

動学モデルを用いた日本の産業レベルにおける 雇用調整費用に関する実証分析

横 田 耕 祐

本稿では、雇用量と労働時間を変化させる際に発生するそれぞれの調整費用の割合を産業レベルで推定している。同様のアプローチにおける研究では、これまで就労形態別の分析は行われていなかった。そこで、厚生労働省『毎月勤労統計』に基づき、雇用者合計だけではなく一般労働者とパートタイム労働者の就労形態別に分析を行った。就労形態別では、製造業と卸売業・小売業の間に調整費用の割合に大きな違いは観察されなかったが、一般労働者においては製造業の方が雇用調整に相対的に大きい調整費用を要するという結果を得た。また、雇用調整費用に関連して、各産業における雇用調整速度の推計を行った。製造業は卸売業・小売業よりも調整速度が遅いということが検証された。これは資本集約的産業である製造業、労働集約的産業である卸売業・小売業という産業特性を反映したものであると考えられる。

Keywords：雇用調整費用，雇用調整速度，Euler 方程式

1 はじめに

経済環境の変化に応じて、企業の各期における最適な生産量も変化する。通常、企業は固定的生産要素として資本、可変的生産要素として労働や原材料などを投入要素としてモデルを想定しているので、資本ストックにおける動学的調整費用は考慮されることが多い。しかし、実際には生産量の変化に対応して即座に雇用は調整されず、タイムラグが生じているはずである。この遅れは雇用調整速度として計測される。そして、この調整過程の遅れが生じる原因として考えられるのが雇用調整費用の存在である。

本稿は、日本標準産業分類にしたがい、日本の産業において雇用調整費用に対する労働時間調整費用の割合を推計した。また、近年非正規雇用者の割合が増加している状況から、正規労働者および非正規労働者に分類した推計を試みる。計測では、企業の動学的最適化行動から導かれる Euler 方程式を推定するために GMM（一般化積率法）を用いる。

次の第2節では、雇用調整に関わる現状を観察し、第3節では労働の調整費用に関する先行研究を概観する。そして、第4節では雇用量と労働時間の調整費用についての計測を試みる。さらに、第5節では部分調整モデルを用いて各産業の雇用調整速度を推定する。最後に第6節でこれら実証分析の結果を考察する。

2 雇用調整に掛かる調整費用

日本の雇用状況は、いわゆるバブル崩壊期にあたる1990年台初頭以降大きく悪化し、2008年に起こったリーマンショックの影響によりさらなる低迷を続けている。図1には、厚生労働省『毎月勤労統計』における常用雇用指数を時系列に観測したものである。これを見ると、1970年代初頭に起きた第1次オイルショック時に急激に低下し、1980年台においては安定的に推移するものの、1990年代前半には急激に低下している。その後も低迷を続け、2008年にはリーマンショックの影響によりさらに落ち込んでいることがわかる¹⁾。

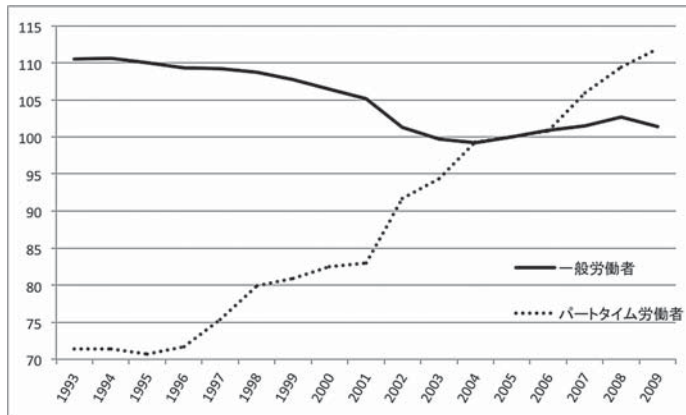
1990年代初頭からの低迷期を就業形態別常用雇用指数で表したものが図2である。一般労働者（正規雇用者）が低下している一方、1990年代初頭に比べてパートタイム労働者（非正規雇用者）²⁾がおおよそ15年で1.5倍に増加しているということは、日本国内の労働環境における現状を反映していると言える。例えば、総務省『労働力調査』によれば、非正規雇用として働く労働者は近年ますます増加しており、2010年には約35%の労働者が非正規雇用であるという事実を確認できる。

