

雇用調整における不確実性の影響について

——企業パネルデータによる実証分析

安井 健悟

(大阪大学大学院)

近年、日本の雇用調整速度が上昇していると言われる。本稿は、不確実性の縮小が調整速度の上昇をもたらしているという仮説について、企業パネルデータを用いて実証分析を行う。パネルデータを用いた既存の雇用調整研究が考慮していないバイアスを除去する厳密な推定方法を用いる。得られた結果は、繊維品、化学、鉄鋼、電気機械器具、輸送用機械器具の5業種について、不確実性の縮小が調整速度を速くさせたということである。この効果は、不確実性の拡大(縮小)が投資を抑制(促進)することを示している既存研究と整合的であり、不確実性は資本と労働に対して同じメカニズムで影響を与えている。

目次

- I はじめに
- II 問題意識
- III 先行研究
- IV 推定式
- V 推定方法と推定結果
- VI 結論

I はじめに

近年、日本の雇用調整が速くなっていると言われる。実際、樋口(2001)では、マクロデータを用いて雇用調整速度を計測した結果、調整速度が上昇したことが確認されている。また、厚生労働省の『産業労働事情調査』によると、過去2年間に希望退職者の募集または解雇を実施した企業の割合が、1994年の11.7%から2000年の17.7%に上昇しており、特に1000人以上の規模の企業では8.5%から24.3%へと上昇している。このように希望退職や解雇などによる雇用調整が行われることが多くなっていることは、玄田ほか(2003)における聞き取り調査でも指摘されている。これまで諸外国と比較して遅いことが確認されてきた日本の雇用調整が、なぜ速まってきてい

るのだろうか。

本稿では日本の雇用調整に影響を与えた要因として不確実性を取り上げる。不確実性と企業行動の関係についての研究は、投資の分野で理論、実証とも数多くなされており、実証結果からは不確実性と投資の関係は負であることが知られている。このことは、不確実性が大きくなった状態では、不確実性が小さい状態のときよりも投資のタイミングを遅くしたほうがよく、不確実性の拡大は企業の投資行動を短期的に抑制していると解釈されている。このような考え方はリアルオプションの理論分析によるものであり詳しくは後述する。生産要素という点では資本と同じである労働需要にも不確実性の影響があるであろうと推測される。資本と同様のメカニズムが労働需要についても働いていれば、不確実性の拡大(縮小)は企業の雇用調整行動を短期的に抑制(促進)し、調整費用が一定であっても調整速度が下がる(上がる)と考えられる。しかし、不確実性と労働需要の関係については、国内外を問わず、理論、実証ともあまり研究されていないのが現状である。そこで、本稿では雇用調整に対する不確実性の影響を確認することを目的として実証分析を行う。

本稿の貢献は、主に次の2点である。1点目は、

雇用調整に対する不確実性の影響を企業レベルのパネルデータを用いて実証分析した点である。これまで日本において雇用調整に対する不確実性の影響は実証分析されていない。2点目は、Arellano and Bond (1991)によるGMM(一般化モーメント法)推定¹⁾により一貫性²⁾を満たす推定量を求めている点である。これまでの日本における動学的な労働需要の実証分析において推定量が一貫性を満たしている研究は、筆者が知る限りではOgawa(2003)のみである。

本稿の構成は以下の通りである。まず、IIにおいて、問題意識を提示し、IIIで不確実性と雇用調整についてのそれぞれの先行研究をまとめる。IVでは、本稿で実証分析する雇用調整モデルを説明する。そのモデルを用いてVではデータと推定結果を示し、最後の節において結論を述べる。

