

名目賃金の下方硬直性が 離職行動に与える影響

サバイバル分析による検証

くろだ さちこ やまもと いさむ
黒田祥子 / 山本 勲

要 旨

本稿では、名目賃金に下方硬直性が存在することによって、雇用者の離職行動がどのような影響を受けるかを1993～98年のマイクロ・データを用いて検証した。具体的には、名目賃金に下方硬直性が存在するため、実際の名目賃金が理論的に想定される適正な水準よりも高止まった場合に、雇用者が離職を控える傾向があるかをサバイバル分析によって実証的に明らかにした。

分析結果によれば、フルタイム男性・女性については、名目賃金の下方硬直性によって名目賃金が据え置かれる確率が高くなるほど、離職が抑制されていたことが明らかになった。もっとも、こうした影響の統計的有意性は高くなかったほか、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標として別の代理変数を選択した場合には、有意な影響が観察されなかった。また、パートタイム女性についても、名目賃金の下方硬直性が継続雇用期間に明確な影響を与えていたとの結果は得られなかった。

キーワード：名目賃金の下方硬直性、マイクロ・データ、サバイバル分析、離職行動

本稿を作成するに当たっては、小原美紀助教授（大阪大学）、清家篤教授（慶應義塾大学）および金融研究所のスタッフから有益なコメントを頂いた。本稿の分析に用いたデータは、財団法人家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データである。データの利用をご許可頂いた家計経済研究所ならびに貴重なコメントをくださった各氏に感謝したい。本稿に示されている意見およびありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

黒田祥子 日本銀行金融研究所研究第1課(E-mail: sachiko.kuroda@boj.or.jp)

山本 勲 日本銀行金融研究所研究第1課副調査役(E-mail: isamu.yamamoto@boj.or.jp)

1. はじめに

本稿では、名目賃金に下方硬直性が存在することによって、雇用者の離職行動がどのような影響を受けるかを検証する。

1998年までのデータでみる限り、わが国の名目賃金に下方硬直性が存在したことは、Kimura and Ueda [2001] や黒田・山本 [2003a, b] で確認されている。例えば、Kimura and Ueda [2001] では、1998年までの『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）の産業別データを用いて、わが国の名目賃金の変動と実質GDPや労働需給指標との間に非線形の関係があることを明らかにし、わが国の名目賃金は下方硬直的であったと主張した。また、黒田・山本 [2003a] では、『消費生活に関するパネル調査』（家計経済研究所）の1993～98年のマイクロ・データを用いて、名目賃金変化率の分布にゼロ近傍で突出したスパイクが観察され、しかも分布の右側が左側よりも大きくなっていることから、名目賃金の下方硬直性を確認した。さらに、同じマイクロ・データを用いた黒田・山本 [2003b] も、個人属性や名目賃金の計測誤差を考慮した推計モデルによって名目賃金の下方硬直性の度合いを定量化し、有意な結果を得たことから、わが国の名目賃金にある程度の下方硬直性が存在したと結論付けた。

こうした名目賃金の下方硬直性は、わが国経済にどのような影響をもたらしてきたのだろうか。名目賃金の下方硬直性は、雇用、消費、所得等さまざまな側面で経済に影響を及ぼしうる。本稿ではこれらのうち雇用面、特に、労働供給への影響に焦点を当て、名目賃金の下方硬直性と雇用者の離職行動の関係を実証的に明らかにする。

名目賃金に下方硬直性が存在するため、実際の名目賃金が理論的に想定される適正な水準よりも高止まった場合、雇用者にとっては離職せずに同一企業に勤務することが有利となる。そこで本稿では、名目賃金に下方硬直性がある場合に、雇用者が離職を控える傾向があるかどうかを、サバイバル分析によって検証する。サバイバル分析とは、あるイベント（ここでは同一企業での雇用）がどの程度の期間継続するかを検証するものであり、イベントが継続する期間、あるいは、イベントが終了する条件付確率（前期までイベントが継続していたことを所与とした離職確率）をさまざまな要因によって説明するものである。

分析には黒田・山本 [2003a, b] と同様に1993～98年のマイクロ・データを用いて、フルタイム男性、フルタイム女性、パートタイム女性について各雇用者の継続雇用期間が、名目賃金の下方硬直性の度合いによってどの程度影響されるかを検証する。その際、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標としては、名目賃金が据え置かれる確率や据置きによって生じうる名目賃金ギャップ（観察される名目賃金と理論的に想定される名目賃金との差）を用いる。

分析の結果、フルタイム男性・女性については、本来、名目賃金が引き下げられるべき局面でも、その下方硬直性によって名目賃金が据え置かれる確率が高くなるほど、離職が抑制されることが明らかになった。もっとも、こうした影響の

統計的有意性は高くなかったほか、パートタイム女性については明確な影響を与えているとの結果は得られなかった。また、名目賃金が据え置かれることによって生じる名目賃金ギャップを用いた場合には、フルタイム男性・女性およびパートタイム女性について、雇用継続期間に有意な影響は観察されなかった。

本稿の構成は以下のとおりである。まず2節では、本稿の分析の基礎となる黒田・山本 [2003b] の概要を解説する。3節では、本稿の分析のフレームワークと利用データについて説明を行う。続いて、4節では分析結果について述べ、最終節では、分析で得られた結果をもとに、本稿のまとめを行う。

2. 黒田・山本 [2003b] の分析結果

黒田・山本 [2003b] では、同一個人を追跡調査したマイクロ・データ（家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』：1993～98年調査）を利用して、以下のようなフリクション・モデルを推計し、低インフレあるいはデフレ下において、わが国の名目賃金に下方硬直性が存在するかを分析した¹。

$$\tilde{w}_i - \tilde{w}_{i-1} = \begin{cases} w_i^* - \tilde{w}_{i-1} & \text{if } 0 < w_i^* - \tilde{w}_{i-1} \\ 0 & \text{if } -\alpha < w_i^* - \tilde{w}_{i-1} \leq 0 \\ w_i^* - \tilde{w}_{i-1} + \lambda & \text{if } w_i^* - \tilde{w}_{i-1} \leq -\alpha \end{cases}, \quad (1)$$

ここで、 \tilde{w}_i は今期の名目賃金水準の対数値、 \tilde{w}_{i-1} は前期の名目賃金水準の対数値を表す。また、 w_i^* は各々人 ($i = 1, \dots, n$) の属性から理論的に予想される潜在的な名目賃金水準の対数値を表し、さまざまな属性から構成されるベクトル x_i とパラメータ β 、攪乱項 ϵ_i を用いて、

$$w_i^* = \beta x_i + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_\epsilon^2), \quad (2)$$

と記述される²。

1 フリクション・モデルの推計を通じて名目賃金の下方硬直性を検証した先行研究としては、Altonji and Devereux [1999] や Fehr and Götte [2000] が挙げられる。Altonji and Devereux [1999] では、名目賃金の下方硬直性が離職行動に与える影響も分析されているが、明確な影響を与えているとの結果は示されていない。

2 ここでは、潜在的な名目賃金変化率が正規分布に従うと仮定している。黒田・山本 [2003b] では、潜在的な名目賃金を決定する属性 x_i として、年齢、勤続年数、経験年数、教育年数、13大都市ダミー（13大都市に居住する場合に1、それ以外は0）、規模ダミー（勤務先企業の従業員数をもとにしたダミー変数、1,000人以上の大企業がベース）、産業ダミー（勤務先企業の産業をもとにしたダミー変数、サービス業がベース）、職種ダミー（技能・作業職がベース）、年次ダミー（1997年がベース）、売上高経常利益率（勤務先企業の産業・従業員規模別）、消費者物価指数（居住県別、総合）、失業率（居住地域別）を用いた。売上高経常利益率については、『企業短期経済観測調査』（日本銀行：ただし金融・保険業については、『全国銀行決算状況』＜日本銀行＞の経常利益を経常収益で除したものを使用）、消費者物価指数は『消費者物価指数』（総務省：消費税率の引上げ要因は調整済み）、失業率は、『労働力調査』（総務省）を用いた。

