不足感が強く、予測された関係が実際に成立していることが確認できる。このことは、留保賃金対比で募集賃金をしっかりと上げられていないことが企業の人手不足感につながっていることを示している。

#### 4. 賃金弾力性の推計

当節では、労働供給の賃金弾力性を算出し、わが国のパート労働市場においてルイスの転換点がどの程度近づいているか分析する。ルイスの転換点が近づいている場合は、今後賃金弾力性が低下に転じ、賃金上昇率が加速する可能性がある。

##### 4-1. 賃金弾力性と賃金上昇率

賃金弾力性を算出するためには、(10)式が示す通り、 $\partial r / \partial \bar{w}$ を計算する必要がある。(15)式を用いると、これは次の式で与えられる。

$$\frac{\partial r}{\partial \bar{w}} = \frac{1}{\sum_k pop_k} \sum_k pop_k \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{\bar{w} - w_k^R}{\sigma}\right) \quad (16)$$

ただし $\phi(x)$ は標準正規分布の密度関数である。上式と、(15)式で得られる $r$ を用いることで、労働供給の賃金弾力性を計算することができる。

まずは、地域別データを用いて、本稿で算出した賃金弾力性とパート賃金上昇率の間に負の関係が存在することを確認する。前節と同様に、「全国就業実態パネル調査」の調査票情報と、大手民間求人サイトに掲載されたバイト・パートの

求人広告情報を集計することで、都道府県別・年別の賃金弾力性と賃金上昇率を算出する<sup>22</sup>。

賃金弾力性とパート賃金上昇率の関係をパネル分析で検証したところ、都道府県別の失業率やマクロ要因（年ダミー）などをコントロールしてもなお、両者の間に統計的に有意な負の関係があることが示された（図表 7）。これらの分析結果は、今後ルイスの転換点を超えて賃金弾力性が低下するようになれば、賃金上昇率が実際に加速する可能性があることを表している。

#### 4-2. ルイスの転換点

続いて、賃金弾力性の算出結果に基づいて、わが国のパート労働市場においてルイスの転換点がどの程度近づいているのか分析する。本稿のモデルでは、ルイスの転換点は次のように表現することができる。まず、(16)式をもとに、留保賃金の分布が与えられたとき、平均募集賃金（ $\bar{w}$ ）が変化した際に賃金弾力性がどのような値を取るかを計算すると、地域や時点にかかわらず、図表 8 のような釣鐘型の関係が得られる<sup>23</sup>。これは、低い水準では賃金上がるほど新規就業者が増える（賃金弾力性が上昇する）が、あるポイントを過ぎると、労働供給が頭打ちとなり、賃金を上げてても新規就業者が減り続ける（賃金弾力性が低下する）ことを表している。このポイントがルイスの転換点に相当すると解釈できる<sup>24</sup>。

そこで、3 節と同様に「労働力調査」のデータを用いて、四半期ごとの賃金弾力性を算出し、各時点においてルイスの転換点に対応する賃金水準を求める。そして、同時点のバイト・パートの平均募集賃金が、ルイスの転換点对比でどの程度の水準にあるかを計算する。計算の結果、特に 64 歳以下の女性について、もともとルイスの転換点までの距離が短かったところ、近年さらに近づきつつあることが分かった<sup>25,26</sup>（図表 9）。直近（2022 年第 4 四半期）では、実際の平均

<sup>22</sup>  $\delta$ は各都道府県で共通していると仮定する。 $\delta$ の値は推計結果の有意性に影響しないため、本稿では簡便のため $\delta = 1$ として計算を行う。

<sup>23</sup> このような釣鐘型の関係は、(16)式から自動的に導かれるものではなく、実際のデータを用いて計算することで経験的に確認される事象である。

<sup>24</sup> 尾崎・玄田（2020）では、ルイスの転換点を「賃金弾力性が低下に転じる点」として定義している。本稿では、賃金弾力性に関する推計結果を用いることで、このような定義に合致するポイントを定量的に求めている。ただし、図表 8 が示す通り、ルイスの転換点を超えても賃金弾力性が直ちに急低下するわけではない。

<sup>25</sup> 属性別のルイスの転換点を計算する際、データ制約もあって、平均募集賃金はいずれの属性でも等しいと仮定している。わが国では性別や年齢によって採用差別を行うことは法律で禁止されているため、こうした仮定には一定の妥当性があると考えられる。もっとも、実際には、体力面での制約（例えば、高齢者が肉体的な負担が大きい仕事に就くことは現実的には難しい）などにより、各属性が直面する平均募集賃金が異なる可能性がある。

<sup>26</sup> なお、65 歳以上の推計結果については、以下の理由から特に不確実性が高いと考えられるた

募集賃金がルイスの転換点の 95%程度の水準となっている。これは、若年層の女性については既に労働参加が相応に進み、追加的な労働供給の余地が特に低下していることを表している。こうした属性別の傾向は、尾崎・玄田（2020）の分析結果と一致している。同研究も、高齢者（55 歳）と比較して、特に女性（20～54 歳）がルイスの転換点に近づきつつある可能性を指摘している。

## 5. まとめ

本稿では、労働経済学における標準的な理論の一つであるサーチ理論を用いることで、わが国パート労働市場における留保賃金を推計し、その労働需給などへの含意について分析した。

