

# 景気転換期における労働調整費用の構造変化

稲垣 一之  
小西 あゆみ  
川原 祐哉  
金澤 孝恵

本稿の目的は、景気転換期における労働調整費用の構造変化を考察することである。景気の上昇期と下降期で労働調整費用に構造変化が生じるのであれば、それに応じて企業の労働需要にも構造変化が生じることになる。そのため、本稿の分析は、景気転換期における労働市場政策の効果を予測するための有益な情報を提供するものである。本稿が目指すのは、労働者数と労働時間の調整費用である。日本の銀行部門のデータを利用して、以下の分析結果が確認された：(1) 景気上昇期では、労働者数の調整費用が相対的に低くなる、(2) 景気下降期では、労働者数の調整費用が相対的に高くなる。したがって、日本の銀行部門にとって労働者数の調整（新規採用などの雇用調整）を行いやすい時期は、景気上昇期であると判断される。

キーワード：労働調整費用、構造変化、景気循環

## 目次

- 1 はじめに
- 2 モデル
- 3 データ
- 4 分析結果
- 5 おわりに

## 1 はじめに

本稿の目的は、景気転換期における労働調整費用の構造変化を考察することである。労働調整費用の存在は、企業の労働需要に大きな影響を与える要因として、Jaramillo et al. (1993) や Azetsu and Fukushige (2005) によって実証的に分析されてきた。しかしながら、景気転換期における労働調整費用の構造変化を分析した研究は、ほとんど無いようである。景気局面に応じて企業が労働需要を変化させるということは、可能性として十分にありえることである。そして、このような労働需要の変化を引き起こす1つの要因として、労働調整費用の構造変化を取り上げることができるかもしれない。そのため、本稿で行われる分析は、景気転換期における労働需要の変化を特徴付けるための新たな示唆を与えることができる。

また、本稿の分析は、労働市場政策の効果を考える上でも有益である。例えば、景気下降期には、企業の労働需要を増大させるような経済政策が必要とされるかもしれない。このような経済政策の効果をより正確に予測するためには、景気下降期における労働需要の特徴を知る必要がある。この点でも、景気転換期における労働調整費用の構造変化に注目する本稿の分析は、重要な意味を持つ。

本稿の構成は、以下の通りである。2節では、推定の対象となるモデルを導出する。3節では、実証分析に利用したデータを解説する。4節では、分析結果を紹介する。5節では、本稿の結論をまとめる。

## 2 モデル

本節では、労働調整費用を分析するために用いられるモデルを紹介する。このモデルは、Azetsu and Fukushige (2005) で展開されたモデルを単純化したものである。

労働者数を  $N_t$ 、1人当たり労働時間を  $H_t$  とする。また、 $C_H(\Delta H_t)$  と  $C_N(\Delta N_t)$  を労働時間と労働者数の調整費用とし、以下のように定式化する。

$$C_H(\Delta H_t) = \frac{c_H}{2} \Delta H_t^2, \quad (1)$$

$$C_N(\Delta N_t) = \frac{c_N}{2} \Delta N_t^2, \quad (2)$$

ただし、 $\Delta H_t = H_t - H_{t-1}$ 、 $\Delta N_t = N_t - N_{t-1}$ であり、 $c_H$ と $c_N$ は調整費用の大きさを決定する正のパラメータを示す。

生産関数を $f(H_t, N_t, \varepsilon_t)$ とする。ただし、 $\varepsilon_t$ は、 $t$ 期の初めに観察される生産ショックである。生産関数については、 $f' > 0$ 、 $f'' < 0$ を仮定する。

リスク中立的な代表企業は、今期の初期に生産ショックを観察した後に、期待利潤の現在割引価値 ( $V$ ) を最大化するように労働者数と労働時間を決定する。ここで、企業の動学的最適化問題は、以下のように与えられる。

$$V(H_{t-1}, N_{t-1}) = \max F(H_t, N_t, \varepsilon_t) - w_t H_t N_t - \frac{c_H}{2} \Delta H_t^2 - \frac{c_N}{2} \Delta N_t^2 + \beta E_t[V(H_t, N_t)], \quad (3)$$