II 問題意識

不確実性と雇用調整の関係を考える前に、調整速度という考え方を、多くの雇用調整研究で採用されている部分調整モデルに基づいて整理しておく。はじめに、企業は将来の生産物需要予測や労働市場における賃金などに対応して最適雇用量を決定すると考える。しかし、前期の雇用量から当期の最適雇用量へと即座には調整しない。なぜなら雇用量を変更するときには調整費用が発生するからである。人員削減の場合には、退職金、労働組合との交渉費用などの調整費用が必要となり、人員増加の場合には、採用費用、新規採用者に対する教育訓練費用などの調整費用が必要となる。このような調整費用を考慮して、企業は現実の雇用量を決定する。結果として、前期の雇用量から当期の最適雇用量へと完全には調整せず、前期の雇用量と当期の最適雇用量の乖離をどれだけ縮めたかを調整速度と呼ぶ。調整速度は調整費用の関数となっているといえる。調整費用がゼロであれば現実の雇用量が最適雇用量と一致して完全に調整するが、調整費用が大きくなるほど調整速度が遅くなる。

日本の雇用調整が諸外国と比較して遅かった理由は、調整費用が大きいためと考えられてきた。

また、将来の生産物需要の変動は最適雇用量を変動させるだけで、調整速度そのものには影響を与えない。つまり、近年の調整速度の上昇から分かることは、急激な雇用減少は需要の落ち込みのみが原因ではないという点である。

しかし、調整速度が上昇する原因をもう少し細かく分類すると、次の四つの可能性が考えられる。

第1に、前述のとおり、調整費用の低下が原因として挙げられる。これまでの雇用調整研究で用いられてきた赤字モデルも、このケースに含まれる。赤字モデルでは、赤字により経営者と労働者ともに企業存続の危機感が高まり、通常と比べて組合との解雇の同意が得やすくなると考える。つまり、大きな1期の赤字や2期連続の赤字が解雇の交渉費用という調整費用を低下させることにより調整速度を上昇させるというものである。

第2に、調整費用と調整速度の関係に構造変化が生じたと考えられる。調整速度関数が何らかのショックを受けることにより調整費用と調整速度の関係が構造的に変化して、調整費用が一定のままであったとしても、調整速度が変動するというものである。

第3に、従来から調整速度は調整費用以外の要因によっても変化するものであったという可能性がある。調整速度関数が調整費用とその他の要因の関数になっており、その他の要因が変化することにより調整速度が変化するということである。これまでの研究では、コーポレートガバナンスが調整速度に与える影響についての分析がなされてきたが、このコーポレートガバナンスについての変数は上記のその他の要因の一例である。このように調整費用以外の要因によっても調整速度が変動する場合に、この効果を見逃すと次のような問題が生じる。例えば、解雇費用に影響を与える解雇法制を改正した場合の政策効果を考える場合に、調整費用以外の要因の存在を見逃して、調整速度のみで政策効果を測定しようとする、解雇費用(つまり調整費用)の変化による効果と調整費用以外の要因の効果とを識別しておらず、政策効果を見誤るであろう。また、同様にして、調整速度のみを観察して、調整費用と調整速度の関係に構造変化が生じたと考えるのも早計である。

最後に、第4の調整速度上昇の可能性は、真の調整速度は変化していないが、最適雇用量に大きく影響を与える要因を無視しているために、本来は無視している要因によって最適雇用量が変動しているだけにもかかわらず調整速度が変動しているものと見誤ってしまう可能性である。

ここまでの部分調整モデルによる説明では、最適雇用量が将来についての予測に依存していることには触れたが、どのような予測を仮定しているかについては述べていない。多くの雇用調整研究では、完全予見、つまり完全に将来を予測できることを仮定してきた。しかし、このような仮定は現実的ではない。そこで、駿河(1997)、Hildreth and Ohtake(1998)、富山(2001)などでは、将来の予測について期待形成を導入して雇用調整を研究している。完全予見による確実な最適雇用量ではなく、不確実性を伴う期待に基づいた最適雇用量であれば、企業による雇用調整行動も異なったものになるのではないだろうか。つまり、企業行動が不確実性に影響を受け、将来についての不確実性が小さく、より確実な状況と、不確実性が大きい状況では雇用調整行動が異なるものとなるということである。