改めて本稿の主な分析結果を整理すると以下の通りである。第一に、年齢が低く就業希望がある人ほど留保賃金が低いことが分かった。留保賃金は、長期的には人口の高齢化などから上昇傾向にあることや、景気と連動して動くことも確認された。第二に、本稿で得られた留保賃金は、実際の労働力フローや企業の人手不足感を高い精度で再現できることを確認した。とりわけ、留保賃金が増加するもと、十分に募集賃金を引き上げられていない地域ほど企業の人手不足感が強いことが分かった。第三に、労働供給の賃金弾力性が低下に転じる賃金水準と実際の賃金との乖離を算出すると、64 歳以下の女性については、もともと乖離が小さかったところ、近年における女性の労働参入の増加を受けて、より一層縮小している可能性が示唆された。こうした分析結果は、今後人手不足が継続した場合に、パート賃金の上昇率が加速に転じる可能性があることを表している。先行き、労働力人口が天井に達することが予想されるもと、転職市場が拡大する中で、パート賃金は上昇傾向を辿っている。本稿の分析結果は、留保賃金が、今後のパート賃金の上昇の鍵を握っていることを示している。

最後に、今後の研究課題を二点挙げたい。第一に、本稿のモデルではリスク中立的な労働者を想定しており、物価動向は就業や転職の意思決定に影響しない。この点、2022 年以降わが国でも物価や期待インフレ率の上昇がみられていることを踏まえると、こうした条件を緩めたときに留保賃金や労働供給メカニズム

---

め、幅を持ってみる必要がある。まず、人口全体が高齢化するにしたがって、65 歳以上の人口についても平均年齢が上昇しているとみられるが、本稿では 65 歳より高い年齢の細かい内訳の変化を考慮できていない。また、高齢者は保有資産が大きくそもそも就業する必要がない世帯の割合も高いと考えられるが、本稿ではこうした細かい属性までコントロールできていない。こうしたデータ制約を踏まえると、本稿の推計結果は 65 歳以上の留保賃金を過少に見積もっており、ルイスの転換点までの距離を過大評価している可能性がある。



がどのような影響を受けるのか分析することは重要な課題である。第二に、正社員労働市場の分析にもサーチ理論を活用することが考えられる。わが国では正社員は長期雇用が前提となっていることが多く、雇用の流動性が比較的低いこともあって、サーチ理論のモデルを適用した先行研究はあまりみられていない。もともと、近年は転職市場が拡大し、終身雇用に対する考え方に変化の兆しがあることを踏まえると、正社員労働市場においても、サーチ理論を用いることで労働供給メカニズムについて理解を深められる可能性がある。

## 【参考文献】

- 尾崎達哉・玄田有史 (2020)、「賃金上昇が抑制されるメカニズム」、金融研究、39(4)、55-106
- 川口大司・原ひろみ (2017)、「人手不足と賃金停滞の併存は経済理論で説明できる」、玄田有史編『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』、慶應義塾大学出版会、101-120.
- 河田皓史・永沼早央梨 (2010)、「わが国の労働力率の動向に関する一考察」、日銀レビュー、No.2010-J-18
- 桜健一 (2006)、「フローデータによるわが国労働市場の分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.06-J-20
- Burdett, K. and D. T. Mortensen (1998), "Wage Differentials, Employment Size, and Unemployment," *International Economic Review*, 39(2), 257-273
- Kiefer, N. M. and G. R. Neumann (1979), "An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis," *Journal of Political Economy*, 87(1), 89-107
- Krueger, A. B. and A. I. Mueller (2016), "A Contribution to the Empirics of Reservation Wages," *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(1), 142-179
- Le Barbanchon, T., R. Rathelot, and A. Roulet (2019), "Unemployment Insurance and Reservation Wages: Evidence from Administrative Data," *Journal of Public Economics*, 171, 1-17
- Leppin, J. S. (2014), "The Estimation of Reservation Wages: A Simulation-Based Comparison." *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 234(5), 603-634
- Moscarini, G. and F. Postel-Vinay (2016), "Wage Posting and Business Cycles," *American Economic Review: Papers & Proceedings 2016*, 106(5), 208-213
- Prasad, E. S. (2003), "What Determines the Reservation Wages of Unemployed Workers? New Evidence from German Micro Data," IMF Working Paper, No. 2003/004

Rogerson, R., R. Shimer, and R. Wright (2005), "Search-Theoretic Models of the Labor Market: Survey," *Journal of Economic Literature*, 43, 959-988.

## 補論 1. 留保賃金の導出

当補論では、本文(3)式と(4)式の導出方法を説明する。

### (3)式の導出

募集賃金が留保賃金に等しい求人をオファーされたとき、就業することによる効用と、引き続き失業状態にとどまることの効用が等しくなるため、 $U_i(w_i^R) = V_i$ が成立する。(1)式と(2)式を用いると、これは次のように書き直せる<sup>27</sup>。

$$w_i^R + \lambda_1 \int_{w_i^R}^{w^{max}} (U_i(x) - V_i) dF(x) = b_i + \lambda_0 \int_{w_i^R}^{w^{max}} (U_i(x) - V_i) dF(x)$$

$$\therefore w_i^R = b_i + (\lambda_0 - \lambda_1) \int_{w_i^R}^{w^{max}} (U_i(x) - V_i) dF(x) \quad (A1)$$