ただし、 $F(H_t, N_t, \varepsilon_t)$ は収入、 $w_t$ は時間当たりの賃金、 $\beta$ は割引ファクター、 $E_t$ は $t$ 期までの情報集合に基づいた条件付期待値を示す。1階の条件は、以下の通りである。

$$M_t N_t - c_H \Delta H_t + \beta E_t[c_H \Delta H_{t+1}] = 0, \quad (4)$$

$$M_t H_t - c_N \Delta N_t + \beta E_t[c_N \Delta N_{t+1}] = 0, \quad (5)$$

ただし、 $M_t = \partial F(L_t, \varepsilon_t) / \partial L_t - w_t$ である。(4)式と(5)式を組み合わせることで、以下の式が導出される。

$$E_t \left[ \frac{\Delta H_t - \beta \Delta H_{t+1}}{N_t} - \alpha \frac{\Delta N_t - \beta \Delta N_{t+1}}{H_t} \right] = 0, \quad (6)$$

ただし、 $\alpha = c_N / c_H$ である。パラメータ $\alpha$ は、理論上、労働者数の調整費用( $c_N$ )と労働時間の調整費用( $c_H$ )の比率として解釈される。したがって、このモデルにおける労働調整費用の情報は、パラメータ $\alpha$ に全て集約されている。例えば、 $\alpha > 1$ という結果は、 $c_N > c_H$ を意味する。そのため、この結果から、労働者数の調整費用のほうが相対的に大きいと判断することができる。

実証分析においては、(6)式に基づいた以下の回帰モデルを推定する。

$$h_t - \alpha n_t = \gamma + u_t, \quad (7)$$

ただし、 $h_t = (\Delta H_t - \beta \Delta H_{t-1})/N_t$ 、 $n_t = (\Delta N_t - \beta \Delta N_{t-1})/H_t$ 、 $\gamma$ は定数項、 $u_t$ は誤差項である。本稿の目的は労働調整費用の構造変化を分析することであるので、(7)式の回帰係数 $\alpha$ と $\gamma$ に対して、以下のような構造変化を容認する。

$$\alpha = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t}, \quad (8)$$

$$\gamma = \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t}, \quad (9)$$

ただし、 $D_{1t}$ と $D_{2t}$ はダミー変数であり、以下のように定義される。

$$\text{景気上昇期： } D_{1t} = 1, D_{2t} = 0$$

$$\text{景気下降期： } D_{1t} = 0, D_{2t} = 1$$

これより、(7)式の構造は、景気局面に応じて以下のように変化する。

$$\text{景気上昇期： } h_t - \alpha_1 n_t = \gamma_1 + u_t$$

$$\text{景気下降期： } h_t - \alpha_2 n_t = \gamma_2 + u_t$$

労働調整費用の構造変化を理解するためには、 $\alpha$ の構造変化に注目すればよい。すなわち、回帰係数 $\alpha_1$ と $\alpha_2$ の間に有意な差が観察されれば、景気転換期において労働調整費用に構造変化が生じると結論付けることが可能である。

### 3 データ

日本の銀行部門の月次データを使用する（日本標準産業分類 中分類 62）。データは、常用雇用指数と総実労働時間指数であり、いずれも季節調整済みである。標本期間は、1991年1月から2009年6月である（91年より利用可能であるため）。データの出所は、労働政策研究・研修機構のウェブサイトである。また、景気上昇期と景気下降期は、内閣府による景気基準日付に基づいて分類した。

### 4 分析結果

構造変化を容認した(7)式の推定には、一般化積率法（generalized method of moments;

GMM) が使用された。推定結果は、表 1 に示されている<sup>1)</sup>。

表 1 推定結果

回帰係数	推定値	標準誤差
(A) 景気上昇期		
$\gamma_1$	-0.0010	0.0006
$\alpha_1$	0.4262*	0.1999
(B) 景気下降期		
$\gamma_2$	0.0004	0.0015
$\alpha_2$	3.2086**	0.8327

注) \*\* は 1%水準で有意であることを示し、\* は 5%水準で有意であることを示す。標準誤差の推定には、HAC (heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 共分散行列を使用した。推定方法は、GMM である。操作変数は、 $D_{1t}$ 、 $D_{2t}$ 、 $n_{t-1}D_{1t}$ 、 $n_{t-1}D_{2t}$ 、 $n_{t-2}D_{1t}$ 、 $n_{t-2}D_{2t}$  である。J 統計値は 0.004 であり、その確率値は 0.669 である。したがって、過剰識別制約は棄却されない。

$\alpha_1$ と $\alpha_2$ は正で有意であることが確認されたが、 $\gamma_1$ と $\gamma_2$ は有意ではないことが確認された。これらの結果は、本稿で展開された理論モデルと整合的である。

$\alpha_1$ の推定値は、0.4 である。したがって、景気上昇期では、労働者数の調整費用が相対的に低くなる。これに対して、 $\alpha_2$ の推定値は、3.2 である。したがって、景気下降期では、労働者数の調整費用が相対的に高くなる。以上の結果より、日本の銀行部門の労働調整費用には、景気転換期において構造変化が生じることが確認された。

