

情報サービス産業の雇用調整と外注化

奥井めぐみ

（金沢学院大学助教授）

本研究では、情報サービス産業の雇用調整が速いのか遅いのか、そして、他産業と比較して高い外注加工費が雇用調整速度にどのような影響を与えるのかを、日本の代表的な製造業である電気機器産業との比較で検討する。情報サービス産業は今後の成長が期待されるため、この産業の雇用調整速度は産業全体の雇用調整速度に大きな影響を与えると予想される。分析に利用したのは、企業レベルのパネルデータで、対象期間は1990年代である。部分雇用調整モデルには被説明変数の1期ラグが説明変数に含まれているが、代表的な先行研究ではこの点を考慮せずに分析している。本研究では、この問題を解決するために、階差をとった式を操作変数法で推計した。主な結果は以下の点である。(1)情報サービス産業の上場企業では、雇用調整速度が特に速い。(2)2期連続赤字期における雇用調整速度の加速は、観察されなかった。(3)情報サービス産業の上場企業では、外注費変化率の絶対値が大きい（小さい）企業ほど雇用調整速度は遅い（速い）が、それ以外のグループでは、外注費変化率の絶対値が大きい（小さい）と雇用調整速度は速く（遅く）なり、外注の調整と雇用の調整とは同時に行われる。

目次

- I はじめに
- II 情報サービス産業の職種構成
- III 情報サービス産業と雇用に関する先行研究
- IV 利用データ
- V 部分雇用調整モデルの導出
- VI 推計結果
- VII むすび

I はじめに

本研究は、情報サービス産業の雇用調整速度を分析するものである。平成13年版労働経済白書の「情報通信技術関連産業の雇用」（p. 101, 資料出所：総務省統計局「事業所・企業統計調査」）によると、1996年から1999年にかけて、製造業では従業員が減少しているのに対し、情報サービス産業で従業員の増加が観察されており、この産業の

雇用が伸びつつあることがうかがえる。情報サービス産業の雇用調整速度が他の産業に比べて速ければ、今後この産業が成長することにより、日本の雇用の流動化も進むことが予想される。

情報サービス産業の雇用調整速度に関しては、速い・遅いの両方の予想が立てられる。まず、今野・佐藤（1987）がソフトウェア産業に関する研究で指摘したように、内部労働市場が未整備であるならば、雇用調整速度が速くなると予想される。彼らは、「（ソフトウェア産業は）人事制度や教育制度の整備が企業成長になかなか追いつかない」ので、「（技術者は）企業への勤続志向が弱く転社志向が強い」と述べている。そうであれば、他の産業に比べて、企業は雇用調整がしやすくなるだろう。あるいは、情報サービス産業に従事する労働者の技能が一般的技能の部分が多いとすれば、それも雇用の流動化を促進し、雇用調整を容易にするであろう。

一方で、情報サービス分野の技術者の不足から雇用調整が遅れることも考えられる。上述した平成13年版労働経済白書の第5-(2)-1図(p.140)では、情報処理技術者の充足率が全職業に比べて低いことが示されている¹⁾。2000年においては、全職業の充足率が20%程度なのに対し、情報処理技術者のそれは5%程度である。

さらに、情報サービス産業は外注費比率が高いという特徴を持つ²⁾。佐野(2001)は、ソフトウェア産業において、企業は、外注化による人件費の削減と、納期等の不確実性による管理コストの増加とのトレードオフによって、外注化を行うかどうかの選択をすると指摘している。そうであれば、外注化が進んでいる企業では雇用調整が遅れると予想される。

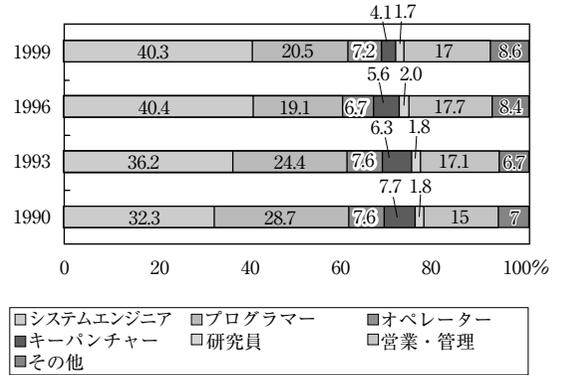
本研究では、情報サービス産業の雇用調整速度が速いのか遅いのか、そして、外注加工費が雇用調整速度にどのような影響を与えるのかを、日本の代表的な製造業である電気機器産業との比較で検討する。分析に利用したのは、企業レベルのパネルデータで、対象期間は1990年代(1991~1999年)である。

また、本研究の特徴の一つとして、部分雇用調整モデルを推計する際、説明変数に被説明変数の1期ラグの項が含まれていることを考慮した点があげられる。先行研究では、この点を考慮して分析したものが少ない。そこで本研究では、先行研究と同様に1期ラグの項が含まれていることを考慮せずに分析した結果と、1期ラグの項が含まれていることを考慮した結果との比較も行った。

本研究の主な結果は以下の点である。(1)情報サービス産業の上場企業では、雇用調整速度が特に速い。(2)2期連続赤字期における雇用調整速度の加速は、観察されなかった。(3)情報サービス産業の上場企業では、外注費変化率の絶対値が大きい(小さい)企業ほど雇用調整速度は遅い(速い)が、それ以外のグループでは、外注費変化率の絶対値が大きい(小さい)と雇用調整速度は速く(遅く)なり、外注の調整と雇用の調整とは同時に行われる。

以下、IIでは、情報サービス産業の職種構成を紹介する。IIIでは、情報サービス産業と雇用に関

図1 情報サービス業における職種別従業員数構成比の推移



出所：日本労働研究機構「労働経済白書」。

する先行研究を取り上げ、IVでは、分析に利用する企業財務データの説明と主な変数の時系列変遷を示す。Vでは、部分雇用調整モデルを示し、VIに分析結果を提示する。VIIは結びである。