このモデルは、実際にマイクロ・データとして観察される名目賃金の変化率は、ゼロ以下の変化率の領域では、個々人の属性から理論的に予想される潜在的な名目賃金の変化率 ($w_i^* - \tilde{w}_{i,-1}$) と異なりうると仮定している。具体的には、潜在的な変化率がゼロからマイナスのある閾値までの間であれば、名目賃金は一定にとどまり、変化率はゼロになるものの、その閾値を超えるような潜在的な変化率が要求されるような状況では、名目賃金が切り下げられると想定している。

パラメータ α は観察される名目賃金変化率がゼロにとどまる範囲を決める閾値であり、パラメータ λ は潜在的な名目賃金変化率が閾値を超えた際に、名目賃金変化率が潜在的な変化率から乖離する度合いを表すものである。 α が有意にプラスで推計される場合、潜在的な名目賃金変化率がゼロからマイナス($\alpha \times 100$)%の範囲では名目賃金が据え置かれる。すなわち、名目賃金に下方硬直性が存在すると評価できる。他方、 α が有意にゼロと異なる場合には、名目賃金の下方硬直性は認められないことになる。

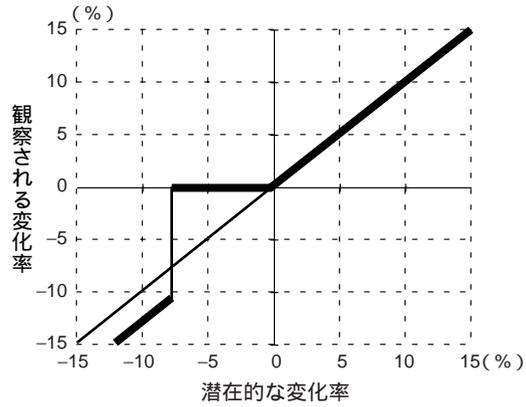
このフリクション・モデルを推計した黒田・山本 [2003b] の結果のうち、フルタイム男女・所定内月給およびパートタイム女性・時給の結果 (計測誤差を考慮したケース³) を図1に要約した。図1は、横軸に潜在的な名目賃金変化率、縦軸には実際に観察される名目賃金変化率をとっており、両者が一致する45度線を細線で示している。潜在的な名目賃金変化率がプラスのときには、モデルの仮定により、潜在的な変化率と観察される変化率が等しくなる。他方、潜在的な名目賃金変化率がゼロ以下になると、観察される名目賃金変化率はゼロとなり、45度線から乖離し、水平となる。

図1をみると、フルタイム男性の所定内月給に関しては、潜在的な賃金引下げ率が-7.7%を下回らない限り、実際の賃下げは生じない。つまり、この-7.7~0%の範囲において、名目賃金は下方に硬直的といえる。ただし、潜在的な変化率が閾値の-7.7%を下回り、賃下げが実際に生じる場合には、 λ がマイナスに推計されているため、潜在的な変化率よりも大きくカットされる傾向もみてとれる。フルタイム女性の所定内月給については、下方硬直性が認められるのは潜在的な変化率が-4.0~0%程度の範囲であり、それを下回るとフルタイム男性の所定内月給と同様、実際の賃金は潜在的な変化率よりも大きくカットされる。他方、パートタイム女性の時給はほぼ完全に下方硬直的である。

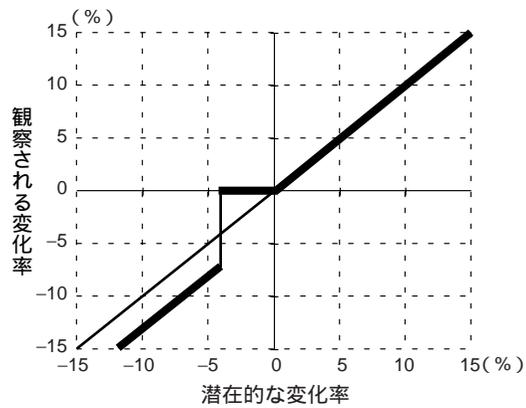
3 名目賃金には計測誤差 u_i が含まれるため、実際には \tilde{w}_i に計測誤差 u_i を加えた w_i が観察される($w_i = \tilde{w}_i + u_i$)。米国のマイクロ・データを用いた先行研究の中には、名目賃金が下方にも伸縮的であるとして、名目賃金の下方硬直性に否定的な分析結果を報告しているものもある (例えば、McLaughlin [1994])。しかし Akerlof, Dickens and Perry [1996] は、マイクロ・データには計測誤差が含まれるため、名目賃金がみかけ上、伸縮的に観察されるだけであり、真の名目賃金変化率の分布には強い下方硬直性があると主張した。図1は、黒田・山本 [2003b] で統計的に計測誤差を考慮したモデルを推計することによって得られた結果を示したものである。

図1 潜在的な賃金変化率と観察される賃金変化率の関係

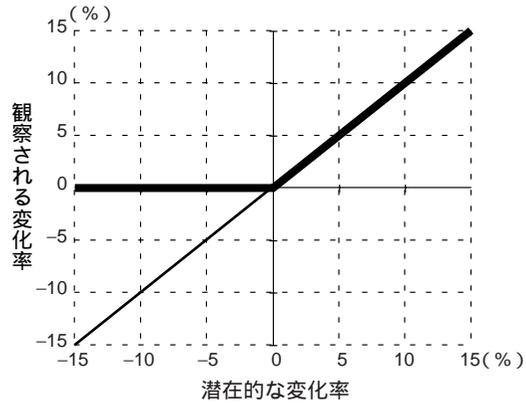
(1) フルタイム男性・所定内月給



(2) フルタイム女性・所定内月給



(3) パートタイム女性・時給



備考：全て統計的に計測誤差を考慮したケース。

3 . 分析のフレームワークおよび利用データ

(1) 分析のフレームワーク

本稿では、上述の黒田・山本 [2003b] の結果を利用して、名目賃金の下方硬直性が雇用者の離職行動に与える影響をサバイバル分析で確認する。

名目賃金に下方硬直性が存在するために、実際の名目賃金が理論的に想定される適正な水準よりも高止まった場合には、雇用者にとって離職せずに同一企業に勤務していることが有利となる。したがって、この点を雇用者が明確に認識している場合には、他の条件を一定とすれば、名目賃金の下方硬直性の存在のために賃金が据え置かれる確率（以下、「名目賃金の据置確率」と呼ぶ）や据置きによって生じうる名目賃金ギャップ（観察される名目賃金と潜在的な名目賃金の差 以下、「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」と呼ぶ）が大きい雇用者ほど、離職率は低くなることが予想される。そこで、本稿では、離職確率（ハザード・レート）を説明する関数を推計し、名目賃金の下方硬直性が離職行動に与える影響を検証する。

イ．名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標

本稿では、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標として、「名目賃金の据置確率」、 「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」を用いる。これらの指標は、2節で説明した黒田・山本 [2003b] の推計結果を用いて、以下のように定式化できる⁴。

(名目賃金の据置確率)

$$\begin{aligned} \Pr(-\alpha < w_i^* - \tilde{w}_{i-1} \leq 0) &= \Pr(-\alpha < \beta'x_i + \epsilon_i - \tilde{w}_{i-1} \leq 0) \\ &= F(\tilde{w}_{i-1} - \beta'x_i, \sigma_\epsilon^2) - F(\tilde{w}_{i-1} - \beta'x_i - \alpha, \sigma_\epsilon^2), \end{aligned} \quad (3)$$