図1 常用雇用指数：就業形態計



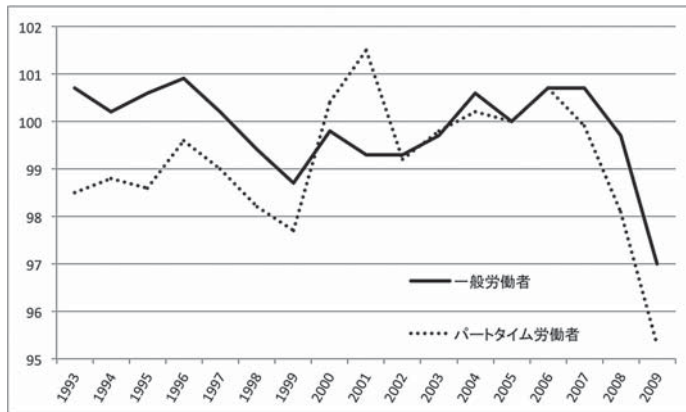
資料：厚生労働省「毎月勤労統計」（2005年基準）

図2 常用雇用指数：就業形態別



資料：厚生労働省「毎月勤労統計」(2005年基準)

図3 総労働時間指数



資料：厚生労働省「毎月勤労統計」(2005年基準)

労働市場の分析でしばしば用いられるように、企業の投入物としての労働を雇用量と労働時間の積で表されるマン＝アワーで捉えると、雇用量だけではなく労働時間の変化についても着目する必要がある。図3は全産業の総労働時間の推移を就業形態別に表したグラフである。企業は経済環境に応じて、雇用量だけではなく労働時間も柔軟に変化させながら生産量を調整していることがわかる。特に、相対的に雇用調整を行いやすいパートタイム労働者においては、雇用量の調整と労働時間での調整がどの程度弾力的に行われているかは興味深いところである。

企業が長期的に最適な生産計画を意思決定する際には、通常固定的生産要素としての資本、可変的生産要素として労働や原材料などを投入要素として想定するが、従来の日本の雇用慣行を考慮すると労働が固定的生産要素の特徴を持つと考えられる。すると、労働

量の調整においても調整費用と呼ばれる長期の最適計画に伴う追加的な費用が発生すると考えられる。実際には、企業は雇用量と労働時間の双方を調整することによって、最適な生産計画を達成しようとしている。

そこで、まず、雇用量を増減させる場合に必要となる具体例を挙げると、雇用する際に必要な求人広告を出すための費用、業務遂行に必要なスキルを習得させるために行う訓練費用、他方解雇する際には、希望退職者の募集には自己都合での退職よりも多くの退職金を支払わなければならないことがある。例えば、太田（2010）では、大量解雇を行うような際には組織全体のモラルが低下する可能性や訴訟リスクの問題が指摘されている。

他方、労働時間を変化させることによる調整費用も発生する。労働時間を増やす場合、特に契約時間を超過するような時にはいわゆる残業手当などの賃金割増しが必要となるだろう。また、減少させる場合には、それが雇用者の所得減少に大きく影響を及ぼすため、雇用者の合意を得るために労働組合との折衝などの調整機会が必要となる。このように、現実には、企業が各期で生産量を最適にするためには、雇用量と労働時間双方の調整が必要でありそれぞれに調整費用が伴うことになる。

次節では、こうした考え方で分析を進めた雇用調整費用と、それに関連した雇用調整速度についての先行研究を概観する。

3 先行研究

雇用調整についての研究アプローチでは、雇用調整速度の観点からなされた分析が多く挙げられる。例えば、メインバンク制と企業の統治構造を対象とした富山（2001）、経営者のタイプ（内部昇進者またはオーナー）と企業統治に焦点を当てた浦坂・野田（2001）、日本の製造企業を対象に分析を行った中尾（2004）などがあり、これらはいずれも企業別の財務データを「部分調整モデル」に適用している。

また、産業レベルの分析も行われており、篠塚（1986）では、部分調整モデルを用いて1971年から1983年の製造業における雇用量と労働時間双方の調整速度を計測している。この結果によると、雇用調整速度に関しては重工業と軽工業の間に整合的な関係性は見出されていないが、労働時間調整については労働集約的な軽工業において有意な結果が得られている。また、井出（1993）では産業大分類に基づいて雇用調整速度の計測を行っているが、一般の認識とは異なり、サービス業の調整速度は固定的で、製造業、建設業、卸売業・小売業については調整速度に大きな違いは観測されていない。

このような雇用調整に関する研究は、現実の雇用量が最適な水準から乖離した場合に、各企業が雇用者の新規雇用や解雇を行いながら最適水準へと近づける際の調整速度を分析するものであった。しかし、何らかの経済状況の変化によって当初の生産計画よりも雇用者が過剰であるとき、即座に解雇をして雇用者を減らとは限らない。当面は状況に応じて労働時間を調整しながら、その後、労働時間の調整で対応しきれない場合に雇用者を減らすことがあるかもしれない。このような観点から、労働の調整を議論する際、雇用だけではなく労働時間という要素も考慮して検証する必要がある。雇用量だけではなく労働時間についても考慮されている雇用調整費用の研究に Azetsu and Fukushige (2009) が挙げられる。この研究では、製造業とサービス業において、雇用者の新規雇用と解雇に必要な調整費用、労働時間調整に掛かる調整費用それぞれの非対称性に関する実証分析が行われている。ここで、調整費用の非対称性とは、雇用者数や労働時間についてそれぞれを増加および減少させる際に必要となる費用が等しくないということを意味している。分析結果によると製造業とサービス業の両産業において雇用に関する調整費用は非対称性であるが、その割合は製造業の方が高いということが明らかとなった。また、労働時間については、製造業では調整費用は対称的であり、サービス業では非対称性が確認され、サービス業の方が労働時間によりウェイトを置いた調整がされていると考えられる。稲垣・神田・谷村・桑原 (2009) では、日本の銀行部門における労働調整の分析に焦点を当てた分析が行われている。その結果によると、日本の銀行部門では、労働時間調整の費用より雇用調整に掛かる費用の方が相対的に低いということがわかっている。さらに、稲垣・小西・川原・金澤 (2009) では、この研究から景気変動に伴う調整費用が構造変化に大きく影響されるという興味深い議論に展開されている。