II 情報サービス産業の職種構成

情報サービス産業はどのような職種で構成されているのか。労働経済白書より、1990年代における情報サービス産業の職種別従業員比率の推移を図1に示す。情報サービス産業を構成する主要な職種は、システムエンジニアが最も多く、続いてプログラマーである。これらの職種は、専門性が高く、かつ、汎用性のあるものである。したがって、企業外部の労力で置き換えることが比較的容易であろう。このことから、情報サービス産業においては雇用調整速度が速いと予想される。

また、職種構成の90年代の推移に関して、同白書では、「システムエンジニア(SE)が拡大する一方、プログラマー、キーパンチャーの比率が縮小している(図1)」ことを指摘している。この原因として、「情報化による業務の統合化やネットワーク化の進展によって、システム分析・設計といった業種の比重がたかまってきている一方で、パッケージソフトウェアの普及等からプログラミング作業やキーパンチャー業務が軽減されてきたことによるものと考えられる」との予測をたてている。パッケージソフトウェアは使い方さえ習得すれば、企業特殊な熟練を要しないものであり、この普

及も、外部の労力を利用しやすくしている大きな原因であるといえる。

Ⅲ 情報サービス産業と雇用に関する 先行研究

IT 関連産業に雇用の吸収効果があるかどうかは、国の IT 化政策とも関連して、注目されている。平成 13 年版労働経済白書は、情報通信技術革新の雇用に及ぼす影響を推計している (pp. 109-111)。情報通信技術活用部門への需要増に伴う雇用増と情報通信技術提供部門への需要増に伴う雇用増は併せて 450 万人近くにはのぼり、労働生産性の向上による雇用減 (300 万人弱) を補って余りある。

一方、岸 (2002) は 80 年代から 90 年代にかけての産業別労働生産性を推計し、技術変化が雇用に与える影響を分析している。その中で、日本の情報サービス産業は他の産業からの影響を強く受けていることを示し、情報サービス産業の拡大のためには、その他のサービス産業からの情報サービス需要が増大しなければならないとしている。

このように、情報サービス産業と雇用に関する研究は、雇用吸収の可能性が中心である。本研究では、情報サービス産業の雇用調整速度について分析するため、情報サービス産業の雇用の吸収力について直接調べるものではない。しかし、①国際的に情報化が進んでいること、②学校教育においてコンピューターを用いた情報処理に力が入られている、新卒労働市場において文系の学生に対する SE の枠が比較的多い、など若年層の労働市場と情報サービス産業との関係が深いことから、情報サービス産業の雇用調整速度を検討することは、今後日本において雇用の流動化が進むか否かを考える上で重要である。

Ⅳ 利用データ

分析には、日本政策投資銀行が作成する企業財務データより、電気機器産業と情報サービス産業のパネルデータを利用した。対象としたのは、1990 年から 1999 年³⁾ のすべての年においてデー

タが存在する企業である。電気機器産業は、製造業を代表する産業であることから、情報サービス産業との比較対象としている。

情報サービス産業としては、日本政策投資銀行業種コードより、中科目の「情報サービス」に相当する「広告業」「電算機関係情報サービス」「ソフトウェア」「その他情報サービス」を選択した⁴⁾。最終的に分析に利用したのは、電気機器産業の上場企業 181 社、店頭公開企業 34 社⁵⁾、IT 関連産業の上場企業 16 社、店頭公開企業 12 社である。

以下、上場、店頭公開企業別に、電気機器産業と情報サービス産業の利用データの記述統計量を示す (表 1)。

次に、分析に利用したサンプルより、産業別、上場・店頭公開企業別に、従業員数と経常利益、外注費比率が、時系列的にどのように変化したかを示す (図 2)。

上場企業では、電気機器産業に比べ、情報サービス産業のほうが、従業員数が少ないのがわかる。経常利益は 1993 年から 1994 年にかけて平均がマイナスとなっている産業がある。また、外注費比率として、売上高に占める外注加工費の比率 (%) を用いた。上場企業、店頭公開企業ともに、電気機器産業の外注費比率が 10% 前後なのに対し、情報サービス産業は 20% 前後である。情報サービス産業の外注費比率が、電気機器産業の 2 倍も高いことがわかる。さらにその推移をみると、電気機器産業では横ばいなのに対し、情報サービス産業の外注費比率は、1990 年代後半以降、上昇傾向にある。興味深いことに、情報サービス産業の上場企業において、従業員数の変化、経常利益と外注費比率の変化とは似たような動きをしている。