4 離職者については同一企業に継続雇用されたときの名目賃金水準は観察されない。このため、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標としては、（離職せずに）同一企業にとどまっていたとしたら、「名目賃金の据置確率」や「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」がどの程度であったかという指標を用いる。なお、同様の指標はAltonji and Devereux [1999] でも用いられている。

(賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値)

$$\begin{aligned}
 & E(\tilde{w}_i - w_i^* | -\alpha < w_i^* - \tilde{w}_{i-1} \leq 0) \Pr(-\alpha < w_i^* - \tilde{w}_{i-1} \leq 0) \\
 & = E(\tilde{w}_{i-1} - \beta'x_i - \epsilon_i | -\alpha < \beta'x_i + \epsilon_i - \tilde{w}_{i-1} \leq 0) \Pr(-\alpha < w_i^* - \tilde{w}_{i-1} \leq 0) \\
 & = \left(\tilde{w}_{i-1} - \beta'x_i + \sigma\epsilon \frac{f(\tilde{w}_{i-1} - \beta'x_i, \sigma^2\epsilon) - f(\tilde{w}_{i-1} - \beta'x_i - \alpha, \sigma^2\epsilon)}{F(\tilde{w}_{i-1} - \beta'x_i, \sigma^2\epsilon) - F(\tilde{w}_{i-1} - \beta'x_i - \alpha, \sigma^2\epsilon)} \right) \\
 & \quad \times \Pr(-\alpha < w_i^* - \tilde{w}_{i-1} \leq 0), \tag{4}
 \end{aligned}$$

ただし、

$$F(y, \sigma^2) = \int_{-\infty}^y \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{s^2}{2\sigma^2}\right) ds, \quad f(y, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right), \tag{5}$$

である。

ロ．ハザード・レート関数

次に、本稿の分析に用いるハザード・レート関数について説明する。誘導形のハザード・レート関数を、

$$H_i(t, z_i) = \theta t^{\theta-1} \cdot e^{\gamma z_i}, \tag{6}$$

と定義する。これは、時間 t まで同一の企業に継続勤務した人の雇用が終了する条件付確率（ハザード・レート）が、ワイブル分布をベースラインとし、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標（「名目賃金の据置確率」、 「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」）やその他の属性によって構成される変数 z_i によって変化しうることを想定したものである。なお、 γ は z_i に対応するパラメータ、 θ はワイブル分布のパラメータである。

このハザード・レート関数の推計には最尤法を用いる。ただし、推計結果としては、変数 z_i がハザード・レートに与える影響よりも、継続雇用期間 T_i に与える影響を示す方が把握しやすいため、各変数 z_i のパラメータを

$$\omega = -\gamma/\theta, \tag{7}$$

と変換したものをみることにする。ここで、

$$\ln(T_i) = \omega'z_i + \nu/\theta, \tag{8}$$

であるため、パラメータ ω は各変数 z_i が継続雇用期間 T_i を限界的に何%変化させるかを示すことになる。なお、 ν は極限值分布に従う攪乱項である。

(2) 利用データ

本稿では、黒田・山本 [2003a, b] と同一の1993~98年のデータ・セットを利用する。ハザード・レート関数の変数 z_i に採用する説明変数としては、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す上述の変数（「名目賃金の据置確率」、「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」）のほか、子供の数、家族の数、配偶者の就業ダミー（配偶者が就業している場合に1、それ以外は0）、未婚・同居両親就業ダミー（未婚者の同居両親が就業している場合に1、それ以外は0）、有価証券ダミー（有価証券を保有している場合に1、それ以外は0）、借入ダミー（借入れをしている場合に1、それ以外は0）、年齢、勤続年数、経験年数、教育年数、13大都市ダミー、売上高経常利益率、消費者物価指数（県別）、失業率（地域別）、有効求人倍率（県別）を利用する。また、ダミー変数の代わりに、配偶者の年収（1年前）、未婚・同居両親年収（1年前）、有価証券保有額、借入総額を説明変数とした場合も併せて推計する。

以上の変数を採用したのは、それぞれの属性によって外部労働市場の影響が異なる可能性をコントロールするためである。また、勤続年数を採用したのは、各サンプルが分析対象となる時点までの継続雇用期間の違いをコントロールするためである。なお、これらの変数の基本統計量は表1にまとめている。

推計に利用することができたイベント数はフルタイム男性が416（うち18が離職によって終了）、フルタイム女性が301（うち35が離職によって終了）、パートタイム女性が200（うち52が離職によって終了）である。本稿の分析は労働供給行動に焦点を当てているため、解雇によって企業を離職した雇用者はサンプルから除くこととした⁵。また、離職理由のうち、名目賃金とは関係が薄いと思われる、「介護」、「出産」、「結婚」、「家族の転勤」を理由の1つとして選択したサンプルも除外した⁶。

なお、本稿の分析に用いるデータ・セットの特性と留意点の詳細は、補論に譲るが、同データ・セットをサバイバル分析に利用する際の分析上の留意点としては、次の2点が挙げられる。第1は、調査が打ち切りとなったサンプルほど、離職した人が多く含まれる可能性（いわゆるサンプル・セレクション・バイアス）があることである。第2に、推計期間が1993~98年に限られているため、人々の離職行動を捉えるには期間がやや短い点である⁷。

5 もっとも、いわゆる「肩たたき」や、契約期間満了によるパートタイマーの削減といった企業主導による数量調整の影響は残る。売上高経常利益率等は、こうした労働需要側の影響をコントロールすることを意図している。

6 本稿で利用した『消費生活に関するパネル調査』では、離職理由が複数回答形式で調査されている。このため、回答者が「介護」、「出産」、「結婚」、「家族の転勤」といった離職理由を回答していても、実際には賃金などの労働条件が悪いことも理由となっている可能性がある。ただし、離職理由によるサンプルの限定を行わずに本稿と同様の分析を行っても、主な分析結果は変わらなかったため、こうした可能性による影響は小さいと考えられる。

7 なお、サバイバル分析の留意点としては、個々人に固有な観測されない属性をコントロールすることができないため、推計結果にバイアスが生じる可能性があることが挙げられる。