さらに、部分積分を行うことで、

$$w_i^R = b_i + (\lambda_0 - \lambda_1) \left\{ [(U_i(w) - V_i)F(w)]_{w_i^R}^{w^{max}} - \int_{w_i^R}^{w^{max}} U'_i(x)F(x) dx \right\}$$

$$= b_i + (\lambda_0 - \lambda_1) \left\{ U_i(w^{max}) - U_i(w^R) - \int_{w_i^R}^{w^{max}} U'_i(x)F(x) dx \right\}$$

$$= b_i + (\lambda_0 - \lambda_1) \left\{ \int_{w_i^R}^{w^{max}} U'_i(x) dx - \int_{w_i^R}^{w^{max}} U'_i(x)F(x) dx \right\}$$

$$= b_i + (\lambda_0 - \lambda_1) \int_{w_i^R}^{w^{max}} U'_i(x)(1 - F(x)) dx \quad (A2)$$

を得る。ここで、(1)式の両辺を $w$ で微分すると、

$$\rho U'_i(w) = 1 - \lambda_1(1 - F(w))U'_i(w) - \delta U'_i(w)$$

<sup>27</sup> ここでは、計算の便宜上、積分の上限を $\infty$ ではなくある一定の有限値 $w^{max}$ に置き換えている。

$$U'_i(w) = \frac{1}{\rho + \delta + \lambda_1(1 - F(w))} \quad (\text{A3})$$

を得る。(A3)式を(A2)式に代入することで、(3)式が導かれる。

#### (4)式の導出

(3)式の両辺を $b_i$ で微分することで以下を得る。

$$\frac{\partial w_i^R}{\partial b_i} = 1 - (\lambda_0 - \lambda_1) \frac{1 - F(w_i^R)}{\rho + \delta + \lambda_1(1 - F(w_i^R))} \frac{\partial w_i^R}{\partial b_i} \quad (\text{A4})$$

上式を $\partial w_i^R / \partial b_i$ について整理することで(4)式が導かれる。

## 補論 2. サーチ理論における均衡状態

当補論では、本稿のサーチ理論モデルにおいて、均衡状態がどのように特徴づけられるか解説する。当モデルは、Burdett and Mortensen (1998)を拡張したものである。

### 失業率

まず、留保賃金が $b$ であるような個人の集合について、就業状態と失業状態の間のフローを考える。募集賃金が $b$ 以上の求人オファーを失業者が受ける確率は $\lambda_0(1 - F(b))$ で与えられたため、失業率を $x$ とすると、失業状態から就業状態へのフローは $M_w\lambda_0x(1 - F(b))$ 、就業状態から失業状態へのフローは $M_w\delta(1 - x)$ に等しくなる。この結果、均衡状態では、

$$x = \frac{\delta}{\delta + \lambda_0(1 - F(b))} \quad (\text{B1})$$

が成立する。そこで、留保賃金が $b$ 以下であるような個人の失業率を $u(b)$ で表し、留保賃金の累積分布を $R(w)$ とすると、

$$u(b) = \int_0^b \frac{\delta}{\delta + \lambda_0(1 - F(w))} dR(w) \quad (\text{B2})$$

が成立する。以下では、簡便のため $u(\infty)$  (失業率) を単に $u$ で記す。

### 就業者の賃金の分布

次に、就業者のうち賃金が $w$ 以下であるような個人の集合について、就業状態と失業状態の間のフローを考える。募集賃金が $\tilde{w}$ であるような失業者の数は $M_w du(\tilde{w})$ で与えられ、こうした失業者が募集賃金 $\tilde{w}$ 以上 $w$ 以下の求人オファーを受ける確率は $\lambda_0(F(w) - F(\tilde{w}))$ で与えられる。そのため、失業状態から賃金 $w$ 以下の就業状態へのフローは

$$M_w\lambda_0 \int_0^w (F(w) - F(x)) du(x) \quad (\text{B3})$$

となる。一方、就業者のうち賃金が $w$ 以下であるような個人の割合を $G(w)$ とすると、賃金 $w$ 以下の就業状態から失業状態へのフローは $M_w\delta(1 - u)G(w)$ に等しい。また、賃金 $w$ 以下の就業状態から、賃金 $w$ 以上の就業状態へのフローは、 $M_w\lambda_1(1 -$

$u)G(w)(1 - F(w))$ に等しくなる。以上をまとめると、均衡状態では、

$$\lambda_0 \int_0^w (F(w) - F(x)) du(x) = (1 - u)G(w)\{\delta + \lambda_1(1 - F(w))\}$$

$$\therefore (1 - u)G(w) = \lambda_0 \int_0^w \frac{F(w) - F(x)}{\delta + \lambda_1(1 - F(w))} du(x) \quad (\text{B4})$$