V 部分雇用調整モデルの導出

1 基本的な部分雇用調整モデル

基本的な部分雇用調整モデルは、調整速度を λ とすると以下のようなものである⁶⁾。

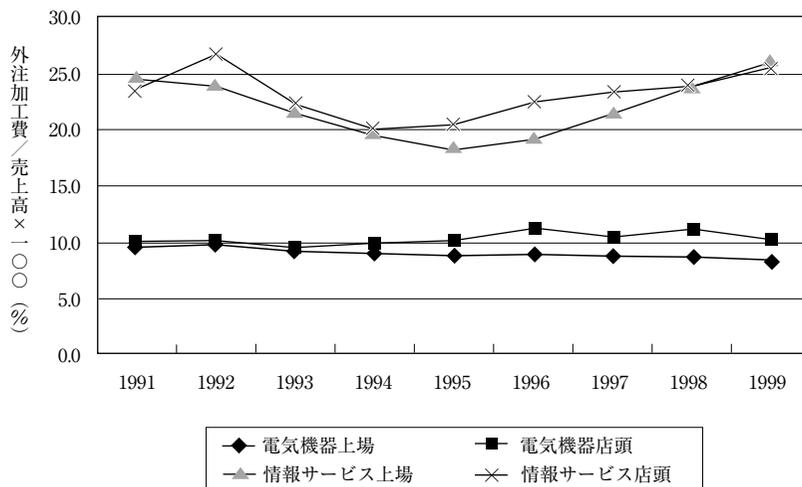
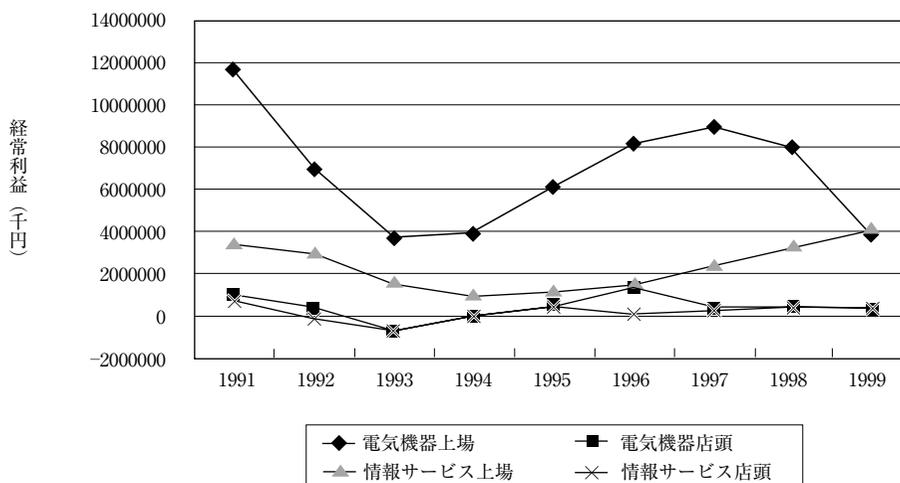
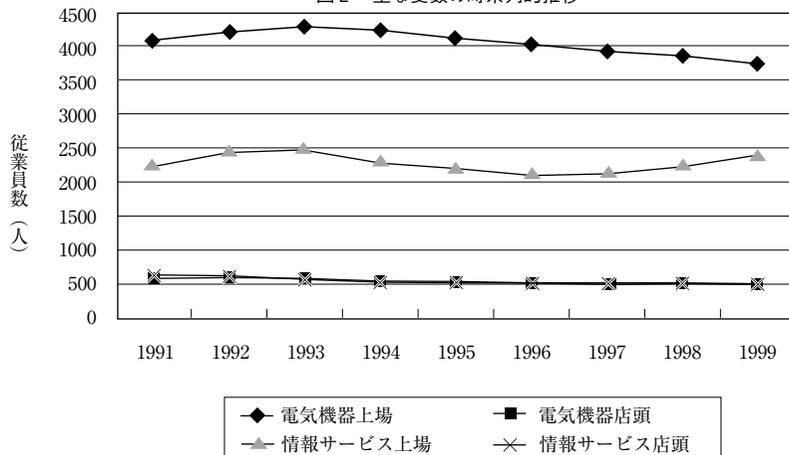
表1 サンプルの記述統計量 (1991~1999年)

電気機器産業 (上場)				
	平均	分散	最小値	最大値
付加価値 (千円)	43637200	119570000	-3920000	906735000
従業員数 (人)	4047	10537	41	81488
経常利益 (千円)	6846630	20237200	-118842000	256506000
賃金 (平均月収×12) (千円)	4005	666	2047	6351
賃金 (給与手当/従業員数) (千円)	5118	1963	62	14987
外注加工費 (千円)	6649577	22151500	0	338267000
企業数	181			
サンプル数	1629			
電気機器産業 (店頭)				
	平均	分散	最小値	最大値
付加価値 (千円)	5203035	806587	-3582000	49359000
従業員数 (人)	557	803	11	4953
経常利益 (千円)	493363	3009977	-27462100	20655300
賃金 (平均月収×12) (千円)	3892	687	2371	6132
賃金 (給与手当/従業員数) (千円)	4594	1911	176	13417
外注加工費 (千円)	1097850	1122268	0	6191104
企業数	34			
サンプル数	301 ¹⁾			
情報サービス産業 (上場)				
	平均	分散	最小値	最大値
付加価値 (千円)	16345700	9903452	2970000	48416000
従業員数 (人)	2289	1488	518	8215
経常利益 (千円)	2453148	2196693	-1853320	10753900
賃金 (平均月収×12) (千円)	3852	647	2338	5733
賃金 (給与手当/従業員数) (千円)	4826	1775	315	8731
外注加工費 (千円)	8488382	7889545	0	41445700
企業数	16			
サンプル数	144			
情報サービス産業 (店頭)				
	平均	分散	最小値	最大値
付加価値 (千円)	3448186	2036320	489001	9794000
従業員数 (人)	553	315	176	1597
経常利益 (千円)	185688	711729	-4799250	1671614
賃金 (平均月収×12) (千円)	3515	526	2538	4803
賃金 (給与手当/従業員数) (千円)	4213	1677	260	6476
外注加工費 (千円)	1658904	1358097	121903	7038961
企業数	12			
サンプル数	108			

注:

- 1) 電気機器産業 (店頭) は、1999年の外注加工費が欠損値になっている企業が5社あったので、その5サンプルを落とした記述統計量である。

図2 主な変数の時系列的推移



$$\ln L_{it} - \ln L_{it-1} = \lambda (\ln L_{it}^* - L_{it-1}) \quad (5.1)$$

ここで、 L_{it} は企業*i*の*t*期における期末従業員数である。 L_{it}^* は*t*期における最適雇用者数を表す。 λ は調整速度である。CES型の生産関数を仮定して得られる最適雇用者数 L_{it}^* は、賃金と生産量との関数で表すことができる⁷⁾。

$$\ln L_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln Y_{it} + \alpha_2 \cdot \ln w_{it} \quad (5.2)$$