表1 サバイバル分析に用いた各変数の基本統計量（平均と標準偏差）

	男性		女性		
	フルタイム		フルタイム	パートタイム	
名目賃金の据置確率（％）	9.44	(0.04)	5.42	(0.02)	52.14 (0.27)
		(0.02)		(0.01)	(0.09)
賃金据置きによる賃金ギャップの期待値（％）	1.76	(0.04)	1.04	(0.02)	35.69 (0.11)
		(0.02)		(0.01)	(0.03)
子供の数（人）	1.75	(0.90)	0.50	(0.88)	1.45 (1.01)
		(0.17)		(0.07)	(0.14)
家族の数（人）	4.38	(1.39)	3.68	(1.53)	4.19 (1.31)
		(0.26)		(0.38)	(0.38)
配偶者の就業ダミー	0.41	(0.48)	0.29	(0.43)	0.78 (0.44)
		(0.17)		(0.06)	(0.07)
配偶者の年収（1年前、万円）	71.10	(129.00)	120.41	(200.27)	359.30 (264.30)
		(30.67)		(59.26)	(74.66)
未婚・同居両親就業ダミー			0.48	(0.49)	0.09 (0.34)
				(0.16)	(0.07)
未婚・同居両親年収（1年前、万円）			254.03	(458.37)	49.40 (271.28)
				(128.56)	(49.80)
預金総額（万円）	404.39	(458.56)	330.18	(335.27)	279.35 (354.42)
		(170.76)		(147.89)	(104.84)
有価証券ダミー	0.16	(0.35)	0.10	(0.30)	0.08 (0.29)
		(0.10)		(0.11)	(0.08)
有価証券保有額（万円）	61.65	(288.08)	17.65	(131.15)	26.89 (124.37)
		(69.44)		(37.72)	(72.58)
借入ダミー	0.35	(0.46)	0.15	(0.31)	0.29 (0.43)
		(0.15)		(0.13)	(0.14)
借入総額（万円）	742.93	(1061.17)	297.26	(603.24)	498.40 (809.21)
		(361.13)		(314.45)	(304.02)
年齢（歳）	36.09	(5.10)	30.41	(3.75)	33.22 (3.90)
		(0.77)		(0.98)	(0.95)
勤続年数（年）	11.95	(7.03)	7.31	(3.96)	3.21 (2.39)
		(1.02)		(1.01)	(1.00)
経験年数（年）	15.64	(5.61)	10.20	(3.91)	10.38 (3.57)
		(0.77)		(0.98)	(0.93)
教育年数（年）	14.03	(1.99)	13.59	(1.44)	12.84 (1.32)
		(0.00)		(0.06)	(0.00)
13大都市ダミー	0.20	(0.40)	0.27	(0.44)	0.20 (0.42)
		(0.05)		(0.00)	(0.04)
売上高経常利益率（産業・規模別、％）	0.80	(6.00)	0.69	(7.60)	0.91 (6.49)
		(3.61)		(3.71)	(2.37)
消費者物価指数（県別）	104.50	(4.07)	104.30	(4.30)	104.15 (4.02)
		(0.44)		(0.46)	(0.57)
失業率（地域別・性別、％）	4.29	(0.83)	4.24	(0.88)	4.45 (0.94)
		(0.40)		(0.37)	(0.42)
有効求人倍率（県別、％）	0.65	(0.21)	0.67	(0.23)	0.66 (0.21)
		(0.07)		(0.07)	(0.08)
イベント数	416		301		200

備考：括弧内は標準偏差（ただし、下段は階級内標準偏差）。

4 . サバイバル分析の結果

以上のようにデータを取り扱い、フルタイム男性、フルタイム女性、パートタイム女性について、誘導形ハザード・レート関数を推計した。

(1) 「名目賃金の据置確率」を用いたケース

表2~4には、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標として「名目賃金の据置確率」を用いた誘導形ハザード・レート関数の推計結果を、6通りの説明変数の組合せ(ケース1~6)について報告している。

フルタイム男性の推計結果(表2)をみると、「名目賃金の据置確率」のパラメータは、統計的な有意性は高くないものの、いずれもプラスに推計されていることがわかる。つまり、名目賃金の下方硬直性によって、実際の所定内月給が理論的に想定される適正な水準よりも高止まる確率が高いほど、フルタイム男性雇用者は離職するよりも同一企業にとどまっている方が有利であると考え、離職を控えるとの行動が表れていると解釈しうる⁸。同様の傾向は、フルタイム女性(表3)についても確認できる。しかし、パートタイム女性(表4)については、「名目賃金の据置確率」はすべてのケースで有意ではなく、離職行動に対する影響を確認することはできない。

8 フルタイム男性の推計結果(ケース1)をもとに、「名目賃金の据置確率」の変化が継続雇用期間に与える影響を算出すると、この確率が限界的に1%増加した場合、継続雇用期間は2.0%(平均的には2.1ヵ月)長くなることを把握できる(継続雇用期間に与える平均的な影響については、定数項の推計値を用いて平均的な継続雇用期間を $e^{2.167} \approx 8.73$ 年と算出し、この期間に与える影響として表したもの)。

表2 名目賃金の据置確率が継続雇用期間に与える影響（フルタイム男性）

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
定数項	2.167 (16.59)	2.167 (12.72)	1.759 (1.59)	2.284 (1.67)	1.624 (1.63)	2.250 (1.82)
名目賃金の据置確率	0.020 (1.77)	0.019 (1.66)	0.015 (1.79)	0.018 (1.96)	0.010 (1.18)	0.012 (1.28)
子供の数		0.064 (1.31)	0.052 (1.27)	0.062 (1.38)	0.041 (0.73)	0.037 (0.57)
家族の数					0.019 (0.02)	0.029 (0.64)
配偶者の就業ダミー		-0.153 (-1.46)	-0.096 (-1.22)	-0.097 (-1.11)		
配偶者の年収（1年前）					-4.079 (-1.97)	-4.561 (-1.92)
預金総額					2.840 (1.78)	3.117 (1.69)
有価証券ダミー		-0.029 (-0.24)	-0.070 (-0.68)	-0.077 (-0.67)		
有価証券保有額					-0.230 (-0.14)	-0.116 (-0.06)
借入ダミー		-0.012 (-0.12)	0.035 (0.46)	0.019 (0.23)		
借入総額					0.409 (1.48)	0.364 (1.21)
年齢			-0.026 (-2.08)	-0.027 (-1.95)	-0.028 (-2.30)	-0.029 (-2.16)
勤続年数			0.011 (2.00)	0.012 (2.01)	0.006 (1.22)	0.007 (1.25)
経験年数			0.024 (2.09)	0.024 (2.00)	0.022 (2.13)	0.023 (2.02)
教育年数			0.039 (1.73)	0.044 (1.69)	0.021 (0.96)	0.026 (1.05)
13大都市ダミー			-0.019 (-0.20)	-0.024 (-0.23)	-0.004 (-0.05)	-0.004 (-0.04)
売上高経常利益率			-0.082 (-2.63)	-0.097 (-2.77)	-0.094 (-2.91)	-0.113 (-3.09)
消費者物価指数（県別）			-0.001 (-0.07)	0.000 (0.03)	0.003 (0.28)	0.003 (0.30)
失業率（地域別・性別）			0.100 (2.13)		0.102 (2.36)	
有効求人倍率（県別）				-0.304 (-1.50)		-0.336 (-1.76)
θ （ワイブル分布のパラメータ）	5.185 (4.62)	5.202 (4.62)	7.152 (4.95)	6.497 (4.83)	7.901 (5.08)	7.095 (4.98)
イベント数（人数）	416	416	416	416	416	416
離職数	18	18	18	18	18	18
対数尤度	-58.470	-55.840	-43.690	-44.750	-40.200	-41.300