が成立する。

### 募集賃金の分布

続いて、企業の問題を考える。各企業の労働者一人当たりの生産性は $p$ で与えられ、生産を行うために每期固定コスト $c$ を払うとする。賃金 $w$ を提示する企業の定常状態における雇用者数を $N(w)$ とする。このとき、企業は利潤を最大化する賃金 $w$ を選択する。

$$w = \max_{w \geq w_{min}} (p - w)N(w) - c \quad (\text{B5})$$

ただし、 $w_{min}$ は制度上定められた最低賃金である。ここでは、提示する賃金が $w$ であるような企業の集合について、就業者のフローを考える。留保賃金が $w$ を下回る失業者は $M_w u(w)$ いるため、賃金 $w$ を提示している企業へと、每期 $M_w \lambda_0 u(w) dF(w)$ の失業者が新たに就業する。また、 $w$ を下回る賃金で働いている就業者は $M_w (1 - u)G(w)$ いるため、賃金 $w$ を提示している企業へと、每期 $M_w \lambda_1 (1 - u)G(w) dF(w)$ の転職者が発生する。したがって、賃金 $w$ を提示している企業へと、合計で每期以下の雇用が新たに発生する。

$$M_w \lambda_0 u(w) dF(w) + M_w \lambda_1 (1 - u)G(w) dF(w)$$

$$= M_w \lambda_0 \left[ \int_0^w \frac{\delta dR(x)}{\delta + \lambda_0(1 - F(x))} + \lambda_1 \int_0^w \frac{F(w) - F(x)}{\delta + \lambda_1(1 - F(w))} du(x) \right] dF(x) \quad (\text{B6})$$

となる。ここで、(B2)式より、

$$du(x) = \frac{\delta dR(x)}{\delta + \lambda_0(1 - F(x))} \quad (\text{B7})$$

であることから、(B6)式はさらに以下の様を書くことができる。

$$\frac{M_w \lambda_0 \delta \alpha(w)}{\delta + \lambda_1(1 - F(w))} dF(w) \quad (\text{B8})$$

ただし、

$$\alpha(w) = \int_0^w \frac{\delta + \lambda_1(1 - F(x))}{\delta + \lambda_0(1 - F(x))} dR(x) \quad (\text{B9})$$

である。賃金 $w$ を提示している企業からの離職割合（雇用を喪失するものと、より高い賃金を支払う企業へ転職するものの合計）は $\delta + \lambda_1(1 - F(w))$ に等しい。以上をまとめると、均衡状態では次が成立する。

$$\begin{aligned} [\delta + \lambda_1(1 - F(w))]N(w)M_f dF(w) &= \frac{M_w \lambda_0 \delta \alpha(w)}{\delta + \lambda_1(1 - F(w))} dF(w) \\ \therefore N(w) &= \frac{\lambda_0}{M} \frac{\delta \alpha(w)}{[\delta + \lambda_1(1 - F(w))]^2} \end{aligned} \quad (\text{B10})$$

ただし $M = M_f/M_w$ である。均衡状態では、全ての企業が同じ利潤を獲得する。すなわち、任意の賃金 $w$ を提示している企業の利潤と、最低賃金 $w_{min}$ を提示している企業の利潤は等しくなる。その結果、

$$\begin{aligned} (p - w) \frac{\lambda_0}{M} \frac{\delta \alpha(w)}{[\delta + \lambda_1(1 - F(w))]^2} \\ = (p - w_{min}) \frac{\lambda_0}{M} \frac{\delta}{(\delta + \lambda_1)(\delta + \lambda_0)} R(w_{min}) \end{aligned} \quad (\text{B11})$$

が成立する。ここで、 $F(w_{min}) = 0$ と $\alpha(w_{min}) = (\delta + \lambda_1)R(w_{min})/(\delta + \lambda_0)$ という関係を用いている。なお、このとき各企業の利潤は、



$$\pi = \frac{M_w \lambda_0 \delta R(w_{min})}{M_f (\delta + \lambda_1)^2} (p - w_{min}) - c \quad (\text{B12})$$

に等しくなる。(B11)式を書き直すことで、募集賃金の分布 $F(w)$ は以下の通り一意に定まる<sup>28</sup>。

$$F(w) = \frac{\delta + \lambda_1}{\lambda_1} \left( 1 - \sqrt{\frac{(p - w)\alpha(w)}{(p - w_{min})\alpha(w_{min})}} \right) \quad (\text{B13})$$

### 就業者の平均賃金

個人はオファーされた求人を必ず受託するわけではないため、募集賃金の分布 $F(w)$ と実際に労働者が得ている賃金の分布 $G(w)$ は異なる。就業者の平均賃金 $\bar{w}$ は、

$$\begin{aligned} \bar{w} &= \int_{w_{min}}^{w_{max}} w dG(w) \\ &= \frac{M}{1 - u} \int_{w_{min}}^{w_{max}} w N(w) dF(w) \end{aligned} \quad (\text{B13})$$

で与えられる。ただし、 $w_{max}$ は均衡状態で提示されている賃金の最大額であり、 $M_w(1 - u)dG(w) = M_f N(w)dF(w)$ という関係を利用した<sup>29</sup>。 $N(w)$ は(B10)式から、 $F(w)$ や $dF(w)$ は(B13)式から計算することができる。部分積分を繰り返すことで、以下が成立することを示すことができる。

$$\bar{w} = \theta w_{min} + (1 - \theta)p \quad (\text{B14})$$

ただし、

<sup>28</sup> これらの式を厳密に証明するためには、 $F(w)$ が退化していない (nondegenerate) であることなどを示す必要がある。本稿では省くが、詳細は [Burdett and Mortensen \(1998\)](#)を参照。