そこで、前述した調整速度が変化する四つの可能性のうちの第3と第4の可能性を、不確実性という要因を用いて分析する。つまり、調整速度もしくは最適雇用量に対して不確実性が影響を与えているかどうかを確認する。不確実性と企業行動の関係についての研究は、投資の分野で理論、実証とも数多くなされており、実証結果からは不確実性と投資の関係は負であることが知られている。このことは、不確実性が大きくなった状態では、不確実性が小さい状態のときよりも投資のタイミングを遅くしたほうがよく、不確実性の拡大は企業の投資行動を短期的に抑制していると解釈されている。このような考え方はリアルオプションの理論分析によるものである。生産要素という点では資本と同じである労働需要にも不確実性の影響があるであろうと推測される。資本と同様に、オプション理論のメカニズムが労働需要についても働いていれば、不確実性の拡大(縮小)は企業の雇用調整行動を短期的に抑制(促進)し、調整費

用が一定であっても調整速度が下がる(上がる)と考えられ、第3の可能性が支持されることになる。しかし、労働需要は必ずしも投資と同じ影響を不確実性から受けているとは限らないので、併せて第4の可能性についても実証分析を行う。次節では、上述した本研究の問題意識と関連する先行研究をまとめる。

Ⅲ 先行研究

1 不確実性について

不確実性と投資の理論的關係については古くから研究がなされている³⁾。Hartman(1972,1976)では、完全競争、収穫一定の下で、不確実性の増大が企業の投資行動を促すことを示している。つまり不確実性と投資の間には正の関係があるということである。このような結論が導き出されるためには、調整費用を必要としない労働などの他の生産要素の存在が必要であり⁴⁾、不確実な変数の値が明らかになった確実な状態で、他の生産要素を完全に調整できるという仮定に依存している。これらのことが意味するところは、投資した後で他の生産要素の投入量を変えることにより最適な生産を行うことができるので、不確実であっても多めに投資することによって資本不足が原因で需要に応えられなくなるような状況を避ける、つまり収益を上げる機会を逃さないような行動をとることが最適だと解釈できる。想定していたよりも需要が小さい場合には、他の生産要素を少なくすることによって対応することが可能である。

他方で、Dixit and Pindyck(1994)などでは、不完全競争もしくは投資の不可逆性の下で、不確実性の増大が企業の投資を抑制することを示している。ここでの分析手法は、いわゆるリアルオプションの枠組みにおけるものである。リアルオプションとは、金融におけるコールオプションに対応する実物資産に対するオプションのことである。オプションとは、将来のどこかの時点を選び、ある資産を買うことができる、義務を伴わない権利のことである。不可逆な投資を行うときには、保有しているオプションを行使、言い換えればオプ

ションを捨てているのである。つまり、投資の望ましさやタイミングを判断するための新しい情報が届くのを待つという可能性を捨てているのであり、オプションは投資を待つ権利とも言える。そして、オプションの価値は不確実性が拡大することにより増大する。オプションの価値が大きくなることにより、価値が増加したオプションを捨てて投資するよりも、投資を延期することを企業は選択することになる。不確実性が大きくなるにつれ、不確実性が小さい状態に比べて投資を待つ（延期する）ことが賢明な判断となる。反対に、より確実な状態になった場合には、オプションの価値は減少して投資は促されることになる。繰り返しになるが、不確実性の拡大はオプションの価値が増大することを通じて企業の投資行動を慎重にしている。しかし、上記の不確実性と投資の間にある単純な負の関係は単一のプロジェクトへの投資についての分析結果であり、Dixit and Pindyck (1994) によれば、追加投資の場合には、不確実性は投資に対して正と負の両方の影響をもつことが示されている。また、他の多くの研究により、モデルの仮定次第で不確実性の影響は異なることが導かれている。

このように、モデルによって不確実性と投資の関係は正にも負にもなり得ることから、実証研究の重要性が指摘されてきた。その不確実性と投資の関係についての実証研究は、Ogawa and Suzuki (2000) がトービンの q の投資関数を用いて分析しており、この研究によれば不確実性と設備投資の関係は有意に負であることが示されている。この結果は他の多くの実証研究とも一致するものである。