備考：1. 各パラメータは継続雇用期間（年）に与える影響（偏弾性値）を示す。括弧内の値はt値。

2. 配偶者の年収、預金総額、有価証券保有額、借入総額は、1円単位に変換したものを使用。

表3 名目賃金の据置確率が継続雇用期間に与える影響（フルタイム女性）

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
定数項	2.041 (17.86)	2.422 (10.79)	2.228 (1.49)	1.837 (1.04)	1.131 (0.79)	1.105 (0.66)
名目賃金の据置確率	0.046 (2.25)	0.031 (1.53)	0.027 (1.47)	0.025 (1.24)	0.033 (1.82)	0.034 (1.71)
子供の数		0.167 (2.63)	0.189 (2.52)	0.211 (2.54)	0.021 (0.26)	0.015 (0.17)
家族の数					0.049 (1.18)	0.054 (1.17)
配偶者の就業ダミー		-0.766 (-3.47)	-0.681 (-3.35)	-0.780 (-3.47)		
配偶者の年収（1年前）					-5.254 (-2.27)	-6.035 (-2.29)
未婚・同居両親就業ダミー		-0.198 (-1.01)	-0.185 (-1.04)	-0.204 (-1.04)		
未婚・同居両親年収（1年前）					-0.227 (-0.18)	-0.356 (-0.25)
預金総額					2.416 (1.28)	2.269 (1.11)
有価証券ダミー		0.199 (0.93)	0.092 (0.45)	0.085 (0.38)		
有価証券保有額					-5.265 (-3.22)	-6.139 (-3.40)
借入ダミー		-0.003 (-0.03)	-0.093 (-0.78)	-0.077 (-0.58)		
借入総額					0.087 (0.15)	0.170 (0.25)
年齢			-0.004 (-0.18)	-0.016 (-0.63)	0.013 (0.52)	0.005 (0.20)
勤続年数			0.016 (1.15)	0.016 (1.06)	0.008 (0.62)	0.009 (0.62)
経験年数			0.014 (0.60)	0.023 (0.88)	-0.003 (-0.11)	0.004 (0.14)
教育年数			0.035 (0.80)	0.041 (0.86)	0.013 (0.31)	0.010 (0.23)
13大都市ダミー			-0.018 (-0.13)	-0.042 (-0.29)	0.006 (0.06)	0.000 (0.00)
売上高経常利益率			0.005 (1.38)	0.004 (1.06)	0.003 (0.76)	0.002 (0.55)
消費者物価指数（県別）			-0.010 (-0.68)	0.003 (0.19)	-0.005 (-0.37)	0.006 (0.38)
失業率（地域別・性別）			0.133 (2.13)		0.149 (2.67)	
有効求人倍率（県別）				-0.119 (-0.48)		-0.277 (-1.18)
θ （ワイブル分布のパラメータ）	3.404 (6.76)	3.436 (6.69)	3.845 (6.57)	3.496 (6.52)	4.084 (6.77)	3.660 (6.59)
イベント数（人数）	301	301	301	301	301	301
離職数	35	35	35	35	35	35
対数尤度	-90.170	-75.930	-71.510	-73.500	-78.920	-81.660

備考：1. 各パラメータは継続雇用期間（年）に与える影響（弾性値）を示す。括弧内の値は*t* 値。

2. 配偶者の年収、未婚・同居両親年収、預金総額、有価証券保有額、借入総額は、1円単位に変換したものを使用。

表4 名目賃金の据置確率が継続雇用期間に与える影響（パートタイム女性）

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
定数項	2.052 (25.10)	1.976 (16.77)	2.944 (2.66)	2.878 (2.30)	3.311 (2.84)	3.417 (2.60)
名目賃金の据置確率	0.000 (0.27)	0.000 (0.22)	0.000 (0.00)	0.000 (0.21)	0.000 (0.15)	0.000 (0.18)
子供の数		0.004 (0.10)	-0.031 (-0.75)	-0.044 (-0.96)	-0.039 (-0.83)	-0.055 (-1.04)
家族の数					0.023 (0.74)	0.021 (0.61)
配偶者の就業ダミー		0.079 (0.76)	0.105 (1.11)	0.088 (0.84)		
配偶者の年収（1年前）					2.579 (1.81)	2.494 (1.58)
未婚・同居両親就業ダミー		0.143 (1.00)	0.125 (0.95)	0.162 (1.13)		
未婚・同居両親年収（1年前）					3.111 (1.21)	3.881 (1.28)
預金総額					0.880 (0.68)	0.769 (0.54)
有価証券ダミー		-0.005 (-0.04)	-0.046 (-0.36)	-0.064 (-0.46)		
有価証券保有額					-0.201 (-0.05)	-0.263 (-0.06)
借入ダミー		-0.009 (-0.11)	-0.032 (-0.44)	-0.010 (-0.13)		
借入総額					0.233 (0.58)	0.358 (0.80)
年齢			0.023 (1.92)	0.027 (2.02)	0.012 (1.09)	0.016 (1.23)
勤続年数			-0.013 (-1.24)	-0.013 (-1.05)	-0.017 (-1.51)	-0.016 (-1.24)
経験年数			-0.016 (-1.33)	-0.020 (-1.53)	-0.010 (-0.91)	-0.015 (-1.15)
教育年数			-0.038 (-1.35)	-0.038 (-1.24)	-0.044 (-1.57)	-0.045 (-1.44)
13大都市ダミー			0.040 (0.44)	0.024 (0.23)	0.022 (0.25)	-0.002 (-0.02)
売上高経常利益率			0.002 (0.43)	0.000 (0.08)	0.002 (0.47)	0.000 (0.09)
消費者物価指数（県別）			-0.015 (-1.48)	-0.008 (-0.74)	-0.017 (-1.65)	-0.010 (-0.92)
失業率（地域別・性別）			0.121 (3.08)		0.133 (3.44)	
有効求人倍率（県別）				-0.233 (-1.36)		-0.298 (-1.68)
θ （ワイブル分布のパラメータ）	4.091 (7.53)	4.109 (7.52)	4.671 (7.38)	4.252 (7.20)	4.721 (7.38)	4.258 (7.18)
イベント数（人数）	200	200	200	200	200	200
離職数	52	52	52	52	52	52
対数尤度	-93.590	-93.040	-84.650	-88.250	-80.220	-84.430

備考：1. 各パラメータは継続雇用期間（年）に与える影響（弾性値）を示す。括弧内の値はt値。
 2. 配偶者の年収、未婚・同居両親年収、預金総額、有価証券保有額、借入総額は、1円単位に変換したものを使用。

(2) 「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」を用いたケース

表5～7では、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標として「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」を用いた結果を報告している。

フルタイム男性の推計結果(表5)をみると、「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」のパラメータの統計的有意性は低い。さらに、フルタイム女性(表6)に関しては、同パラメータがいずれもマイナスに推計されており、理論的に期待される方向とは逆の結果となっている。他方、パートタイム女性(表7)については、「名目賃金の据置確率」を用いたケースと同様に、「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」はすべてのケースで有意ではなく、離職行動に対する影響を確認することはできない。

(3) 名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標以外の変数

最後に、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標以外の変数が離職行動に与える影響を表2～7からみると以下の点が指摘できる。

まず、フルタイム男性および女性において、子供の数や家族の数は継続雇用期間に対してプラスの影響を与えている。特に、フルタイム女性については、子供の数のパラメータは有意にプラスとなっているケースが多く、子育てのために離職が促される効果よりも、子供の扶養のために雇用を継続する効果が大きく表れていると捉えられる。

また、配偶者の就業ダミーや配偶者の年収(1年前)、未婚・同居両親就業ダミー、未婚・同居両親年収(1年前)、有価証券ダミー、有価証券保有額など、(本人にとっての)非勤労収入の大きさを示す変数のパラメータについては、有意でないものが多いものの、フルタイム男性・女性でマイナスに推計されている。つまり、非勤労収入が大きいほど、留保賃金が高くなり、離職しやすくなる傾向がみてとれる⁹。