Y_{it} は企業*i*の*t*期における付加価値⁸⁾、 w_{it} は企業*i*の*t*期における従業員1人当たり年間賃金⁹⁾である。本研究では、付加価値は、営業利益、人件費、減価償却費の和を利用した¹⁰⁾。ここで、人件費は、役員報酬、従業員給与手当、福利厚生費、退職給与引当金繰入、企業年金、労務費の和、また、減価償却費は、製造原価中の減価償却費と販売管理費中の減価償却費の和である。 α_1 はプラス、 α_2 はマイナスの値をとる。(2)式を(1)式に代入すると、以下の式が導出される。

$$\ln L_{it} = \lambda \cdot \alpha_0 + \lambda \cdot \alpha_1 \cdot \ln Y_{it} + \lambda \cdot \alpha_2 \cdot \ln w_{it} + (1 - \lambda) \cdot \ln L_{it-1} + u_{it} \quad (5.3)$$

u_{it} は誤差項である。ここで、利用したデータはパネルデータであることから、誤差項には、年や個々の企業の個別属性が含まれる。また、説明変数に被説明変数の1期ラグの項($\ln L_{it-1}$)が含まれる。上のモデルを通常のパネル分析で用いられる固定効果モデルや変動効果モデルによる推定では、誤差項と説明変数のラグ項との間に相関が生じるため、一致推定量が得られない。このようなケースの推計方法として、Green (2000)¹¹⁾はAhn & Schmidt (1993)による推計方法を紹介している。すなわち、(5.3)式の階差をとった式を操作変数法で推計するというものである。操作変数には、すべての説明変数のほかに、期末従業員数対数の2期と3期のラグを用いた。

(5.3)式の階差モデルは、以下のようになる。

$$\Delta \ln L_{it} = \lambda \cdot \alpha_1 \cdot \Delta \ln Y_{it} + \lambda \cdot \alpha_2 \cdot \Delta \ln w_{it} + (1 - \lambda) \cdot \Delta \ln L_{it-1} + \Delta u_{it} \quad (5.4)$$

Δ は変数の階差をとることを意味する。例えば、 $\Delta \ln L_{it} = \ln L_{it} - \ln L_{it-1}$ である。

2 雇用調整速度の産業間格差

動学的な雇用調整モデル¹²⁾によれば、雇用調整速度は、雇用調整の調整の際に生じる費用に依存し、他の条件が同じであれば雇用調整費用が低い産業ほど、雇用調整速度は速くなる。この、雇用調整費用を、Hamermesh (1993)は、内部費用(internal cost)と外部費用(external cost)との二つに分けている¹³⁾。内部費用としては、労働投入量の変化により経験を積んだ労働者が減ることによって生じる生産物の減少が、外部費用としては、募集広告費用、失業時の給付、フォーマルな訓練があげられる。

今野・佐藤(1990)はソフトウェア産業の内部労働市場が未整備であることを指摘しているが、もし、情報サービス産業全般でそれがいえるのであれば、情報サービス産業では企業特殊熟練が少なく、訓練費用も低いと考えられる。それは雇用調整費用が低くなることにつながるため、情報サービス産業では他産業に比べて雇用調整速度が速くなると予想される。

一方で、Iで述べたように情報サービス分野の技術者が不足していることから、情報サービス産業では募集・採用コストがかかる結果、雇用調整費用が高くなり、雇用調整速度は遅いことが予想される。

3 雇用調整速度が時間や企業に依存する場合

次に、雇用調整速度が時間や企業によって変化する場合を考える。

(5.4)式の雇用調整速度 λ は、時間や企業に関係なく一定であると想定しているが、先行研究では、赤字期には、解雇の交渉費用はその他の時期に比べて低くなると考えられるため、雇用調整速度は速くなることが示されている。例えば、駿河(1997)は、日本の企業における雇用調整は黒字期や小さな赤字期にはあまり行われずに、大きな赤字期や2期連続赤字期に大きな雇用調整が生じることを実証的に示しており、富山(2001)も企業のパネルデータを利用した分析でそれを示している。

また、外注の調整程度も、雇用調整速度に影響

を与えると予想される。例えば、労働投入と外注とが代替的であったとしよう。すなわち、企業内の労働者が持つ生産性を外注で調達することができるような場合である。このとき、企業はより費用削減効果が高いほうの生産要素の調整を速めるであろう。外的なショックが生じた場合に、外注加工費での調整のほうが雇用調整よりも費用削減効果が高ければ、企業は、雇用調整を行う代わりに外注加工費の調整で対処すると考えられる。ここで、佐野（2001）は、外注加工費について、「工程に必要な技能を持つ人材の外注市場における需給関係に左右され」、また、外注によって生じる直接的な費用のほかにも「納期等の不確実性によって生じる管理コスト」も含まれる、としている。

一方、企業の業績が悪化したときに、雇用調整と外注の調整を同時に行ったほうが、従業員と外注先の両方の同意が得られやすく、それぞれの調整費用が低くなる可能性がある。電気機器産業の大企業でみられるように外注先がグループ会社である場合には、その傾向が強いであろう。その場合は、雇用調整と外注の調整とが同時に生じると予想される。

あるいは、労働投入と外注とが補完的な生産要素であり、生産の調整をする際には、一方の生産要素だけでなく両方の生産要素を調整する必要がある場合を考えよう。その場合も、雇用調整と外注調整は同時に行われるであろう。

以上の議論より、雇用調整速度 λ は、赤字や外注の調整による影響を受けると予想される。そこで、 λ を以下のように、2期連続赤字ダミー変数 (D_{it}) と外注費対数の階差の絶対値 (A_{it}) との1次関数の形で表すことにする。これは外注費変化率の絶対値に近似される¹⁴⁾。下付き文字の it は企業 i の t 年の値を意味する。

$$\lambda_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot D_{it} + \lambda_2 \cdot A_{it-1} \quad (5.5)$$