不確実性下の労働需要の理論的研究は、Bentolia and Bertola (1990) においてなされている。この研究では、解雇費用、採用費用が存在するもとで不確実性が雇用量の増減に対して与える影響について分析されており、不確実性の拡大は雇用増加の閾値を上げ、雇用減少の閾値を下げ、企業の雇用政策における不活動領域を広げている。つまり、不確実性は企業による雇用を増加させる行動に対しても減少させる行動に対しても負の影響があり、一定の調整費用のもとで不確

実性が拡大すると雇用調整速度が減速することを意味する。この分析は不確実性と投資の関係について負の関係を導き出すリアルオプションの理論と同じ枠組で分析されている。

また、不確実性と労働需要の関係を実証分析した数少ない研究として、中馬・樋口 (1995) と Price (1994) が挙げられる。中馬・樋口 (1995) では、短期雇用者と長期雇用者の採用比率と先行き不透明度の関係を Kanemoto and MacLeod (1989) を拡張した形で理論的に導いた上で、採用における長期雇用者に対する短期雇用者の比率について先行き不透明度の効果が正になる、との期待に反して推定結果は負となったと報告されている。次に、Price (1994) はイギリスの製造業のデータを使用して、不確実性の雇用に対する影響を実証分析している。この研究では、誤差修正モデルに不確実性の変数を加えて推定している。結果として、不確実性の雇用変化率に対する効果は有意に負ではあるが、値は非常に小さいと報告されている。この研究の問題意識は本稿と近いが、本稿では雇用変化率に対する不確実性の影響ではなく、雇用調整速度に対する不確実性の影響を確認するという点で、分析手法が異なる。さらに、Price (1994) が集計データを使用しているのに対して、本稿では企業レベルのパネルデータを用いている点も違いである。

2 雇用調整について

雇用調整については現在に至るまで数多くの研究が蓄積されており、Hamermesh (1993) がこれまでの研究結果をまとめており、また日本の研究結果を中心にまとめているものとしては村松 (1995) がある。

近年の日本における雇用調整研究の傾向としては、大きな1期の赤字や2期連続の赤字に反応して雇用調整が速くなるという非連続的な雇用調整を示す赤字雇用調整モデルや、企業のガバナンス構造が雇用調整に与える影響を見るモデルをマイクロデータにより分析するものが増えてきている。駿河 (1997) では、赤字モデルにより個別企業の雇用の動きを説明し、その妥当性を示して

いる。この研究に続いてマイクロデータを用いて赤字モデルが検討されたが、結果は分かれている。小牧（1998）は1981年度から1996年度の期間の1316社によるパネルデータを用い、プロビット・モデルとスイッチング・モデルにより推定を行った結果、赤字モデルを支持し、雇用調整が非連続的になされていると結論づけている。他方、中田・竹廣（2001）は大きな赤字を経験した自動車製造業5社とスーパー3社の各社について非線形最小二乗法で推定した結果と、自動車製造業12社とスーパー10社のそれぞれのパネルデータを固定効果モデルで推定した結果から、赤字モデルを棄却している。推定期間は1974年から1999年である。また、Hildreth and Ohtake（1998）では工場レベルのデータを用いて分析した結果、雇用調整は非連続的ではなく連続的になされていることを示し、同様に工場レベルのデータで研究したHamermesh（1989）がアメリカでは非連続的に調整していると結論づけているのに対して、日本の雇用調整の違いを示している。

他方で、浦坂・野田（2001）、富山（2001）などでは企業のパネルデータを用いて、雇用調整に対する企業のガバナンス構造の影響を分析している。浦坂・野田（2001）では、企業の経営者が内部昇進者であるかオーナーであるかによって雇用調整速度に差異が生じるかを検証し、比較的規模が小さいオーナー企業の調整速度が内部昇進企業と比べて有意に大きいことが確認されている。また富山（2001）では、メインバンクとの関係の強さが雇用調整に与える影響を分析しており、メインバンク系列企業で調整速度が遅いことが確認されている。