4 雇用調整と労働時間調整

4.1 モデル設定

これまでに概観した雇用の状況と調整費用および調整速度の先行研究から、まず、本節では、日本の製造業および非製造業における雇用の調整費用と労働時間の調整費用の相対的な割合についての推計を試みる。推計のためのモデルは Azetsu and Fukushige (2009) を単純化した稲垣・神田・谷村・桑原 (2009) に基づいている。

いま、任意の t 期における雇用者数 N_t 、総労働時間 H_t 、賃金 w_t とし、割引率を ρ で表すものとする。また、 t 期における労働力 L_t は $L_t := H_t N_t$ とする。ただし、企業にとつ

では N_t および H_t のみが操作可能 (内生変数) であると仮定する。企業の生産関数は $f(H_t, N_t, \varepsilon_t)$ とし、 $f' > 0$ かつ $f'' < 0$ と仮定する。ここで、 ε_t は t 期の期首に観測された生産の変化 (ショック) を表している。雇用者数、労働時間に関する調整費用は任意の t 期と $(t-1)$ 期の差を変数とする関数で表され、それぞれ $\Phi_N(N_t - N_{t-1})$ 、 $\Phi_H(H_t - H_{t-1})$ とする。任意の $(t-1)$ 期における期待利潤の現在割引価値を次のように定義する

$$V(H_{t-1}, N_{t-1}) = \max_{H_t, N_t} \left[F(H_t, N_t, \varepsilon_t) - w_t H_t N_t - \Phi_N(N_t - N_{t-1}) - \Phi_H(H_t - H_{t-1}) + \rho E_t [V(H_t, N_t)] \right] \quad (1)$$

ここで \mathcal{I}_t は、 t 期までの情報集合に基づく条件付き期待値を表す。 $L_t = H_t N_t$ と定義していたので $F(L_t, \varepsilon_t)$ と書き直すことができる。したがって、関数 F を N_t で偏微分すると次のようになる。

$$\frac{\partial F}{\partial N_t} = \frac{\partial F}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial N_t} = H_t \frac{\partial F}{\partial L_t} \quad (2)$$

各要素の調整費用関数を $\Phi_i(i_t - i_{t-1}) := \frac{\theta_i}{2}(i_t - i_{t-1})^2$ (ただし、 $i = N, H$ かつ $\theta_i > 0$) とする。したがって、次の式を得る。

$$\frac{d}{di_t} \Phi_i(i_t - i_{t-1}) = \theta_i (i_t - i_{t-1}) \quad (3)$$

以上より Euler 方程式は以下のように得ることができる。

$$\frac{\partial F}{\partial N_t} - w_t H_t - \frac{d}{dN_t} \Phi_N(N_t - N_{t-1}) + \rho E_t \left[\frac{d}{dN_{t+1}} \Phi_N(N_{t+1} - N_t) \right] = 0 \quad (4)$$

(2) 式を (4) 式にそれぞれ代入することにより次式を得る。

$$\begin{aligned} H_t \frac{\partial F}{\partial L_t} - w_t H_t - \frac{d}{dN_t} \Phi_N(N_t - N_{t-1}) + \rho E_t \left[\frac{d}{dN_{t+1}} \Phi_N(N_{t+1} - N_t) \right] \\ = \left(\frac{\partial F}{\partial L_t} - w_t \right) H_t - \frac{d}{dN_t} \Phi_N(N_t - N_{t-1}) + \rho E_t \left[\frac{d}{dN_{t+1}} \Phi_N(N_{t+1} - N_t) \right] = 0 \end{aligned} \quad (5)$$

H_t についても同様の操作を行うことにより、

$$\frac{\frac{d}{dN_t}\Phi_{N_t}(N_t - N_{t-1}) - \rho E_t\left[\frac{d}{dN_{t+1}}\Phi_{N_t}(N_{t+1} - N_t)\right]}{H_t} = \frac{\frac{d}{dH_t}\Phi_{H_t}(H_t - H_{t-1}) - \rho E_t\left[\frac{d}{dH_{t+1}}\Phi_{H_t}(H_{t+1} - H_t)\right]}{N_t} \quad (6)$$