(5.5) 式を (5.3) 式の λ に代入し階差をとると、以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln L_{it} = & \alpha_0 \cdot \Delta \lambda_{it} + \alpha_1 (\lambda_{it} \cdot \Delta \ln Y_{it} + \\ & \Delta \lambda_{it} \cdot \ln Y_{it-1}) + \alpha_2 (\lambda_{it} \cdot \Delta \ln W_{it} + \Delta \lambda_{it} \cdot \\ & \ln W_{it-1}) + (1 - \lambda_{it}) \Delta \ln L_{it-1} - \Delta \lambda_{it} \cdot \\ & \ln L_{it-2} + \Delta v_{it} \end{aligned} \quad (5.6)$$

(5.6) 式をさらにまとめると、以下のように書き表すことができる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln L_{it} = & \alpha_0 \cdot \lambda_{it} \cdot \Delta D_{it} + \alpha_0 \cdot \lambda_{it} \cdot \Delta A_{it-1} + \alpha_1 \cdot \\ & \lambda_{it} \cdot \Delta \ln Y_{it} + \alpha_1 \cdot \lambda_{it} (D_{it} \cdot \Delta \ln Y_{it} + \\ & \Delta D_{it} \cdot \ln Y_{it-1}) + \alpha_1 \cdot \lambda_{it} (A_{it-1} \cdot \Delta \ln Y_{it} + \\ & \Delta A_{it-1} \cdot \ln Y_{it-1}) + \alpha_2 \cdot \lambda_{it} \cdot \Delta \ln W_{it} + \alpha_2 \cdot \\ & \lambda_{it} (D_{it} \cdot \Delta \ln W_{it} + \Delta D_{it} \cdot \ln W_{it-1}) + \alpha_2 \cdot \\ & \lambda_{it} (A_{it-1} \cdot \Delta \ln W_{it} + \Delta A_{it-1} \cdot \ln W_{it-1}) + (1 - \lambda_{it}) \cdot \\ & \Delta \ln L_{it-1} - \lambda_{it} (D_{it} \cdot \Delta \ln L_{it-1} + \Delta D_{it} \cdot \\ & \ln L_{it-2}) - \lambda_{it} (A_{it-1} \cdot \Delta \ln L_{it-1} + \Delta A_{it-1} \cdot \ln L_{it-2}) + \\ & \Delta v_{it} \end{aligned} \quad (5.7)$$

(5.7) 式を、操作変数法で推計する¹⁵⁾。操作変数に利用したのは、(5.4) 式と同様に、すべての説明変数と、期末従業員数対数の2期と3期のラグである。

VI 推計結果

1 基本的な部分雇用調整モデルの推計結果

表2に(5.4)式の推計結果を産業別、上場企業・店頭公開企業別に推計した結果を示す。

ここで、産業間、上場・店頭企業間で、推計結果に差があるかどうかを調べるため、次のような検定を行った。まず、比較するグループを1、2と置き、各グループの説明変数と被説明変数の行列をそれぞれ、 $Y1(n1 \times 1)$ 、 $X1(n1 \times s)$ 、 $Y2(n2 \times 1)$ 、 $X2(n2 \times s)$ とする。 $n1$ 、 $n2$ はそれぞれグループ1と2のサンプル数を表す。

$$Y1 = X1 \cdot a$$

$$Y2 = X2 \cdot b + X2 \cdot (b - a)$$

上の a と b はパラメタの行列 ($s \times 1$) である。上の二つの式を同時に推計する。もし、グループ1と2の推計結果に差がなければ、 $b - a = 0$ である。今、 $\delta = b - a$ と置く。 $\delta = 0$ ならば、統計

表2 基本的な部分雇用調整モデルの推計結果

産業	電気機器産業				情報サービス産業			
	上場		店頭公開		上場		店頭公開	
サンプル数	1267		233		112		84	
パラメタ	賃金 = 平均月収 × 12 推定値 t値		賃金 = 平均月収 × 12 推定値 t値		賃金 = 平均月収 × 12 推定値 t値		賃金 = 平均月収 × 12 推定値 t値	
α_1	0.0045	2.2357**	-0.0025	-0.5754	0.5311	7.3055***	0.1684	1.7995*
α_2	-0.5535	-9.0059***	-1.3550	-5.4988***	-0.2979	-1.5792	-0.8396	-2.4444**
λ	0.7541	28.2285***	0.7316	11.3050***	0.8685	11.4587***	0.6639	6.6397***
adjR2	0.0736		0.1794		0.4141		0.1650	
ダービンワトソン値	1.9471 [$<.216$]		1.9444 [$<.452$]		2.2824 [$<.971$]		1.9981 [$<.673$]	

***有意水準 1%, **有意水準 5%, *有意水準 10%

注: 推計式は, $\Delta \ln L_{it} = \lambda \cdot \alpha_1 \cdot \Delta \ln Y_{it} + \lambda \cdot \alpha_2 \cdot \Delta \ln w_{it} + (1 - \lambda) \cdot \Delta \ln L_{it-1} + \Delta u_{it}$

λ は雇用調整速度を表す。操作変数に 2 期, 3 期ラグをとったので, サンプル数は企業数 × 期間 (1993 年から 1999 年の 7 年間) となる。

量 $Chi = \hat{\delta}' \cdot Var \cdot (\hat{\delta}) \hat{\delta}$ は, 自由度 s のカイ 2 乗分布に従うことがわかっている。 $\hat{\delta}$ は δ の推定量である。そこで, 帰無仮説を, 「 $\delta = 0$, すなわち, グループ 1 と 2 のパラメタに差はない」と置き, 仮説検定を行った。その結果, いずれの産業間, 上場・店頭企業間においても, 推計結果に差があることが示された。

表 2 より, ほとんどのパラメタの推定値が有意である。また, 売上高と賃金の係数の推計結果をみると, α_1 がプラスであり α_2 がマイナスである。この結果は符号条件を満たしている。