簡単に現在までの日本における雇用調整研究をまとめたが、これらの研究の多くは部分調整モデルを用いている。そこで本稿においても、この部分調整モデルを採用して不確実性の影響を観察することとし、次節においてそのモデルの詳細について述べることにする。

IV 推定式

基本的な部分調整モデルに基づく雇用調整関数

をもとに、不確実性の影響を取り入れた雇用調整関数を導こう。理論的な最適雇用者数 L_t^* (1) 式で表されているとする。 X_t^e は期待生産量、 W は名目賃金、 P は物価を示している。この最適雇用者数を決める労働需要関数は企業の利潤最大化行動から求められる⁵⁾。また完全予見を仮定した場合には、最適雇用者数を説明する生産量として、その実現値を用いればよいが、不確実性をモデルに導入する以上、期待生産量を用いることになる。最適雇用者数の説明変数としての生産量を期待値で表している雇用調整の研究としては、駿河（1997）、Hildreth and Ohtake（1998）、富山（2001）などが挙げられ、データとしてVAR、ARによる予測値が用いられている。また、名目賃金と物価については前期のものを用いることとした。

$$\ln L_t^* = a_1 + a_2 \ln X_t^e + a_3 \ln (W_{t-1}/P_{t-1}) \quad (1)$$

$$\ln N_t - \ln N_{t-1} = \lambda (\ln L_t^* - \ln N_{t-1}) \quad (2)$$

(2) 式は、最適雇用者数 L_t^* と前期の雇用者数 N_{t-1} との乖離を現実にはその λ 倍分だけ調整するというを示している。雇用者数が最適雇用者数にはすぐに調整されず、部分的にしか調整されない理由は、人員削減費用、採用費用等の調整費用があるためであるというのが、このモデルである。その調整費用と不均衡費用、つまり最適雇用者数と実際の雇用者数が乖離することによるコスト、の二つの費用を最小化することから(2)式が導出され、そこでは雇用量的変化に対して2次の関数となる調整費用関数が仮定されている。このような基本的な雇用調整モデルにおいては、(2)式に(1)式を代入した(3)式を推定すると、 $\ln N_{t-1}$ の係数を1から引いたものが雇用調整速度 λ になる。

$$\ln N_t = \lambda a_1 + \lambda a_2 \ln X_t^e + \lambda a_3 \ln (W_{t-1}/P_{t-1}) + (1-\lambda) \ln N_{t-1} \quad (3)$$

次に、不確実性の影響については以下の2通りの経路について考える。第1の経路は、不確実性が調整速度に影響を与えるというものである。リアルオプションの理論が示すように、オプション(待つ権利)の価値の増大により企業の行動を抑制させるならば、不確実性の拡大は雇用調整行動

を抑制し、調整速度を減速させるということになる。一般的な(2)式のような部分調整モデルにおいては調整係数が固定であるのに対して、この場合には不確実性により調整係数が変動する調整係数変動型モデルを推定する。赤字雇用調整モデルやガバナンス構造の影響を見るモデルでも、この調整係数変動型モデルで分析されていることが多い。第2の経路は、不確実性が最適雇用量に影響を与えることにより労働需要が変化するというものである。

第1の調整係数変動型を式で表すと(4)式のようにになる。(4)式における σ_t とは不確実性を表す変数である。最適雇用者数を示す式は、上記の基本的な部分調整モデルと同様に(1)式を用いる。推定式においては、 σ_t の係数 λ_2 を見ることにより、調整速度に対する不確実性の影響を観察することができる。 λ_2 が負であれば、調整速度を減速させており、正であれば、調整速度を加速させているといえる。

$$\ln N_t - \ln N_{t-1} = (\lambda_1 + \lambda_2 \sigma_t) (\ln L_t^* - \ln N_{t-1}) \quad (4)$$