となる。これらに (3) 式を代入すると、

$$\frac{\theta_N(N_t - N_{t-1}) - \rho E_t[\theta_N(N_{t+1} - N_t)]}{H_t} = \frac{\theta_H(H_t - H_{t-1}) - \rho E_t[\theta_H(H_{t+1} - H_t)]}{N_t} \quad (7)$$

$\theta := \frac{\theta_H}{\theta_N}$ とし、期待値 E の演算における基本性質を用いることにより次のように変形することができる。

$$\frac{(N_t - N_{t-1}) - \rho E_t[(N_{t+1} - N_t)]}{H_t} = \theta \frac{(H_t - H_{t-1}) - \rho E_t[(H_{t+1} - H_t)]}{N_t} \quad (8)$$

$$E_t \left[\frac{(N_t - N_{t-1}) - \rho(N_{t+1} - N_t)}{H_t} - \theta \frac{(H_t - H_{t-1}) - \rho(H_{t+1} - H_t)}{N_t} \right] = 0 \quad (9)$$

ここで、 θ は雇用調整に掛かる調整費用に対する労働時間調整に掛かる調整費用の割合を表していることがわかる。

$$\frac{(N_t - N_{t-1}) - \rho(N_{t+1} - N_t)}{H_t} = \alpha + \theta \frac{(H_t - H_{t-1}) - \rho(H_{t+1} - H_t)}{N_t} + u_t \quad (10)$$

ただし、 α は定数項、 u_t は誤差項を表すものとする。したがって、 $\theta = \frac{\theta_H}{\theta_N} < 1$ ならば雇用量的変化に伴って掛かる調整費用の方が、労働時間の変化に伴う調整費用よりも大きいことを意味する。(10) 式を用いて、雇用調整と労働時間調整それぞれに要する調整費用の相対的な割合を検証する。

4.2 雇用調整費用に関する実証分析

ここでは前項の (10) 式を用いて雇用調整費用に関する実証分析を試みる。計測に用いるデータは、厚生労働省『毎月勤労統計』の指数より、雇用量 N_t は常用雇用指数、総

労働時間 H_t は総労働時間指数を用いた。対象産業は下記の13産業であるが、それぞれの産業によって得られるデータの期間が異なるため、鉱業／建設業／製造業／電気・ガス・熱供給・水道業については1995年1月から2009年12月までの月次データ、情報通信業／運輸業／卸売業・小売業／金融業・保険業／不動産業／飲食店・宿泊業／教育・学習支援業／医療・福祉については2000年1月から2009年12月までの月次データを用いている。

(10)式の左辺 $\frac{(N_t - N_{t-1}) - \rho(N_{t+1} - N_t)}{H_t}$ を y 、右辺第2項の $\frac{(H_t - H_{t-1}) - \rho(H_{t+1} - H_t)}{N_t}$ を x とすると、(10)式は $y = \alpha + \theta x + u$ と単回帰式として書き直すことが出来る。この推定モデルには、計算のプロセスで示したように合理的期待変数を含む Euler 方程式が存在する。したがって、一致推定量を得るために Hansen (1982) および Hansen and Singleton (1982) によって示された GMM (一般化積率法) の HAC (Heteroskedasticity and Autocorrection Consistent) モデルを用いて α と θ を推定する。また、実際に推定を行うには割引率 ρ を考慮する必要があるが、Azetsu and Fukushige (2009)、稲垣・神田・谷村・桑原 (2009) で用いられた $\rho = 0.999$ を採用する。

このような仮定の下で計測を行った結果、一般労働者とパートタイム労働者を合わせた就労形態計において、雇用調整と労働時間調整における相対的な調整費用の割合は表1のような推計値が得られた。雇用者の調整費用と労働時間の調整費用の相対的な比率を表した θ を見ると、プラスで1以下の係数値が有意に得られたのは、建設業、製造業、運輸業および卸売業・小売業である。一般に、製造業は資本集約的産業であり、設備に習熟するための技能形成が必要となるため、雇用および解雇時には調整費用が大きくなると思われる。一方、卸売業・小売業は労働集約的産業で、製造業よりも伸縮的に雇用調整を行っていると考えられる。したがって、 $\theta = \frac{\theta_H}{\theta_N}$ は卸売業・小売業よりも製造業の方が小さな値となることが予想される。しかし、計測結果によれば、就労形態計においては製造業では0.030、卸売業・小売業では0.033となり大きな相違は見られなかった。

これまでの研究では、一般労働者、パートタイム労働者というように就労形態別の分析が行われてこなかった。しかし、非正規雇用者割合が年々増加傾向にある中で労働市場をより精緻に分析するためには、労働者を雇用形態別に正規雇用者と非正規雇用者に分けた必要がある。そこで、本稿では厚生労働省による毎月勤労統計調査に基づいて一般労働者とパートタイム労働者を区別した分析を行った。このような就労形態別の分析結果が表2、表3である。