<sup>29</sup> 同式が成立することは、次のように考えることで理解できる。まず左辺は、賃金 $w$ で働いている就業者の数を、就業者に関する分布を用いて表している。一方、右辺は、同じ就業者の数を、賃金 $w$ を提示している企業の数と同企業が雇っている就業者の数を用いて表している。

$$\theta = \frac{R(w_{min})}{1-u} \frac{\delta \lambda_0}{(\delta + \lambda_0)(\delta + \lambda_1)} \quad (\text{B15})$$

$$= \frac{R(w_{min})}{r} \frac{\delta + r \lambda_0}{\delta + \lambda_0} \frac{\delta}{\delta + \lambda_1} \quad (\text{B16})$$

(B14)式は、労働者の平均賃金を最低賃金 ( $w_{min}$ ) と企業の生産性 ( $p$ ) の加重平均として表しており、そのウェイト $\theta$ は失業率 ( $u$ ) や留保賃金の分布 ( $R(w_{min})$ ) に依存している。(B15)式は、失業率が低下したり、留保賃金が上昇 ( $R(w_{min})$ は低下) したりすると、 $\theta$ の値が小さくなり、平均賃金が上がることを表している。

### 一般均衡

最後に、企業の参入を考えることで、企業数 $M_f$ と、失業者と就業者が求人のおファーを受ける確率 $\lambda_0, \lambda_1$ が内性的に決まるメカニズムを説明する。均衡状態においては、企業の利潤が 0 になるまで企業の新規参入が続くとする、このとき、(B12)式より、

$$\frac{M_w \lambda_0 \delta R(w_{min})}{M_f (\delta + \lambda_1)^2} (p - w_{min}) = c \quad (\text{B17})$$

が成立する。また、失業者・就業者がオファーを受ける求人の数 $m_0, m_1$ は、それぞれ次のマッチング関数で与えられるとする。

$$m_0 = m_0(M_f, M_w u) \quad (\text{B18})$$

$$m_1 = m_1(M_f, M_w(1-u)) \quad (\text{B19})$$

両関数は、それぞれ企業数 ( $M_f$ ) と、失業者数 ( $M_w u$ ) または就業者数 ( $M_w(1-u)$ ) の増加関数である。このとき、 $\lambda_0, \lambda_1$ は以下の通り書くことができる。

$$\lambda_0 = \frac{m_0}{M_w u} \quad (\text{B20})$$

$$\lambda_1 = \frac{m_1}{M_w(1-u)} \quad (\text{B21})$$

(B17)、(B20)、(B21)式から、 $M_f$ 、 $\lambda_0$ 、 $\lambda_1$ の値が内生的に決定される。

### 比較静学

以上の結果を踏まえて、生産性が変化したときの平均賃金の反応を分析することができる。本稿では、Moscarini and Postel-Vinay (2016)にならい、比較静学を用いて均衡状態の変化を分析する。(B14)式と(B16)式から、以下を得ることができる。

$$\begin{aligned} \frac{d\bar{w}}{dp} = & \frac{\partial \bar{w}}{\partial p} + \frac{\partial \bar{w}}{\partial \theta} \left( \frac{\partial \theta}{\partial r} \frac{dr}{dp} + \frac{\partial \theta}{\partial \lambda_0} \frac{d\lambda_0}{dp} \right) + \frac{\partial \bar{w}}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial \lambda_1} \frac{d\lambda_1}{dp} \\ & + \frac{\partial \bar{w}}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial R(w_{min})} \frac{dR(w_{min})}{dp} \end{aligned} \quad (\text{B22})$$

ここで、(B22)式の第一項から第三項はいずれもプラスとなり、生産性の上昇が賃金を押し上げることを表している。各項の解釈は次の通りである。まず第一項は、生産性の上昇が失業率の低下などを介さずに賃金を直接押し上げる効果である。第二項は、失業者のプールの変化を通じた押し上げ効果を表す。すなわち、生産性が上昇すると、利潤が増えるため企業の新規参入が発生し、失業者が求人のおファーを受ける確率が上がるほか、平均賃金が増えることで、留保賃金が平均募集賃金を下回る失業者の割合も上昇する。これらの変化は失業率の低下を伴うことから、第二項は労働需給の引き締まりが平均賃金を押し上げる効果を表していると解釈できる。第三項は、就業者が求人のおファーを受ける確率が上昇し、企業間の人材獲得競争が激化することによる押し上げ効果である。この効果は失業率の低下とは直接は関係しない。第四項は、賃金分布が変化することで、(3)式で与えられる留保賃金が最低賃金を下回る人の割合が変化することによる寄与である。

ここで、特別なケースとして、失業者の留保賃金が低く、 $R(w_{min}) = 1$ が成立する場合を考える。これは言わば、失業者は求人のおファーさえあれば必ず受託し、おファーはあるものの留保賃金との比較によって就業を避けている失業者がいない状況を表している。このとき、同時に $r = 1$ も成立するため、就業者の平均賃金 $\bar{w}$ を次のように表わすことができる。

$$\bar{w} = \frac{\delta}{\delta + \lambda_1} w_{min} + \frac{\lambda_1}{\delta + \lambda_1} p \quad (\text{B23})$$