最後に雇用調整速度 λ の推計結果をみる。雇用調整速度の数値がとび抜けて大きいのは, 情報サービス産業の上場企業である。続いて, 電気機器産業の上場企業, 電気機器産業の店頭公開企業, 情報サービス産業の店頭公開企業と続く。上場企業に関していえば, 情報サービス産業は電気機器産業よりも調整速度が速いことが示された。この結果を V 2 の内容と照らし合わせると, 情報サービス産業の上場企業では, 企業特殊熟練が少なく, 雇用調整費用が低いという可能性があるといえよう。一方, 情報サービス産業の店頭公開企業では, 技術者の不足から雇用調整速度が遅くなるという可能性がある。

2 先行研究との比較

ここで得られた雇用調整速度と先行研究によって得られた雇用調整速度を比較する。本研究と同様に企業の個票データを利用して雇用調整速度を分析した浦坂・野田 (2001), 富山 (2001), 野田

(1998) では, 対象としている産業や期間の違いもあるが, ほとんどの雇用調整速度が 0.5 よりも小さく, 0.2 から 0.4 の間で推計されるケースが多い。それに比べると, 本研究の結果得られた雇用調整速度はかなり高いといえる。しかし, 過去の先行研究では, 説明変数に被説明変数の 1 期ラグの項が含まれている問題は考慮せずに, 通常のパネル分析で用いられる固定効果モデルや変量効果モデルで分析を行っているため, 誤差項が不均一となっている可能性がある。そこで, 先行研究にならって, (5.3) 式を, 階差をとらずにパネル分析した結果を, 表 3 に示す。

表 3 より, 雇用調整速度は 0.25 (電気機器産業・店頭公開) から 0.57 (情報サービス・上場) の間の値をとり, 先行研究と同様の結果が得られていることがわかる。したがって, 説明変数に被説明変数の 1 期ラグの変数が含まれていることを考慮せずに分析することで, 雇用調整速度が過少に推計されるといえよう。

また, 企業規模間の雇用調整速度については, 例えば野田 (1998) の研究結果によると, 中小企業の雇用調整速度が大企業より大きい。しかし, 本研究結果では, どちらの産業においても, 上場企業のほうが店頭公開企業より雇用調整速度が速く, 野田の研究と一致していない。これは, 期間の違いや産業の違いなどが影響しているのかもしれないが, はっきりとした理由はわからない。

表3 先行研究と同じ分析手法による推計結果

産業	電気機器産業				情報サービス産業			
	上場		店頭公開		上場		店頭公開	
サンプル数	1267		233		112		84	
変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
付加価値対数	0.0024	1.1728	0.0019	0.4861	0.5185	9.9479***	0.3649	5.9701***
平均年収対数	-0.2614	-7.8046***	-0.6548	-4.7975***	-0.6824	-4.8794***	-0.4856	-2.8229***
1期前の従業員数対数	0.7293	36.6851***	0.7501	15.3404***	0.4265	5.7962***	0.4770	6.1508***
雇用調整速度	0.2707		0.2499		0.5735		0.5230	
adjR2	0.9955		0.9730		0.9768		0.9672	
ハウスマンテスト	棄却		棄却		棄却		棄却	

***有意水準 1%, **有意水準 5%, *有意水準 10%

注: ハウスマンテストの帰無仮説は「固定効果モデルと変量効果モデルの推計結果に差がない」である。ハウスマンテストの結果、帰無仮説は有意水準 10%で棄却されたので、固定効果モデルの推計結果のみを示す。

推計式は $\ln L_{it} = \lambda \cdot \alpha_0 + \lambda \cdot \alpha_1 \cdot \ln Y_{it} + \lambda \cdot \alpha_2 \cdot \ln w_{it} + (1 - \lambda) \cdot \ln L_{it-1} + T_i + s_i + u_{it}$

ここで、 T_i は t 年固有の効果、 s_i は i 企業固有の効果である。

表4 2期連続赤字や外注費変化率が雇用調整速度に影響を与える場合

産業	電気機器産業				情報サービス産業			
	上場		店頭公開		上場		店頭公開	
サンプル数	1267		233		112		84	
パラメタ	賃金 = 平均月収 × 12 推定値 t 値		賃金 = 平均月収 × 12 推定値 t 値		賃金 = 平均月収 × 12 推定値 t 値		賃金 = 平均月収 × 12 推定値 t 値	
α_0	14.2942	10.5342***	17.2551	7.5026***	-0.2749	-0.1755	8.8960	3.2304***
α_1	0.0041	1.9576**	-0.0073	-1.3817	0.6325	9.0320***	0.3156	3.5216***
α_2	-0.5763	-9.0646***	-1.4096	-5.3907***	-0.3286	-1.9971**	-0.9007	-2.7088***
λ_0	0.7293	26.9787***	0.6912	10.1586***	1.0087	11.4222***	0.5742	5.5647***
λ_1	-0.0110	-2.1295**	0.0075	0.2745	-0.3268	-2.3749**	-0.0787	-1.1119
λ_2	0.0009	2.1618**	0.0051	2.3885**	-0.2198	-2.4076**	0.2774	3.0939***
adjR2	0.0884		0.1908		0.4487		0.2354	
ダービンワトソン値	1.9595 [$<.409$]		1.9749 [$<.782$]		2.2864 [$<.998$]		2.0165 [$<.938$]	

***有意水準 1%, **有意水準 5%, *有意水準 10%

注: 調整速度 $\lambda_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot D_{it} + \lambda_2 \cdot A_{it}$