一般労働者についての計測結果を表2で検討すると、鉱業、建設業、製造業、運輸業

表 1 推計結果 (就労形態：計)

係数	鉱業	建設業	製造業	電気他	情報通信業
α	-4.47E-06 (0.828)	-1.69E-06 (0.704)	-8.81E-05 (0.745)	-3.76E-05 (0.921)	-1.65E-06 (0.809)
θ	0.222 (0.194)	0.056 *** (0.003)	0.030 *** (0.0000)	0.023 (0.121)	-0.037 (0.493)
係数	運輸業	卸売業・小売業	金融業・保険業	不動産業	飲食店・宿泊業
α	-3.82E-05 (0.841)	-8.06E-05 (0.773)	4.68E-05 (0.942) ***	-4.25E-05 (0.961)	-1.57E-8 (0.805)
θ	0.023 * (0.085)	0.033 ** (0.035)	-0.085 (0.003)	0.002 (0.956)	-0.052 (0.375)
係数	教育・学習支援業	医療・福祉			
α	-5.57E-08 (0.449)	-6.11E-05 (0.908)			
θ	0.030 (0.116)	-0.017 (0.663)			

注：1) *** は有意水準1%，** は5%，* は10%を表す。

2) () 内の数値はP値を表す。

3) E-01 は10⁻¹を表す。

表 2 推計結果 (就労形態：一般)

係数	鉱業	建設業	製造業	電気他	情報通信業
α	-2.92E-08 (0.851)	-2.04E-08 (0.669)	-6.71E-05 (0.830)	-2.75E-05 (0.942)	4.56E-05 (0.956)
θ	0.200 * (0.084)	0.051 * (0.010)	0.023 ** (0.002)	0.022 (0.135)	-0.105 (0.151)
係数	運輸業	卸売業・小売業	金融業・保険業	不動産業	飲食店・宿泊業
α	-5.44E-05 (0.897)	-6.86E-05 (0.940)	8.33E-05 (0.900)	-4.35E-08 (0.602)	1.12E-08 (0.951)
θ	0.055 ** (0.047)	0.069 * (0.052)	-0.061 ** (0.027)	0.059 (0.320)	-0.430 * (0.069)
係数	教育・学習支援業	医療・福祉			
α	8.70E-06 (0.990)	-1.67E-08 (0.810)			
θ	-0.010 (0.543)	-0.046 (0.320)			

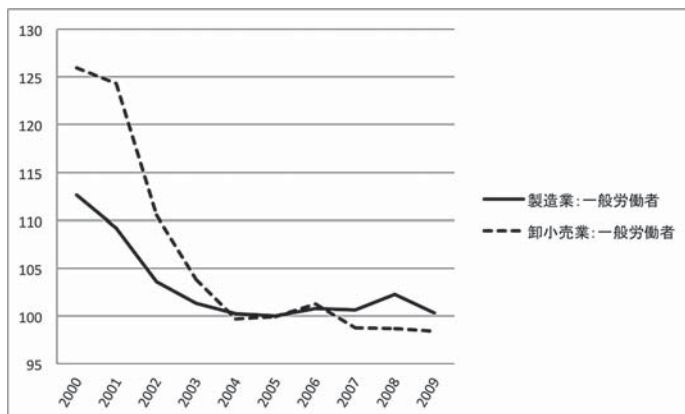
表 3 推計結果 (就労形態：パート)

係数	鉱業	建設業	製造業	電気他	情報通信業
α	-2.38E-05 (0.857)	-1.93E-05 (0.999)	-2.17E-04 (0.815)	-8.49E-05 (0.953)	-9.13E-04 (0.827)
θ	2.099 *** (0.000)	1.582 * (0.071)	0.081 * (0.052)	-0.007 (0.745)	-0.219 (0.483)
係数	運輸業	卸売業・小売業	金融業・保険業	不動産業	飲食店・宿泊業
α	-1.39E-04 (0.962)	-1.09E-04 (0.916)	-7.43E-04 (0.879)	2.13E-05 (0.564)	-3.31E-04 (0.810)
θ	0.048 (0.731)	-0.086 (0.374)	-0.016 (0.982)	-0.330 (0.246)	0.048 (0.668)
係数	教育・学習支援業	医療・福祉			
α	-3.10E-05 (0.190)	7.97E-04 (0.678)			
θ	0.177 *** (0.007)	0.102 (0.595)			

および卸売業・小売業についてはプラスで1以下の係数値が有意に得られた。製造業と卸売業・小売業の係数値に注目すると、就労形態計のケースとは異なり製造業の係数値0.023に対して、卸売業・小売業の係数値が0.069と製造業より大きな値を示している。これは、卸売業・小売業の方が雇用調整に掛かる調整費用が小さいことを意味しており、技能の習熟に時間を要する製造業と、技能形成に多くの時間を要さない卸売業・小売業との違いを示している。