## 5 おわりに

本稿は、日本の銀行部門のデータを使用して、景気転換期における労働調整費用の構造変化を考察した。実証分析の主な結果は、以下の 2 点にまとめられる：(1) 景気上昇期では、労働者数の調整費用が相対的に低くなる、(2) 景気下降期では、労働者数の調整費用が相対的に高くなる。したがって、日本の銀行部門にとって労働者数の調整（新規採用や解雇など

1) 割引ファクター ( $\beta$ ) の値は 0.999 と仮定している。

の雇用調整)を行いやすい時期は、景気上昇期であると判断される。これに対して、景気下降期では雇用調整の費用が相対的に高くなるため、労働投入量を変更する際には、労働時間の調整のほうが好まれると解釈される。

本稿の分析結果に対して1つの解釈を与える。景気転換期に応じて労働調整費用( $\alpha$ )に構造変化が生じることが確認されたが、注意すべき点は、 $\alpha$ は労働時間の調整費用( $c_H$ )と労働者数の調整費用( $c_N$ )の比率であるということである。つまり、 $\alpha$ の構造変化は、理論上、 $c_H$ または $c_N$ (あるいは両方)の構造変化によって説明されなければならない。本稿は、 $\alpha$ の構造変化に対する1つの解釈として、解雇費用を取り上げる(解雇費用は、労働者数の調整費用に含まれる)。例えば、景気後退期では再就職することが困難であるため、労働者は解雇されることに対して強く抵抗すると考えられる。これは、雇用者の解雇費用(交渉費用や退職金支払)を増大させる。その結果、景気後退期において $c_N$ が上昇し、 $\alpha$ が1よりも大きくなると考えられる。一方、景気上昇期では再就職することがより容易になるため、労働者の抵抗が軽減されるかもしれない。これは、雇用者の解雇費用を減少させるため、 $c_N$ が低下し、 $\alpha$ が1よりも小さくなると考えられる。

表2 銀行部門における労働者の増加数と減少数(前年同期比;%)

(A) 平均					
景気上昇期			景気下降期		
期間	増加数	減少数	期間	増加数	減少数
			92年1月~93年10月	2.62	-1.01
93年10月~97年5月	1.28	2.05	97年5月~99年1月	9.04	5.34
99年1月~00年11月	0.04	-1.10	00年11月~02年1月	-4.52	13.68
02年1月~07年10月	10.93	0.14			
(B) 標準偏差					
景気上昇期			景気下降期		
期間	増加数	減少数	期間	増加数	減少数
			92年1月~93年10月	22.96	14.25
93年10月~97年5月	25.85	21.04	97年5月~99年1月	26.15	28.16
99年1月~00年11月	25.02	23.87	00年11月~02年1月	36.24	50.85
02年1月~07年10月	44.10	26.62			

注) 労働者増加数:採用・転勤等による労働者数の増加。労働者減少数:解雇、転職、転勤等による労働者数の減少。

日本の銀行部門では、景気下降期に雇用調整の費用が相対的に高くなることが分かった。この結果と現実経済を比較検証することは、大変有益である。表4には、労働者の増加数と減少数の平均と標準偏差が示されている。例えば、97年5月～99年1月と00年11月～02年1月の景気後退期では、労働者減少数の平均と標準偏差が特に大きいことが分かる。言い換えれば、かなりの雇用削減が行われていたということである。したがって、これらの景気後退期における銀行部門の労働調整費用は、かなり大きかったと予想される。一方、02年1月～07年10月の景気上昇期では、労働者増加数の平均が大きいため、新規採用が積極的に行われていたことが分かる。景気上昇期では雇用調整の費用が相対的に低くなるという本稿の分析結果は、この事実と整合的である。

本稿の政策的インプリケーションは、以下の通りである。実証分析の結果より、日本の銀行部門における雇用調整の速度が特に遅くなる時期は、景気後退期であると考えられる。例えば、銀行部門で多くの失業者が出た場合、その状態が長期化する可能性がある。そのため、日本の銀行部門では、景気後退期における労働市場政策が特に重要な役割を果たすと考えられる。

#### 参考文献

- Azetsu K., and Fukushige M. (2005) "Job security laws and structural change in the Japanese labor market," *Discussion Papers in Economics and Business*, No.05-31, Osaka University.
- Jaramillo F., Schiantarelli F., and Sembenelli A. (1993) "Are adjustment costs for labor asymmetric? an econometric test on panel data for Italy," *Review of Economics and Statistics*, vol.75, pp.640-648.