最後に、失業率や有効求人倍率については、いずれのケースでも、労働需給が悪化するほど継続雇用期間が長くなるとの結果が得られている。

.....
9 ただし、預金総額のパラメータについては、プラスで推計されており、こうした傾向は当てはまらない。

表5 賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値が継続雇用期間に与える影響
(フルタイム男性)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
定数項	2.351 (17.34)	2.339 (13.51)	2.121 (1.87)	2.892 (2.00)	1.799 (1.75)	2.565 (1.99)
賃金据置きによる 名目賃金ギャップの期待値	-0.006 (-0.54)	-0.002 (-0.22)	0.001 (0.07)	0.001 (0.13)	0.002 (0.26)	0.002 (0.25)
子供の数		0.063 (1.27)	0.058 (1.35)	0.067 (1.40)	0.033 (0.57)	0.019 (0.29)
家族の数					0.032 (0.81)	0.049 (1.08)
配偶者の就業ダミー		-0.163 (-1.52)	-0.092 (-1.15)	-0.100 (-1.09)		
配偶者の年収 (1年前)					-4.411 (-2.15)	-5.035 (-2.13)
預金総額					3.012 (1.89)	3.313 (1.78)
有価証券ダミー		-0.014 (-0.11)	-0.041 (-0.39)	-0.045 (-0.38)		
有価証券保有額					-0.027 (-0.02)	0.231 (0.11)
借入ダミー		0.008 (0.08)	0.041 (0.52)	0.022 (0.25)		
借入総額					0.393 (1.38)	0.329 (1.06)
年齢			-0.030 (-2.30)	-0.030 (-2.08)	-0.030 (-2.54)	-0.032 (-2.39)
勤続年数			0.012 (2.00)	0.012 (1.90)	0.007 (1.30)	0.008 (1.32)
経験年数			0.026 (2.24)	0.026 (2.10)	0.023 (2.29)	0.025 (2.19)
教育年数			0.044 (1.93)	0.049 (1.87)	0.024 (1.12)	0.031 (1.26)
13大都市ダミー			-0.029 (-0.30)	-0.043 (-0.39)	-0.006 (-0.07)	-0.009 (-0.09)
売上高経常利益率			-0.079 (-2.52)	-0.095 (-2.64)	-0.096 (-2.95)	-0.117 (-3.12)
消費者物価指数 (県別)			-0.003 (-0.32)	-0.004 (-0.29)	0.001 (0.13)	0.001 (0.13)
失業率 (地域別・性別)			0.114 (2.41)		0.114 (2.64)	
有効求人倍率 (県別)				-0.361 (-1.71)		-0.402 (-2.10)
θ (ワイブル分布のパラメータ)	5.167 (4.59)	5.138 (4.58)	6.968 (4.93)	6.226 (4.78)	7.807 (5.08)	6.970 (4.92)
イベント数 (人数)	416	416	416	416	416	416
離職数	18	18	18	18	18	18
対数尤度	-59.990	-57.260	-45.350	-46.710	-40.870	-42.090

備考：1. 各パラメータは継続雇用期間 (年) に与える影響 (弾性値) を示す。括弧内の値は t 値。

2. 配偶者の年収、預金総額、有価証券保有額、借入総額は、1円単位に変換したものを使用。

表6 賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値が継続雇用期間に与える影響
(フルタイム女性)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
定数項	2.303 (22.72)	2.613 (12.26)	2.146 (1.46)	1.883 (1.10)	1.251 (0.89)	1.405 (0.86)
賃金据置きによる 名目賃金ギャップの期待値	-0.031 (-1.47)	-0.023 (-1.08)	-0.032 (-1.53)	-0.033 (-1.45)	-0.034 (-1.71)	-0.037 (-1.65)
子供の数		0.172 (2.63)	0.203 (2.64)	0.225 (2.68)	0.027 (0.33)	0.023 (0.25)
家族の数					0.055 (1.33)	0.060 (1.26)
配偶者の就業ダミー		-0.771 (-3.48)	-0.683 (-3.39)	-0.775 (-3.50)		
配偶者の年収 (1年前)					-5.778 (-2.49)	-6.698 (-2.54)
未婚・同居両親就業ダミー		-0.200 (-1.02)	-0.187 (-1.06)	-0.205 (-1.06)		
未婚・同居両親年収 (1年前)					-0.451 (-0.36)	-0.680 (-0.47)
預金総額					2.142 (1.11)	1.879 (0.91)
有価証券ダミー		0.188 (0.87)	0.092 (0.46)	0.082 (0.37)		
有価証券保有額					-5.033 (-3.14)	-5.848 (-3.30)
借入ダミー		-0.045 (-0.36)	-0.130 (-1.08)	-0.124 (-0.93)		
借入総額					-0.055 (-0.10)	-0.023 (-0.03)
年齢			-0.011 (-0.46)	-0.023 (-0.89)	0.006 (0.26)	-0.001 (-0.03)
勤続年数			0.017 (1.28)	0.018 (1.22)	0.013 (0.98)	0.015 (1.03)
経験年数			0.023 (0.96)	0.031 (1.17)	0.005 (0.22)	0.010 (0.39)
教育年数			0.040 (0.93)	0.044 (0.94)	0.010 (0.26)	0.005 (0.12)
13大都市ダミー			-0.023 (-0.18)	-0.044 (-0.31)	0.009 (0.08)	-0.003 (-0.03)
売上高経常利益率			0.007 (1.86)	0.006 (1.53)	0.005 (1.46)	0.005 (1.32)
消費者物価指数 (県別)			-0.007 (-0.47)	0.005 (0.31)	-0.003 (-0.23)	0.007 (0.46)
失業率 (地域別・性別)			0.126 (2.05)		0.149 (2.72)	
有効求人倍率 (県別)				-0.132 (-0.55)		-0.322 (-1.38)
θ (ワイブル分布のパラメータ)	3.417 (6.76)	3.431 (6.69)	3.871 (6.56)	3.535 (6.52)	4.134 (6.77)	3.712 (6.60)
イベント数 (人数)	301	301	301	301	301	301
離職数	35	35	35	35	35	35
対数尤度	-91.620	-76.490	-71.310	-73.130	-78.990	-81.660

備考：1. 各パラメータは継続雇用期間 (年) に与える影響 (偏弾性値) を示す。括弧内の値は t 値。

2. 配偶者の年収、未婚・同居両親年収、預金総額、有価証券保有額、借入総額は、1円単位に変換したものを使用。

表7 賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値が継続雇用期間に与える影響
(パートタイム女性)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
定数項	1.948 (17.39)	1.854 (13.11)	2.464 (2.23)	2.319 (1.86)	2.748 (2.37)	2.762 (2.12)
賃金据置きによる 名目賃金ギャップの期待値	0.003 (1.10)	0.003 (1.10)	0.003 (1.11)	0.003 (0.99)	0.004 (1.41)	0.003 (1.13)
子供の数		0.005 (0.12)	-0.028 (-0.69)	-0.041 (-0.90)	-0.039 (-0.85)	-0.056 (-1.07)
家族の数					0.027 (0.88)	0.028 (0.79)
配偶者の就業ダミー		0.094 (0.90)	0.115 (1.22)	0.101 (0.99)		
配偶者の年収 (1年前)					2.588 (1.85)	2.482 (1.60)
未婚・同居両親就業ダミー		0.160 (1.12)	0.141 (1.08)	0.182 (1.26)		
未婚・同居両親年収 (1年前)					3.211 (1.29)	3.965 (1.32)
預金総額					0.957 (0.75)	0.816 (0.58)
有価証券ダミー		-0.001 (-0.01)	-0.049 (-0.40)	-0.071 (-0.51)		
有価証券保有額					-0.436 (-0.11)	-0.519 (-0.12)
借入ダミー		-0.011 (-0.14)	-0.041 (-0.58)	-0.019 (-0.25)		
借入総額					0.214 (0.53)	0.339 (0.76)
年齢			0.023 (1.95)	0.027 (2.04)	0.012 (1.05)	0.015 (1.20)
勤続年数			-0.015 (-1.42)	-0.015 (-1.24)	-0.019 (-1.71)	-0.017 (-1.42)
経験年数			-0.014 (-1.19)	-0.018 (-1.39)	-0.008 (-0.70)	-0.012 (-0.95)
教育年数			-0.033 (-1.20)	-0.033 (-1.08)	-0.039 (-1.42)	-0.039 (-1.26)
13大都市ダミー			0.029 (0.31)	0.008 (0.08)	0.002 (0.03)	-0.026 (-0.26)
売上高経常利益率			0.002 (0.38)	0.000 (0.02)	0.002 (0.47)	0.000 (0.08)
消費者物価指数 (県別)			-0.012 (-1.23)	-0.005 (-0.44)	-0.013 (-1.34)	-0.006 (-0.56)
失業率 (地域別・性別)			0.119 (3.09)		0.133 (3.51)	
有効求人倍率 (県別)				-0.216 (-1.29)		-0.288 (-1.67)
θ (ワイブル分布のパラメータ)	4.115 (7.58)	4.136 (7.57)	4.735 (7.45)	4.306 (7.28)	4.796 (7.46)	4.320 (7.26)
イベント数 (人数)	200	200	200	200	200	200
離職数	52	52	52	55	52	52
対数尤度	-92.350	-91.640	-82.990	-86.740	-78.230	-82.730