実際の推定を行う際には、(4)式に最適雇用を表す(1)式を代入した(5)式を用いることになる。

$$\begin{aligned} \ln N_t = & a_1 \lambda_1 + a_1 \lambda_2 \sigma_t + a_2 \lambda_1 \ln X_t^e \\ & + a_2 \lambda_2 \sigma_t \ln X_t^e + a_3 \lambda_1 \ln(W_{t-1}/P_{t-1}) \\ & + a_3 \lambda_2 \sigma_t \ln(W_{t-1}/P_{t-1}) + (1 - \lambda_1) \\ & \ln N_{t-1} - \lambda_2 \sigma_t \ln N_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

次に、不確実性が最適雇用量に影響を与えることにより労働需要が変化するというモデルを考える。この場合、調整係数は固定型の λ であるが、最適雇用者数を説明する式に不確実性 σ_t が入ることにより(6)式のように表される。

$$\begin{aligned} \ln L_t^* = & a_1 + a_2 \ln X_t^e + a_3 \ln(W_{t-1}/P_{t-1}) \\ & + a_4 \sigma_t \end{aligned} \quad (6)$$

この場合には(2)式に(6)式を代入した(7)式を推定する。不確実性による効果は、(7)式における σ_t の係数によって示される。

$$\begin{aligned} \ln N_t = & \lambda a_1 + \lambda a_2 \ln X_t^e + \lambda a_3 \ln(W_{t-1}/P_{t-1}) \\ & + \lambda a_4 \sigma_t + (1 - \lambda) \ln N_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

この(7)式は、(2)式の右辺に不確実性の項を追加したのと同じ効果をもっていることになり、その意味でPrice (1994)と同様に雇用変化率に対する不確実性の影響をみているとも読み取れる。つまり、(7)式における σ_t の係数が負であればPrice (1994)と同様の推定結果を得たことになる。ただし、本稿の(7)式における不確実性は最適雇用へ経路を通じて雇用調整に影響を与えていると考えている。

次節では、上述した(5)式と(7)式を用いて、企業レベルのパネルデータにより推定を行い、どちらのモデルが妥当であるかを検定する⁶⁾。

V 推定方法と推定結果

1 推定方法

この節では、企業レベルのパネルデータを用いて不確実性による雇用調整への影響の推定を行う。集計されたデータを用いて雇用調整の分析を行うと、個別企業の雇用の変動をネットアウトしてしまい、企業行動を正しく反映しない恐れがある。企業レベルのパネルデータを用いるメリットは、このような問題が生じない点である。これまでの日本の研究において、マイクロのパネルデータにより雇用調整モデルの推定を行っている場合には、Ogawa (2003)を除いてラグつき従属変数による影響が考慮されておらず、ハウスマン検定による支持を理由とし、固定効果モデルを採用して推定がなされている。しかし、Baltagi (2001)、Wooldridge (2001)にも示されている通り、ラグつき従属変数が説明変数に含まれる場合には、ラグつき従属変数が強外生性 (strict exogeneity)⁷⁾の仮定を満たさないために、固定効果モデルによる推定量は一致性を持たない。ただし、ラグつき従属変数が説明変数に含まれていても、弱外生性 (sequential exogeneity)⁸⁾の仮定さえ満たされていれば、操作変数を用いることによって、この問題を回避して推定する方法がAnderson and Hsiao

(1982), Arellano and Bond (1991) 等により示されている。したがって、この節では製造業の企業レベルのパネルデータを用い、Arellano and Bond (1991) による2ステップGMM推定により一致推定量を求める形で、IVで示した部分調整型雇用調整モデルをもとに不確実性の影響を確認することを試みる。ラグつき従属変数、つまり前期の雇用者数の操作変数には、それ以前の期間すべての雇用者数を用いる。