また、(B22)式については、

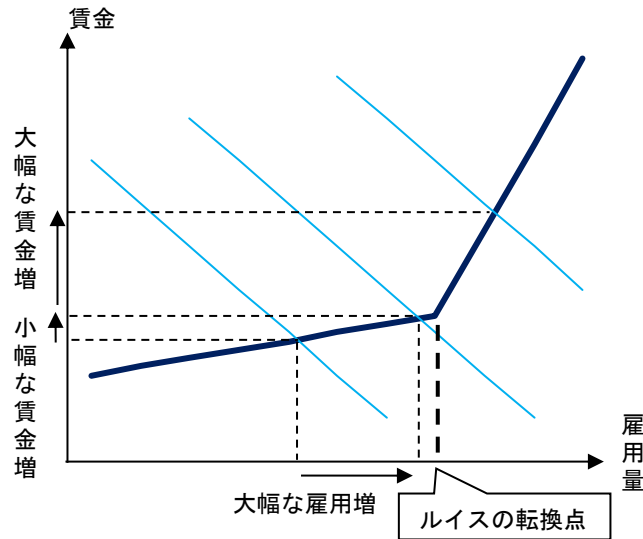
$$\frac{d\bar{w}}{dp} = \frac{\partial \bar{w}}{\partial p} + \frac{\partial \bar{w}}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial \lambda_1} \frac{d\lambda_1}{dp} \quad (\text{B24})$$

と書き直すことができる。これらの式は、平均賃金が転職市場の動向に反応する一方で、労働需給の引き締め度合いには直接依存しないことを示している<sup>30</sup>。

---

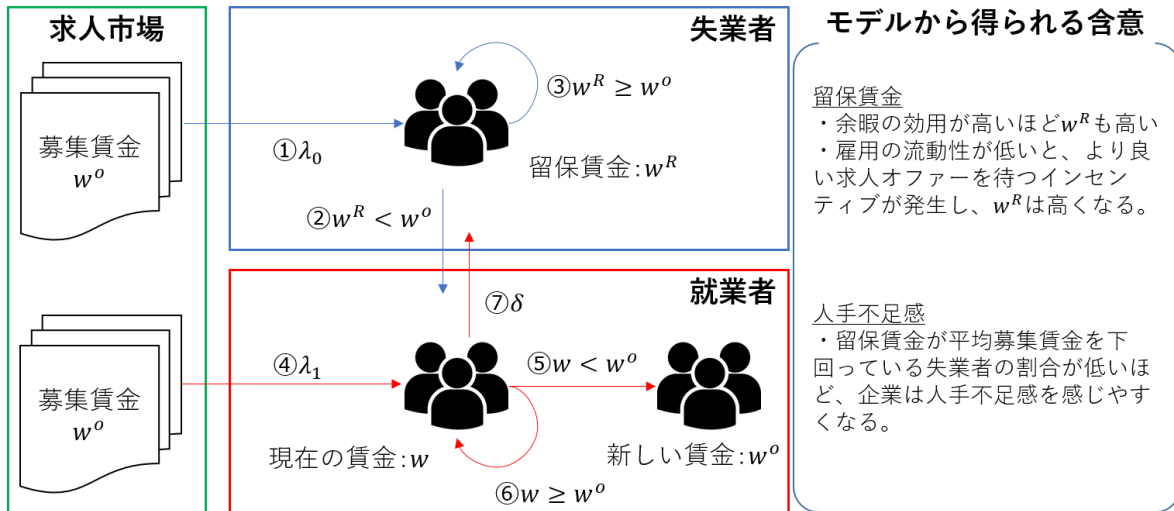
<sup>30</sup> ただし、転職市場の動向は $\lambda_0$ と $\lambda_1$ を通じて失業率と相関するため、平均賃金と失業率の間に見せかけの相関が発生する。

図表 1. ルイスの転換点



(出所) 川口・原 (2017)

図表 2. サーチ理論モデルのイメージ



失業者に関するフロー

- ① 毎期  $\lambda_0$  の確率で求人のおファーを受ける。
- ② 求人の募集賃金 ( $w^0$ ) が留保賃金 ( $w^R$ ) を上回っている場合は、就業を選択する。
- ③ 募集賃金が留保賃金を下回っている場合は、引き続き失業状態にとどまることを選択する。

就業者に関するフロー

- ④ 毎期  $\lambda_1$  の確率で別の求人のおファーを受ける。
- ⑤ 新しい求人の募集賃金が今の賃金を上回っている場合は、新しい仕事へと転職する。
- ⑥ 募集賃金が今の賃金を下回っている場合は、今の仕事にとどまる。
- ⑦ 毎期  $\delta$  の確率で失業する。

モデルから得られる含意

**留保賃金**  
 ・余暇の効用が高いほど  $w^R$  も高い  
 ・雇用の流動性が低いと、より良い求人オファーを待つインセンティブが発生し、 $w^R$  は高くなる。

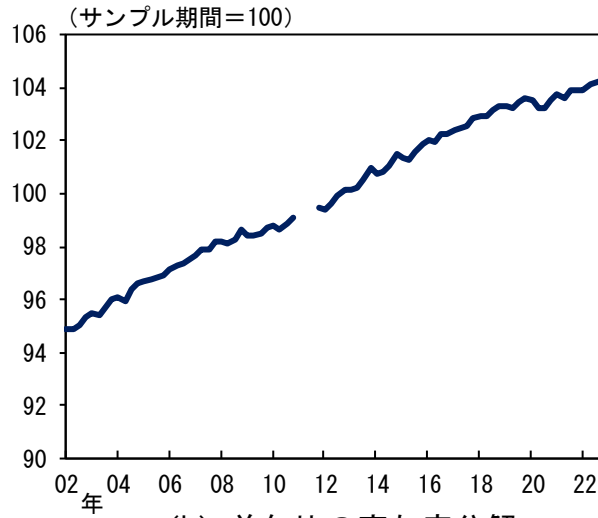
**人手不足感**  
 ・留保賃金が平均募集賃金を下回っている失業者の割合が低いほど、企業は人手不足感を感じやすくなる。