備考：1. 各パラメータは継続雇用期間 (年) に与える影響 (偏弾性値) を示す。括弧内の値は t 値。
2. 配偶者の年収、未婚・同居両親年収、預金総額、有価証券保有額、借入総額は、1円単位に変換したものを使用。

5 . おわりに

本稿では、名目賃金の下方硬直性がわが国の労働供給にどのような影響をもたらしているかとの問題意識のもと、名目賃金の下方硬直性と雇用者の離職行動の関係を実証的に明らかにした。具体的には、わが国の名目賃金にはある程度の下方硬直性が存在することを明らかにした黒田・山本 [2003b] と同じ1993～98年のデータ・セットを用いて、名目賃金に下方硬直性が存在するため、実際の名目賃金が理論的に想定される適正な水準よりも高止まった場合に、雇用者が離職を控える傾向があるかどうか、サバイバル分析によって検証した。

分析には、名目賃金の下方硬直性を示す指標として、「名目賃金の据置確率」や「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」を用い、これらの大きさによって継続雇用期間がどの程度変わりうるかを検証した。その結果、フルタイム男性および女性については、「名目賃金の据置確率」が高くなるほど、離職が抑制されることが明らかになった。もっとも、こうした影響の統計的有意性は高くなく、また、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標として「賃金据置きによる名目賃金ギャップの期待値」を用いた場合には、有意な影響は観察されなかった。さらに、パートタイム女性については名目賃金の下方硬直性の度合いを示すいずれの指標も継続雇用期間に明確な影響は与えていなかった。したがって、本稿の分析からは、1993～98年のマイクロ・データでみる限り、名目賃金の下方硬直性が離職行動に与えた影響は必ずしも明確でなく、影響があったとしても僅少であったとの結論を導くことができる¹⁰。

10 本稿では、名目賃金の下方硬直性が雇用面に与える影響として労働供給面に焦点を当てた分析を行った。もっとも、マクロ経済学の視点からは、労働需要面の分析、特に、名目賃金の下方硬直性の存在によって失業がどの程度生じているかという分析も重要といえる。こうした問題意識から、黒田・山本 [2003c] では、名目賃金の下方硬直性を織り込んだ一般均衡モデルをシミュレートすることによって、名目賃金の下方硬直性がわが国フルタイム男性の失業率に与える影響を分析している。

補論. 利用データの特性と留意点、変数の作成方法

(1) 利用データの特性と留意点

本稿で利用したデータは、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』(1993～98年調査)である。本調査は、1993年当時に24～34歳の全国に居住する女性を母集団とし、2段階抽出法により無作為に抽出された女性が調査対象者となっている。男性は調査対象からは除外されているものの、調査対象者(女性)が既婚の場合には、その配偶者(男性)に関する情報も調査しているため、既婚者については男女ともほぼ同様の情報を得ることができる。調査項目については、就業、収入・支出、資産・負債、生活時間・意識等、多岐にわたっている¹¹。

同調査を利用する際には、以下の点に留意する必要がある。第1に、調査対象の年齢層が狭いことである。データが得られる女性は1993年当時に24～34歳、直近の1998年当時でも29～39歳に限られる。第2に、男性サンプルに関する偏りである。利用可能な男性データは、調査対象となった女性の配偶者に限られるため、標本設計に基づいたサンプルとはいえない¹²。また、単身男性のデータが一切得られない問題もある。

第3に、われわれが利用できた調査が1993～98年に限られることである。この期間はインフレ率が極めて低く推移したことから、名目賃金が下方に硬直的か否かを検証するには適した期間である。しかし、人々の離職行動を捉える期間としては、観測期間が短いとの問題点がある。また、経済情勢が深刻化した1999年以降のデータが利用できないことにより、1990年代末に失業率が急増した時期を検証することはできない。

(2) 利用する情報と変数の作成方法

本稿では、黒田・山本[2003a, b]と同一のデータ・セットを利用している。このデータ・セットは、2年連続して同一企業に勤務する雇用者¹³をサンプルから抽出することによって作成されており、自営業主や家族従業者、転職者、非就業者は

11 家計経済研究所[1995]によれば、同調査に含まれるサンプルは24～34歳女性の基本的な属性を概ね反映しており、『国勢調査』(総務省)、『家計調査年報』(同)、『就業構造基本調査』(厚生労働省)などの統計調査とほぼ同様のデータ特性を持つ。独自のデータ特性として家計経済研究所[1995]が挙げている点としては、単身世帯の女性が非常に少ないこと、親と同居する夫婦がやや多いこと、子どものいない夫婦がやや少ないこと、学歴がやや高いこと、世帯収入がやや低いこと等がある。

12 男性サンプルの年齢は、23～54歳である。ただし、構成比は20、30、40歳代がそれぞれ約10、65、23%を占めており、50歳代以上のサンプルは限られている。したがって、本稿の分析で用いるデータは、男女ともに比較的年齢層が低い点には留意が必要である。

13 具体的には、「1年前も現在と同じ会社等に勤めていましたか」という質問に対する回答に「はい」と答えたサンプルのみを抽出している。

除外されている¹⁴。

分析対象とする名目賃金は、フルタイム男性・所定内月給、フルタイム女性・所定内月給、パートタイム女性・時給の3通りである¹⁵。男女および就業形態（フルタイム・パートタイム）を区別したのは、労働市場特性の違いや調査回答者が女性のみであるという点¹⁶を考慮したためである。また、労働時間に関する詳細なデータが得られないために、賃金を時給換算することはせず、賃金を月給として受け取っている場合には月給を、時給として受け取っている場合には時給をそのまま用いている¹⁷。

なお、『消費生活に関するパネル調査』では、残業手当を含んだ月給しか調査されていないため、月給の変化には残業手当の変化が反映される。そこで、所定内月給については、残業時間が前年と大きく変化していないサンプルのみを用いることで、残業時間の変化に伴う影響を取り除くことにした^{18, 19}。

14 上述したとおり、本稿で分析対象とするサンプルには偏りがある点には留意されたい。例えば、本稿で対象とする女性のサンプルは、2年連続して同一企業に勤める24～39歳の女性雇用者に限られており、わが国の女性雇用者全体を母集団として捉えた場合、こうした属性を持つ女性雇用者は全体の3割程度である。すなわち、『労働力調査』（総務省）によれば、24～39歳の女性雇用者数は1993～98年の平均で721万人であり、これは女性雇用者総数2,071万人の34.8%に相当する。さらに、このうち2年連続して同一企業に勤める雇用者に限定すると、分析対象となる女性雇用者のサンプルは全体の29.8%程度となる（『雇用動向調査』〈厚生労働省〉を用いて全常用労働者の1年以内の離職率を14.4%〈1993～98年平均〉として算出）。

15 名目賃金の単位は、所定内月給が千円、パートタイム時給が円である。

16 調査回答者（女性）が、本人とその配偶者（男性）に関する賃金について回答しているため、賃金データの計測誤差にも男女間で違いがあると予想される。男女を区別するのは、こうした違いを捉える意図もある。

17 先行研究の中には、労働時間の計測誤差が大きい可能性に配慮し、賃金総額を労働時間で除した時給換算は行わないケースもある（例えばMcLaughlin [1999]）。なお、わが国では労働基準法の改正により、1980年代末から1990年代初めにかけて急速に「時短」が進んだが、『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）によれば、一般労働者の所定内実労働時間数は1993年までで下げ止まっており、本稿の推計期間内においてはほとんど変化がない。したがって、本稿の分析は「時短」には大きく影響されないと考えられる。