それぞれの推定式の推定方法の詳細を示す。調整速度への不確実性の影響をみるための(5)は係数について非線形⁹⁾になっているが、Arellano and Bond (1991) のGMM推定を用いるために、(5)式を係数について線形として捉えて推定する。不確実性の影響をみるためのみであれば、(5)式をそのまま推定して、最後の項の $\sigma_i \ln N_{i-1}$ の係数をみればよい。また、これまでのパネルデータによる非線形モデルの雇用調整研究でも、線形として捉えて推定が行われている。ただし、(5)式にはラグつき従属変数の $\ln N_{i-1}$ のみではなく、ラグつき従属変数と不確実性との交差項も強外生性の仮定を満たさないので、その項も弱外生変数として定義して推定を行う。弱外生変数の操作変数には、それ以前の期間すべての雇用者数を用いる。また、最適雇用への不確実性の影響をみる(7)式をArellano and Bond (1991) によるGMMを用いて推定する際にも、前期の雇用者数の操作変数には、それ以前の期間すべての雇用者数を用いる。

次に、モデルの当てはまりの検定方法を示す。調整速度に影響を与えるモデルを示す(5)式と最適雇用に影響を与えるモデルを示す(7)式は、それぞれの式を係数について線形で捉えた場合に入れ子型になっている。よって、(7)式には含まれず(5)式に含まれる変数である期待生産量と不確実性の積、実質賃金と不確実性の積、前期の雇用者数と不確実性の積の三つの変数を(7)式に含めた場合に、(7)式を推定する場合に対して有意に効果があるかをWald検定により分析することにより、どちらのモデルが妥当であるかがわかる。三つの変数を加えることの効果が有意であれば、調整速度に影響を与えるモデルを示す(5)式が妥

当であり、効果が有意でなければ、最適雇用に影響を与えるモデルを示す(7)式が妥当であるということである。

後述する推定結果の節では、調整速度への不確実性の影響をみるために(5)式と最適雇用への不確実性の影響をみるために(7)式を推定し、どちらのモデルが妥当であるかを検定した上で、妥当であることが示されたモデルの推定結果の詳細について検討していくこととする。

2 データ

本稿では旧日本開発銀行による『開銀企業財務データバンク』のうち、分析を行うにあたって企業数が十分である食料品(86社)、繊維品(73社)、化学(132社)、鉄鋼(50社)、金属製品(47社)、一般機械(152社)、電気機械器具(132社)、輸送用機械器具(98社)の8業種770社のパネルデータを用いる。期間は、平均給与月額が利用できる1977年度から1998年度までである。雇用者数には期末従業員数、名目賃金には平均給与月額、生産量については総売上高を使用する。平均給与月額には残業代などの基準外給与は含まれるが、賞与は含まれない。期待生産量については、AR(1)により予測値を作成した。次に、名目賃金を実質化する際には、『国民経済計算』の経済活動別国内総生産によるデフレーターを使用する。これらのデータはすべて年次データである。また、サンプルの期間は、平均給与月額が利用できる1977年度から1998年度にかけてであるが、階差をとって推定することと不確実性の指標を作成する都合上、推定期間は1988年度から1998年度までの11期間である。データの基本統計量については、表1に示した。