図表 3. 非就業者の属性が留保賃金に与える影響

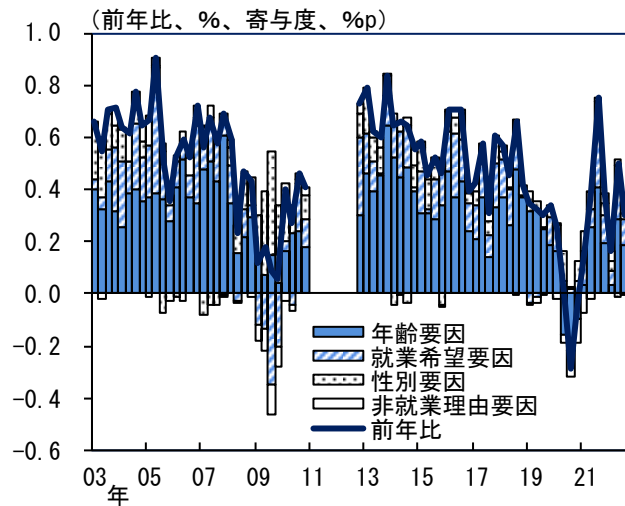
	(1) 全サンプル		(2) 男性		(3) 女性	
	推計値	p値	推計値	p値	推計値	p値
$\beta$						
定数項	1707.6	0.00	2258.8	0.00	1496.2	0.00
性別ダミー (基準は女性)						
男性	57.1	0.00				
年齢ダミー (基準は15~24歳)						
25~34歳	-36.1	0.28	3.8	0.97	-34.7	0.28
35~44歳	-23.1	0.42	110.6	0.19	-31.5	0.25
45~54歳	133.6	0.00	235.7	0.00	97.5	0.00
55~64歳	259.8	0.00	277.6	0.00	216.9	0.00
65歳以上	700.0	0.00	985.1	0.00	552.3	0.00
就業希望無しダミー	470.0	0.00	697.9	0.00	360.1	0.00
就業していない理由ダミー (基準は「その他」)						
年齢があわない	-208.0	0.00	-306.3	0.01	-201.2	0.00
求人要件を満たさない	70.9	0.31	148.9	0.34	-30.1	0.69
条件が希望とあわない	-123.2	0.00	-179.3	0.04	-98.7	0.00
仕事がない	-82.0	0.15	-107.7	0.43	-97.8	0.08
家庭の事情	33.6	0.66	-15.3	0.95	50.5	0.45
健康上の理由	159.5	0.02	71.4	0.64	200.5	0.01
$\sigma$						
$\log(\sigma)$	6.5	0.00	7.0	0.00	6.2	0.00
サンプル数	51178		18760		32418	

(注) 推計結果は、各属性の非就業者の留保賃金(実質ベース)が、基準属性対比で何円高いかを表している。

図表4. 非就業者の平均留保賃金  
(a) 水準



(b) 前年比の寄与度分解



(c) マクロ変数との関係

	失業率	有効求人倍率	業況判断DI
年齢要因	<u>-0.26</u> ***	<u>0.71</u> ***	<u>0.0048</u> **
就業希望要因	<u>-0.21</u> ***	<u>0.15</u> ***	<u>0.0030</u> **
性別要因	0.15 ***	-0.03	-0.0014 *
非就業理由要因	<u>-0.09</u> ***	<u>0.15</u> ***	<u>0.0015</u> ***

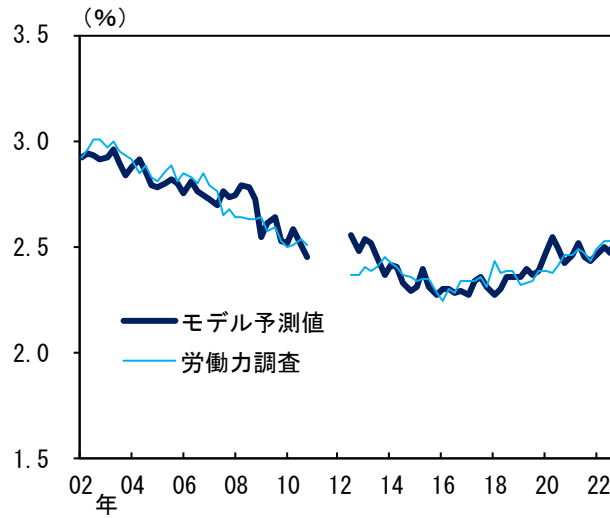
(注1) 実質ベース。

(注2) 2011年1Q～2011年3Qは労働力調査のデータが存在しないため留保賃金を計算できない。

(注3) 「年齢要因」は非就業者の年齢構成、「就業希望要因」は就業希望が無い非就業者の割合、「性別要因」は非就業者の性別構成、「非就業理由要因」は就業希望があるにもかかわらず就業していない理由の構成の変化が留保賃金の前年比に与える寄与度。