ここで、 D_{it} は 2期連続赤字ダミー変数、 A_{it} は、外注費対数階差の絶対値で、外注費変化率の絶対値に近似される。

3 2期連続赤字や外注費変化率が雇用調整速度に与える影響

続いて、雇用調整速度が2期連続赤字や外注費変化率の絶対値によって変化すると仮定した(5.7)式の推計結果を、表4に示す。

産業間、上場・店頭企業間で結果に差があるかどうかの仮説検定の結果では、(5.4)式の推計結果と同様、いずれの産業間、上場・店頭企業間においても、推計結果に差があることが示された。

表4の λ_1 がプラス(マイナス)であれば、2期連続赤字期に雇用調整速度がそれ以外の時に比べて速くなる(遅くなる)ことを意味し、 λ_2 がプラス(マイナス)であれば、外注費比率が高いと雇用調整速度が速くなる(遅くなる)ことを意味

する。

まず、2期連続赤字が雇用調整速度に与える影響を観察する。 λ_1 は電気機器産業の上場企業と情報サービス産業の上場企業においては、有意にマイナスとなっている。

駿河(1997)の研究をはじめとする先行研究では赤字期に雇用調整速度が速くなるという結果を得ているが、本研究の結果は先行研究と整合的でない¹⁶⁾。駿河は1967年から1992年までの個別企業の時系列データを利用し、富山(2001)は1980年から1996年の企業のパネルデータを利用していることから、データの期間の違いが結果に影響したと考えられる。最近では、赤字期の調整速度が以前のように速くなることなくなくなったといえよう。また、符合が逆になっている点については、

雇用調整の遅れている企業ほど、赤字が深刻化しているという逆の因果関係が影響している可能性もある。

次に外注費変化率の絶対値が雇用調整速度に与える影響を観察する。 λ_2 の符号は情報サービス産業の上場企業ではマイナスに有意、それ以外のグループではすべてプラスに有意であった。この結果より、電気機器産業や情報サービス産業の店頭公開企業では、外注の調整が雇用調整と同時にされるが、情報サービス産業の上場企業では、外的ショックがあった場合に、外注で調整した場合は、雇用調整は控えられ、逆に外注の調整を控えた場合は雇用調整が進むことを示す。この結果と、表2より情報サービス産業の上場企業で雇用調整速度が速く、外部からの労働の調達費用が低いと予想されることとを合わせると、情報サービス産業の上場企業において、労働者の技能は一般的熟練の部分が大きく、外注や外部労働市場によって容易に代替できるといえよう。

Ⅶ むすび

本研究は、情報サービス産業が電気機器産業よりも雇用調整が速いかどうかを企業財務データにより分析した。分析結果より、以下の点が示された。(1)情報サービス産業の上場企業では、雇用調整速度が特に速い。(2)2期連続赤字期における雇用調整速度の加速は、観察されなかった。(3)情報サービス産業の上場企業では、外注費変化率の絶対値が大きい(小さい)企業ほど雇用調整速度は遅い(速い)が、それ以外のグループでは、外注費変化率の絶対値が大きい(小さい)と雇用調整速度は速く(遅く)なり、外注の調整と雇用の調整とは同時に行われる。

それ以外に、本研究の貢献の一つとして、推計方法が従来の雇用調整モデルの推計方法と異なっていることがある。日本の企業レベルのデータを利用した部分雇用調整モデルの分析は、そのほとんどが説明変数に被説明変数の1期ラグの値が入っていることを考慮していなかった。本研究では、Ahn & Schmidt (1995)の手法を利用し、問題の解決を試みた。その結果、従来推計されてきた

値よりも雇用調整速度は高くなることが示された。

情報サービス産業の上場企業では、雇用の調整と外注の調整とがトレードオフ関係にあることから、外注先の企業は取引先の調整によるリスクを減らすために、複数の取引先を持つなどの対策が必要であろう。また、それ以外の産業グループでは、外注の調整が進む企業で、雇用の調整も同時に進んでいることが示される。したがって、雇用と外注の調整費用を削減することによる経済の活性化が期待できる。

最後に今後の課題であるが、本研究のサンプル数は、特に情報サービス産業で不十分であり、推計結果でも有意な変数が少なかった。また、Ahn & Schmidtの分析方法を利用するにあたって、2期、3期前の変数が必要となるため、推計期間が減る分、サンプル数が減ってしまった。そのため、1993~1999年というバブル期以降の景気後退局面のデータが中心となっている。企業の雇用調整を把握するには、景気上昇局面のデータをあわせて分析が必要であろう。このような問題点を克服するために、期間を伸ばした研究も必要である。

さらに、情報サービス産業の比較対象として、電気機器産業を取り上げたが、電気機器産業においても、最近情報サービス部門に力を入れている企業が増えてきている。例えば、富士通はソフトウェアサービスの売上げが全体に占める割合が30%程度である(1999年)。外注の依頼が産業にまたがって生じる可能性もあり、この点を考慮した研究も必要となろう。

- 1) 充足率は、新規求人に対する就職件数の割合。新規学卒者、臨時・季節およびパートタイムを除く。
- 2) 外注化を含めた、ソフトウェア産業における分業構造については、中村(1990)、八幡(1987)に詳しい。
- 3) 決算期は、年度(Fiscal Year)ではなく年(Calendar Year)として扱った。
- 4) 電気機器産業に含まれるのは、「産業用電気器具」「産業用電子応用装置」「産業用通信機器」「民生用通信用機器」「その他電気機械器具」で、「その他電気機械器具」には、半導素子や集積回路といった、情報通信産業のハードの部分を含む。
- 5) 電気機器産業の店頭公開企業34社のうち、1999年のデータに欠損値が存在するサンプルが五つあった。対象期間の5社のサンプルすべてを落とすとサンプル数は大幅に減少してしまうので、1999年の5サンプルのみ分析対象から外した。
- 6) 日本の雇用調整速度に関する研究は、篠塚・石原(1977)ほか多数行われており、村松(1995)は日本の雇用調整に関