図4および図5³⁾は、製造業と卸売業・小売業における一般労働者の常用雇用指数と総労働時間指数の推移を表したグラフである。常用雇用指数、総労働時間指数ともに概ね同じような動きを示しているが、実際に、製造業は労働時間、卸売業・小売業は雇用量的変化が大きくなっていることを確認できる。

図4 常用雇用指数の比較



資料：厚生労働省「毎月勤労統計」（2005年基準）

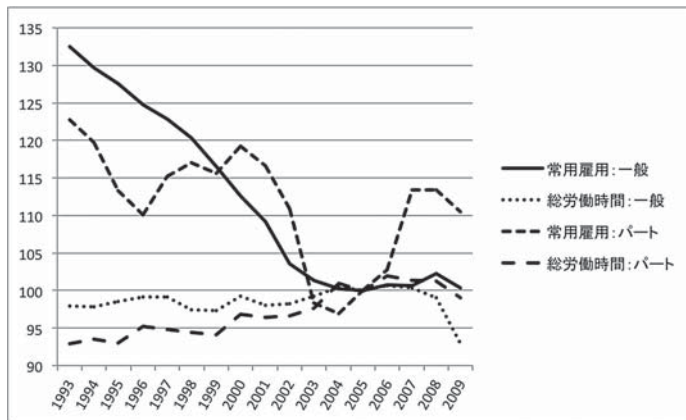
図5 総労働時間の比較



資料：厚生労働省「毎月勤労統計」（2005年基準）

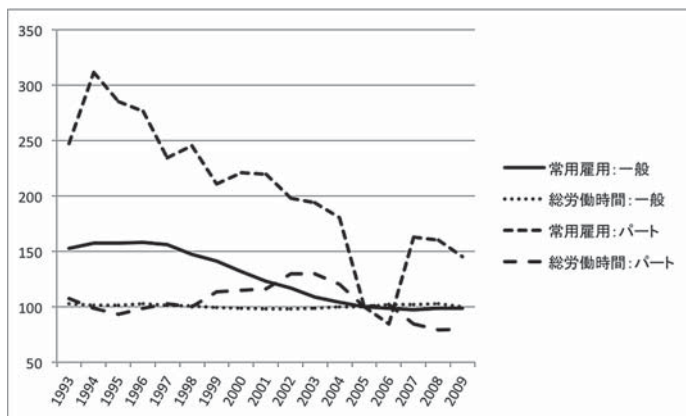
次に、パートタイム労働者に関する結果が表3である。製造業、教育・学習支援業についてはプラスで1以下の係数値が有意に得られ、鉱業、建設業ではプラスで1以上の係数値が有意に得られた。先の一般労働者のケースと同様に、ここでの結果においても製造業が最も小さい係数値で推定されている。ここでの分析の特徴的な結果は、鉱業および建設業では係数値が1を超えている点である。すなわち、これらの産業では労働時間で調整する方が雇用量で調整するよりも相対的に高い調整費用が発生することを意味している。図6および図7は、製造業と建設業の一般労働者とパートタイム雇用の2000年から2009年までの常用雇用および総労働時間指数の推移を表したグラフである。グラフから明らかなように、製造業に比べ建設業のパートタイム労働者は常用雇用の変動よりも総労働時間の変動の方が大きいことがわかる。

図6 製造業



資料：厚生労働省「毎月勤労統計」（2005年基準）

図7 建設業



資料：厚生労働省「毎月勤労統計」（2005年基準）

本節では、雇用量と労働時間を変化させる際に発生する調整費用の相対的割合 $\theta = \frac{\theta_H}{\theta_N}$ を計測した。製造業は、就労形態計、就労形態別の一般労働者およびパートタイム労働者のいずれにおいても概ね最も小さい値を得た。つまり、どの分類においても製造業では雇用調整に掛かる費用が相対的に大きいことから、経済環境が変化した際に必要となる生産調整の際、他の産業と比べて雇用者の増員や解雇に関して硬直的であると考えられる。特に、就労形態別に行った計測から得られたということは、製造業においては技能形成のための人的投資に費用が掛かり柔軟な雇用調整が行われにくいと言える。また、 θ の値が小さいという製造業の特質から、1990年代初頭以降の不況期において、製造業は労働生産性が低下し「労働の保蔵」が発生しやすい産業だと推測できる。この「労働の保蔵」と密接な関係があるのが雇用調整速度である。次節では、産業レベルでの雇用調整速度の計測を行う。

5 雇用調整速度

5.1 モデル設定

本節では、部分調整モデルを用いて各産業の雇用調整について分析する。任意の t 期における雇用量を L_t 、最適雇用量を L_t^* とする。 t 期の最適雇用量 L_t^* と $t-1$ 期に実際に雇用された雇用量 L_{t-1} との差 $L_t^* - L_{t-1}$ が、雇用調整速度 λ ($0 < \lambda < 1$) の割合で調整されると考える。すなわち、