(注4) (c)では、各要因にマクロ変数(前年同期差)をOLS回帰し、得られた係数の値を示している。下線は、各要因とマクロ変数の関係が循環的(景気拡張が留保賃金を押し上げる関係)であることを表している。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す。

図表 5. 非就業から就業への遷移確率



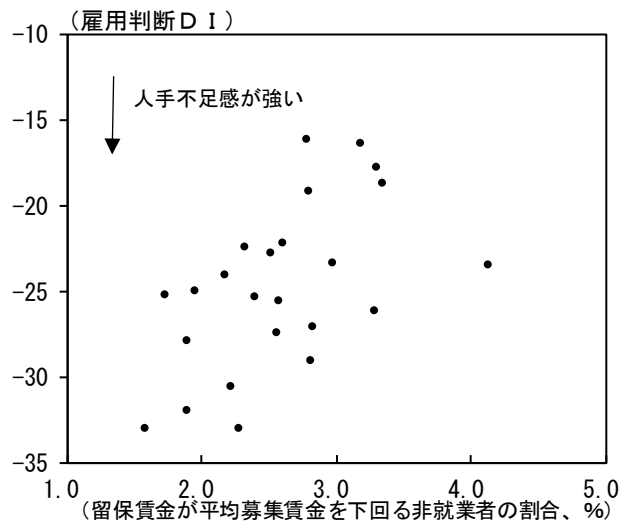
(注 1) 非就業から就業への遷移確率は、ある月に完全失業または非労働力人口であったものが、翌月就業状態になっている確率。

(注 2) 2011 年 1Q～2011 年 3Q は労働力調査のデータが存在しない。

(注 3) 労働力調査の値は、桜 (2006) を参考に公表値を修正したベース。

(出所) 総務省

図表 6. 留保賃金と企業の人手不足感



(注) 2016 年～2022 年の各都道府県における平均値。雇用判断DI は、日本銀行各支店または事務所が公表している、都道府県別の短観調査の値。

(出所) 株式会社フロッグから提供を受けた求人広告情報を基に筆者作成、日本銀行



図表 7. 賃金弾力性がパート賃金上昇率に与える影響

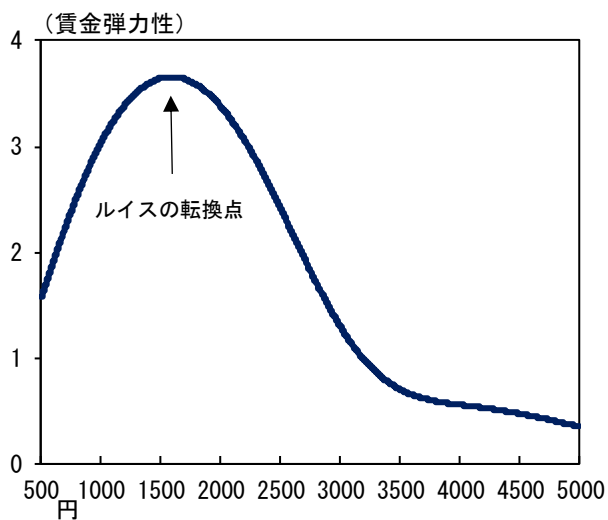
被説明変数：賃金上昇率

	(1)		(2)
定数項	11.69 (2.55)	***	
失業率	-0.20 (0.26)		0.98 (0.69)
賃金弾力性	-3.22 (0.77)	***	-2.57 (0.98) **
都道府県効果			✓
年効果			✓
修正R2	0.06		0.51
サンプル数	247		247

(注1) 括弧内は HAC 標準誤差を表す。\*\*は 5%水準、\*\*\*は 1%水準で統計的に有意であることを示す。サンプル期間は 2016 年から 2022 年。

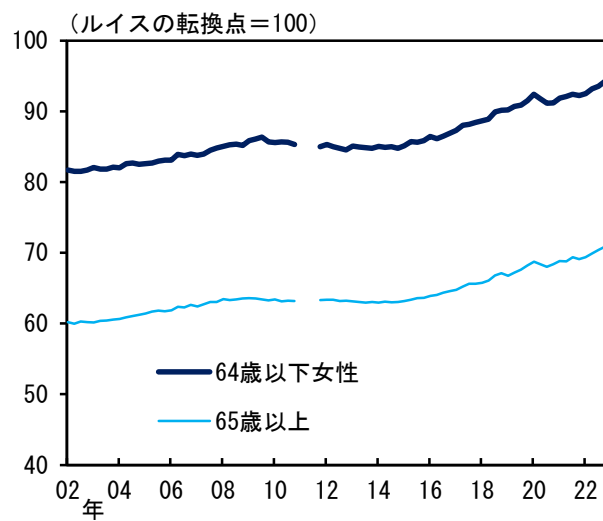
(注2) 被説明変数は、株式会社フログから提供を受けた求人広告情報を基に算出した、都道府県別のバイト・パートの平均募集賃金の前年比。

図表 8. 賃金と賃金弾力性の関係



(注) 2022 年のデータを用いた例。 $\delta$ の値は 1 と仮定している。

図表9. ルイスの転換点までの距離



(注1) 各時点における、賃金弾力が最大となるような平均募集賃金の水準を100としたときの、実際のバイト・パートの平均募集賃金の水準。

(注2) 2011年1Q～2011年3Qは労働力調査のデータが存在しないためルイスの転換点までの距離を計算できない。