する研究のサーベイを行っている。また、本研究と同様に企業レベルのデータを利用して雇用調整速度を分析した研究には、大きな赤字や2期連続赤字期の雇用調整に着目した駿河(1997)、雇用調整に組合の有無が与える影響を調べた研究(野田(1998))、企業ガバナンスと雇用調整との関係を調べた研究(阿部(1999)、浦坂・野田(2001)、富山(2001))がある。一方、日本ではなかなか解雇しないといわれていることから、賃金の伸縮性を検証したものに、大竹(1988)や中村(1995)の研究が、福利厚生費での調整に着目し、福利厚生が労働費用の調整に利用されていることを示したものは猪木(1995)の研究がある。

- 7) ここでは、資本ストックが一定であると仮定している。現実には対象期間に資本ストックも調整されたことが考えられるが、本研究よりも長い期間を対象としている先行研究においても、資本ストックが一定という仮定を利用していることから、本研究でもそれに倣った。
- 8) 1995年=100とする総合卸売物価指数でデフレートした。
- 9) 従業員1人当たり年間賃金は、企業財務データより、二通りの方法で求めた。一つは、平均給与月額に12カ月をかけて求めた。もう一つは、製造原価の中にある賃金給与手当と、販売費および一般管理費の中の従業員給与手当を足し、それを期末従業員数で割って求めた。いずれの方法で求めた賃金も、総売上高と同様に総合卸売物価指数でデフレートした。分析結果では大きな差は見られなかったが、平均給与月額を12倍したほうが、決定済み調整係数の値が多いケースが多かったことから、平均給与月額を12倍したほうを採用した。
- 10) 営業損失が大きく、付加価値がマイナスとなるサンプルが生じた(電気機器の上場企業で12、店頭公開企業で4サンプル)。その場合は、付加価値対数は、0.0001の自然対数をとった値で代用した。
- 11) pp. 582-584 参照。
- 12) 例えば Hamermesh (1993)、村松 (1983) を参照。
- 13) Hamermesh (1993) Chapter 6. pp. 207-208.
- 14) 外注費として企業財務データの外注加工費を利用した。外注加工費が0の場合は、外注加工費対数として、0.0001の自然対数をとった値で代用した。
- 15) 推計式にはパラメタ同士の交差項を含んでいるため、非線形モデルとして分析した。
- 16) なお、サンプル中、2期連続赤字のサンプル数は、電気機器産業上場で292サンプル(1267サンプル中)、電気機器産業店頭で82サンプル(293サンプル中)、情報サービス上場で11サンプル(112サンプル中)、情報サービス店頭で22サンプル(84サンプル中)であった。

*本稿を作成するにあたり、慶應義塾大学コリン・マッケンジー教授、一橋大学都留康教授および本誌レフェリー、編集委員会より貴重な助言をいただいた。記して感謝したい。

参考文献

- 阿部正浩(1999)「企業ガバナンス構造と雇用削減意思決定——企業財務データを利用した実証分析」『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社、第3章。
- 阿部正浩(2001)「企業の求人募集——求人情報の出し方とマッチングの結果——」『日本労働研究雑誌』No. 495, pp. 3-17。
- 猪木武徳(1995)「企業内福利厚生者の国際比較へ向けて——種類・構成および準固定費の性格をめぐって」『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社、第4章。

今野浩一郎・佐藤博樹(1987)「ソフトウェア産業における経営戦略と人材育成——人材育成体制とキャリア・パスの確立」『日本労働協会雑誌』No. 336, pp. 2-13。

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』No. 488, pp. 52-63。

大竹文雄(1988)「実質賃金の伸縮性をめぐって」『日本労働協会雑誌』No. 347, pp. 43-53。

岸智子(2002)「技術変化と雇用・所得分布の変化」雇用・能力開発機構=財団法人関西経済研究センター編『新世紀の労働市場構造変化への展望に関する調査研究報告書(Ⅱ)』pp. 23-37。

佐野嘉秀(2001)「情報サービス業における外注化と社員の役割」佐藤博樹監修・電機総研編『IT時代の雇用システム』日本評論社、第4章。

篠塚英子・石原恵美子(1977)「オイルショック以降の雇用調整——4カ国比較と日本の規模間比較」『日本経済研究』No. 6。

駿河輝和(1997)「日本企業の雇用調整——企業利益と解雇」『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会、第1章。

富山雅代(2001)「メインバンク制と企業の雇用調整」『日本労働研究雑誌』No. 488, pp. 50-51。

中村圭介(1990)「ソフトウェア産業の概要と分業構造」戸塚秀夫・中村圭介・梅澤隆編『日本のソフトウェア産業——経営と技術者』東京大学出版会、第1章。

中村二郎(1995)「わが国の賃金調整は伸縮的か——日・米比較による検討」『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社、第3章。

野田知彦(1998)「労働組合と雇用調整——企業パネルデータによる分析」『経済研究』Vol. 49, No. 4, pp. 317-326。

村松久良光(1995)「日本の雇用調整——これまでの研究から」『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社、第2章。

村松久良光(1983)『日本の労働市場分析』白桃書房、第5章、第6章。

八幡成美(1987)「ソフトウェア産業の分業構造」『雇用職業研究』No. 27, pp. 48-59。

Ahn, Seung C. and Peter Schmidt (1995) "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data", *Journal of Econometrics*, 68, pp. 5-27.

Green, William H. (2000) *Econometric Analysis*, 4th Edition, Prentice Hall International Inc.

Hamermesh, Daniel S. (1993) "The Dynamic Theory of Labor Demand", *Labor Demand*, Ch. 6, Princeton University Press.

資料

厚生労働省編(2001)「平成13年版労働経済白書」日本労働研究機構。

〈2002年11月28日投稿受付、2004年5月14日採択決定〉

おくい・めぐみ 金沢学院大学経営情報学部助教授。主な著作に「パネルデータによる男女別規模間賃金格差に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』No. 485, pp. 66-79 (2000年)。労働経済学専攻。