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \lambda (\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) \quad (11)$$

である。このことから、 λ が 1 に近いほど、現実の雇用量は理想的な水準に速く収束することを意味しているとわかる。最適雇用量 L_t^* はコブ＝ダグラス型生産関数から導かれるとし、

$$\ln L_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 \ln W_t \quad (12)$$

とする。ただし、 Y_t 、 W_t はそれぞれ t 期における実質産出高、実質平均賃金を表すものとする。したがって、以上から求められる誘導型は次式で表される。

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_L \ln L_{t-1} + \beta_Y \ln Y_t + \beta_W \ln W_t + u_t \quad (13)$$

ここで、 $\lambda = 1 - \beta_L$ なので、 β_L （ただし、 $0 \leq \beta_L \leq 1$ ）が0に近い方が雇用調整の速度が速いことを意味する。(13)式を用いて、産業別の雇用調整速度を推定する⁴⁾。

5.2 雇用調整速度に関する実証分析

前項の(13)式を推計するにあたり、ここでは、雇用量、産出高および平均賃金のデータについては、1975年から2010年までの財務総合政策研究所『財政金融統計月報』の「法人企業年報」を使用した。そして、実質化に際し、産出高については内閣府経済社会総合研究所『国民経済計算』のGDPデフレーター⁵⁾を、賃金は厚生労働省『毎月勤労統計』の名目賃金指数でデフレートしている。このモデルの推定にはOLS（最小2乗法）を用いた。2001年から2010年までは産出高と雇用量との関係において、同じ産出高を得るのにより多くの雇用量が必要であるという生産性の低下が散布図により確認されたため、この期間についてはダミー変数を用いている。こうしたデータを用いて調整速度を計測した結果が表4である。

雇用調整速度 β_L に関して、陸運業を除き $0 \leq \beta_L \leq 1$ で有意な値が得られた。系列相関を検定するDurbin-Watson比については、いずれも概ね系列相関が検出されないという

表4 産業別雇用調整速度の推計結果

	β_L	β_Y	β_W	β_0	Dum	DW
鉱業	0.830 *** (0.000)	0.204 ** (0.050)	-0.182 (0.593)	-0.741 (0.624)	-0.191 ** (0.027)	2.531
建設業	0.506 *** (0.000)	0.278 *** (0.001)	-0.025 (0.926)	2.334 * (0.068)	0.004 (0.892)	2.409
製造業	0.737 *** (0.000)	0.053 ** (0.039)	-0.527 ** (0.036)	4.151 ** (0.014)	-0.083 *** (0.001)	2.095
電気業	0.852 *** (0.000)	0.015 * (0.051)	-0.069 ** (0.045)	1.681 (0.276)	-0.018 (0.164)	1.644
ガス・水道・ 熱供給	0.663 *** (0.000)	-0.010 (0.747)	-0.001 (0.994)	3.769 *** (0.002)	-0.055 ** (0.049)	2.258
陸運業	-0.010 *** (0.000)	0.927 *** (0.000)	-0.121 (0.595)	4.334 *** (0.000)	-0.022 (0.418)	1.863
水運業	0.640 *** (0.000)	0.490 *** (0.000)	-0.219 (0.569)	-3.098 * (0.098)	-0.178 ** (0.024)	2.546
卸売業・小売業	0.631 *** (0.000)	0.268 *** (0.001)	-0.666 *** (0.008)	1.361 ** (0.044)	0.025 (0.270)	2.168
不動産業	0.625 *** (0.000)	0.230 ** (0.044)	-0.464 * (0.055)	1.571 (0.249)	0.106 ** (0.014)	2.142

良好な結果が得られた。第4節の雇用調整費用の分析では、どの分析においても製造業は労働時間調整よりも雇用調整によって発生する調整費用の方が相対的に最も大きいという結果を得た。このことから、製造業は他の産業よりも雇用調整が遅いと推測される。この推計結果から、鉱業、電気業に次いで製造業の雇用調整速度は遅いことになり、前節の推計結果とも整合的であると言える。また、一般に労働集約的な卸売業・小売業は資本集約的な製造業よりも調整速度が早いと考えられているが、ここでの推計においても卸売業・小売業の0.631という係数値は製造業の0.737という値を下回っている。この計測では雇用量として就労形態別のデータを用いていない点に注意を要するが、この結果は第4節での一般労働者に関する推計結果とも合致する。