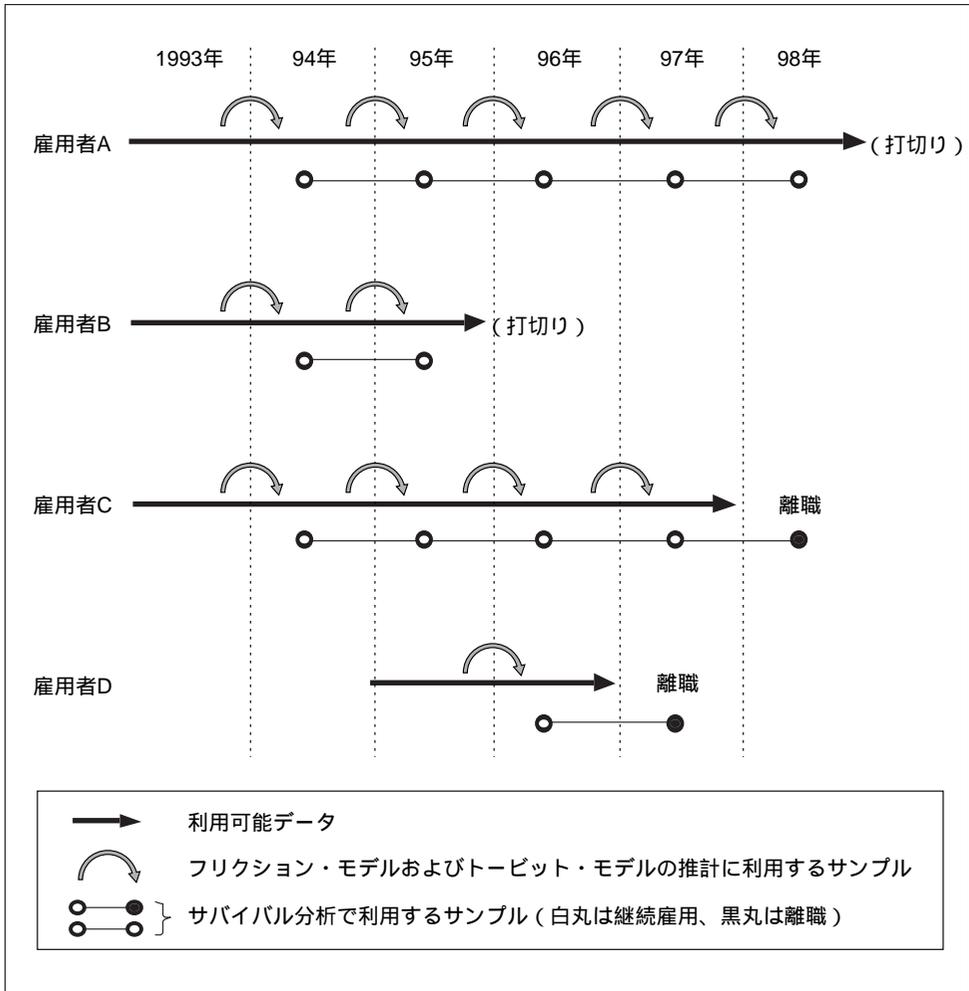
18 具体的には、「給与の支払われている週当たり残業時間」という質問に対する7つの選択肢（0、1～3、4～5、6～10、11～15、16～20時間、21時間以上）のうち、2年連続で同じ回答をしたサンプルを抽出した。さらに、仕事内容が大きく変化したことによる影響も取り除くため、「配置転換がなく」、「前年と仕事の内容に変化がない」と回答したサンプルに限定することも行った（パートタイム女性・時給についても同様の取扱い）。こうした方法により抽出したサンプルには、定型業務に従事している労働者が多く含まれる可能性がある点には留意が必要である。なお、わが国の場合、労働者の多くがサービス残業を行っている可能性についても留意が必要である。仮に名目賃金が据え置かれていたとしても、サービス残業が増加していれば、サービス残業分も考慮した時間当たり賃金は減少しているとも解釈しうるからである。しかし、『消費生活に関するパネル調査』ではサービス残業時間について7つの選択肢（0、1～3、4～5、6～10、11～15、16～20時間、21時間以上）が設けられているのみであり、正確なサービス残業時間を把握することができないため、本稿の分析ではサービス残業については考慮していない。

19 なお、明らかな計測誤差を取り除くために名目賃金変化率の絶対値が100%を超えるサンプルを除外した。また、パートタイム女性・時給は、法定最低賃金未満のサンプルも除外した。フルタイム男性については1993年のデータの一部が利用できないため、1994～98年（変化率では1995～98年）のデータを用いた。

本稿では、黒田・山本 [2003a, b] で用いたマイクロ・データをパネル・データとして取り扱う。図A-1を用いてデータの利用方法を説明すると次のようになる。図A-1の例では、全部で4人の雇用者（雇用者A～D）を挙げている。黒田・山本 [2003b] においてフリクション・モデルやトービット・モデルを推計した際には、2年連続して同一企業に雇用された雇用者の名目賃金変化率を計算し、それぞれを1つのサンプルとして利用した。このため、図A-1の雇用者Aのように、1993年から1998年まで同一の企業に雇用されていた者については、合計で5つのサンプル（図A-1では5つの矢印）が推計に用いられた。

これに対し、サバイバル分析では雇用者をベースに考える。すなわち、同一企業での雇用（イベント）は、最初にフリクション・モデルかトービット・モデルが計測された時点で発生し、その後、離職（図A-1の黒丸）をもってイベントが終了す

図A-1 サバイバル分析で利用するパネル・データのイメージ



るまでの期間が継続雇用期間（生存時間）となる。データが欠落したり分析期間が終了したために離職が確認されない（イベントが終了しない）場合も、最後に継続雇用が観察された時間までの情報が利用される。例えば、図A-1の雇用者CとDはともにイベントが終了する一方、雇用者AとBについてはイベントが終了しないまま打ち切られている。このように、サバイバル分析では、図A-1において全部で4つのイベントが分析対象となる。

参考文献

- 家計経済研究所、『消費生活に関するパネル調査（第1年度）』、財団法人家計経済研究所、1995年
- 黒田祥子・山本 勲、「わが国の名目賃金は下方硬直的か？（Part Ⅰ）名目賃金変化率の分布の検証」、『金融研究』第22巻第2号、日本銀行金融研究所、2003年a、35～70頁
- ・、「わが国の名目賃金は下方硬直的か？（Part Ⅱ）フリクション・モデルによる検証」、『金融研究』第22巻第2号、日本銀行金融研究所、2003年b、71～114頁
- ・、「名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響 マクロ・モデルのシミュレーションによる検証」、『金融研究』第22巻第4号、日本銀行金融研究所、2003年c（近刊）
- Akerlof, George, A., William T. Dickens, and George L. Perry, “The Macroeconomics of Low Inflation,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1996, pp. 1-76.
- Altonji, Joseph G., and Paul J. Devereux, “The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity,” NBER Working Paper Series, No. 7236, 1999.
- Fehr, Ernst, and Lorenz Götte, “Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity,” CESifo Working Paper Series, No. 335, 2000.
- Kimura, Takeshi, and Kazuo Ueda, “Downward Nominal Wage Rigidity in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, 2001, pp. 50-67.
- McLaughlin, Kenneth J., “Rigid Wages?,” *Journal of Monetary Economics*, 34, 1994, pp. 383-414.
- ・, “Are Nominal Wage Changes Skewed Away from Wage Cuts?,” *Review*, May/June, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1999, pp. 117-132.