6 結 語

本稿では、雇用量と労働時間を変化させる際に生じる調整費用の割合を動学的モデルを用いて導出し、産業レベルでその割合の計測を行った。同様のアプローチにおける研究では、これまで就労形態別の分析は行われておらず、非正規雇用者割合が増加している近年の労働市場を分析するには不十分であったと言える。そこで、本稿では雇用者合計だけでなく、厚生労働省『毎月勤労統計』によって、正規雇用者にあたる一般労働者と、非正規雇用にあたるパートタイム労働者に分類して就労形態別の推計を行った。雇用者合計での分析では、製造業と卸売業・小売業の間に調整費用の割合に大きな違いは観察されなかった。しかし、正規雇用者においては製造業で雇用調整が相対的に大きい調整費用を要するという結果を得た。これは資本集約的産業である製造業、労働集約的産業である卸売業・小売業という産業特性と一致している。また、雇用調整費用に関連して、各産業における雇用調整速度の推計を行った。その結果、製造業は卸売業・小売業よりもその調整速度は遅いということが確認された。

今後の課題として以下の2点が挙げられる。第1点は、製造業の分類を細かくし、例えば、日本標準産業分類の中分類にしたがって製造業の分析を行うことである。第4節では日本標準産業分類の大分類にしたがって、雇用量と労働時間それぞれに生じる調整費用割合の分析を行っている。しかし、2008年の『労働力調査年報』によると、製造業に従事する労働者は全労働者のうち約18%を占めている。今後の日本の労働市場を考える際に、製造業のより精緻な分析が必要となるだろう。また、第4節で行ったように、就労形態別に各産業の雇用調整速度を推計することも課題となる。

第2点目として、第5節における分析についてはデータの制約から各産業の労働者合計を使った分析にとどまっている。しかし、第4節の推計結果では、一般労働者に限定することにより製造業と卸売業・小売業では相対的調整費用の明確な違いが得られた。さらに、鉱業、建設業においては一般労働者とパートタイム労働者との調整費用の計測値が著しく異なっていた。このことから、就労形態別の分析を行うことが重要な課題となる。

注

- 1) バブル崩壊の1990年以降、日本の労働市場の特徴としては、持続的な失業率の上昇および非正規雇用労働者の急増が挙げられるであろう。これらについては、照山(2010)によって丁寧にまとめられているだけでなく、本稿で分析している雇用調整費用や雇用調整速度も詳しく説明されている。
- 2) パートタイム労働者とは、(1) 常用労働者のうち1日の所定労働時間が一般の労働者より短い者、または、(2) 1日の所定労働時間が一般の労働者と同じであるが1週間の所定労働日数が短い者と定義されている。パートタイム労働者以外の常用労働者が一般労働者に相当する。
- 3) 2000年から2009年までの厚生労働省『毎月勤労統計(2005年基準)』をもとに、一般労働者に関する常用雇用指数と総労働時間指数の月次データを年平均にしている。図6、図7も同様に作成している。
- 4) ここでは富山(2001)、浦坂・野田(2001)と同様のモデルを用いている。
- 5) 1975年から2010年までの連続的なデフレーターは得られないため、68SNAと93SNAを用いて2005年基準にデータを加工している。そのため、この方法では若干正確性に欠けることとなる。

参考文献

- Azetsu, K. and Fukushige, M. (2009) "The estimation of asymmetric adjustment costs for the number of workers and working hours - empirical evidence from Japanese industry data," *Applied Economics Letters*, Vol.16, pp.995-998.
- Hansen, L. P. (1982) "Large-sample properties of method of moments estimator," *Econometrica*, Vol.50, pp.1029-1054.
- Hansen, L. P. and Singleton, K. (1982) "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models," *Econometrica*, Vol.50, pp.1269-1286.
- 井出多加子(1993)「ECMによる産業別雇用調整速度の計測—マクロ経済へのインプリケーション」『経済学研究』第24号, pp.1-22.
- 稲垣一之・神田裕也・谷村修一・桑原真之介(2009)「日本の銀行部門における労働調整」『尾道大学経済情報論集』第9巻, 第2号, pp.267-274.
- 稲垣一之・小西あゆみ・川原祐哉・金澤孝恵(2009)「景気転換期における労働調整費用の構造

- 変化』『尾道大学経済情報論集』第9巻, 第2号, pp.275-282.
- 浦坂純子・野田知彦(2001)「企業統治と雇用調整 . 企業パネルデータに基づく実証分析」『日本労働研究雑誌』第488号, pp.52-63.
- 太田聡一(2010)「雇用調整」『日本労働研究雑誌』第597号, pp.6-9.
- 篠塚英子(1986)「製造業における雇用調整:1971-1983年」『日本経済研究』第15号, pp.61-72.
- 照山博司(2010)「1990年代以降の労働市場と失業率の上昇」『日本労働研究雑誌』第597号, pp.2-5.
- 中尾武雄(2004)「日本製造企業の雇用調整行動の実証的分析—誤差修正モデルの調整速度を用いた回帰分析—」『経済学論叢』第55巻, 第4号, pp.1-24.
- 富山雅代(2001)「メインバンク制と企業の調整費用」『日本労働研究雑誌』第488号, pp.40-51.