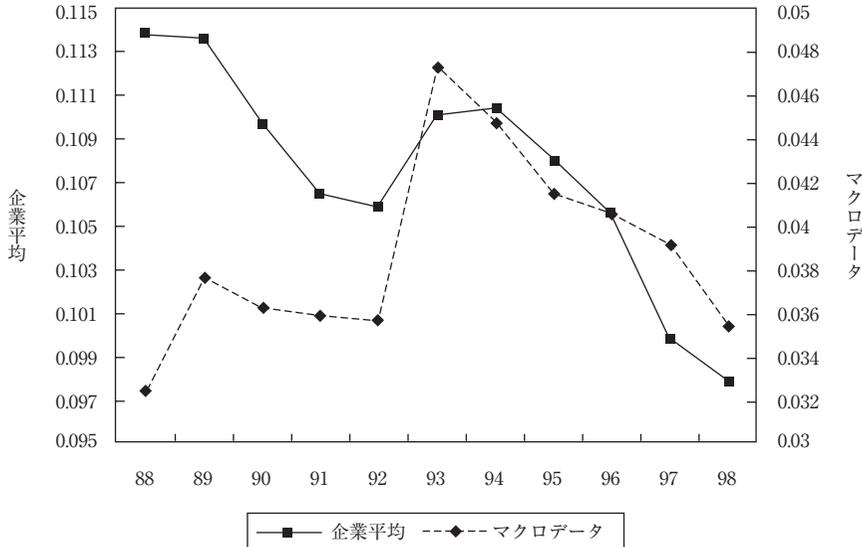
3 不確実性の指標

ここで、本稿で用いる不確実性の概念を述べる。本稿で用いる不確実性とは、経済主体が過去の情報に基づいて、ある確率分布を想定して実現値について期待形成する際の確率分布の分散であるとする。確率分布さえも分からないというナイト流不確実性とは異なり、経済学における伝統的な意味での不確実性である¹⁰⁾。

表1 データの基本統計量

	総売上高 (100 万円)	期末従業員数 (人)	平均給与月額 (10 万円)/ 業種別デフレーター
平均	136790.800	2881.128	2.870
標準偏差	420190.600	7087.097	1.133
最小	533	18	0.369
最大	9104792	81488	9.624
標本数	16940	16940	16940

図1 全企業平均による各期不確実性



不確実性の指標は、生産量の成長率を過去10期分用い、ローリング回帰により作成した。この手法は、企業がARタイプの予測式によって次期の生産量の成長率を予測するという仮定を必要とする。本稿では、企業は1次のARモデルで予測するものとしており、その回帰式((8)式)の標準誤差によって不確実性を捉えるものとする。

$$\Delta \ln X_t = c_0 + c_1 \Delta \ln X_{t-1} + u_t \quad (8)$$

この手法は、Ogawa and Suzuki (2000) と同じ計算方法であり、投資に対する不確実性の影響を観察する、その他多くの研究もこれらの手法を用いている。労働需要に大きな影響を与える生産物需要を用いて不確実性の指標を作成することは、労働需要に対する不確実性の影響を分析する初めての試みとしては妥当であろう¹¹⁾。

作成したデータについては、図1と表2に示した。図1は、全企業による各期の平均値をグラフ

にしたものである。また、図1には同様の計算方法によりマクロデータで指標を作成したものも示してある。データは『経済産業統計』の鉱工業生産指数(季節調整済み)を用いている。図1をみると、1988年から1998年の推定期間を通じて企業平均の不確実性は低下していることが確認できる。他方で、マクロデータによる不確実性をみると、1993年以降は企業平均と同様に低下していることが観察されるが、推定期間の前半である1988年から1992年の不確実性に対して後半の1993年から1998年の不確実性は高い値を示している。このように、企業データによる不確実性とマクロデータによる不確実性の変動の傾向が異なることは十分にありうる。そもそも個々の企業の生産量成長率がマクロの成長率と同じである必然性は全くなく、その結果、個々の企業の成長率の変動とマクロの成長率の変動が同じ傾向をもつ理由はない。図1で示した企業データによる不確実

表2 企業データによる不確実性指標の基本統計量

	食料品	繊維品	化学	鉄鋼	金属製品	一般機械	電気機械器具	輸送用機械器具
平均	0.065	0.113	0.075	0.118	0.100	0.155	0.110	0.105
標準偏差	0.045	0.071	0.052	0.061	0.046	0.081	0.058	0.062
最小	0.014	0.023	0.017	0.039	0.027	0.020	0.035	0.028
最大	0.294	0.437	0.589	0.450	0.301	0.616	0.461	0.534
標本数	946	803	1452	550	517	1672	1452	1078

性は、あくまで、個々の企業の成長率から計算した個々の不確実性指標の全企業平均であって、成長率の全企業平均を計算してから全体にとっての不確実性を計算したのではない。また、本稿で用いているデータは上場企業によるものであり、上場企業以外の動向が反映されていないことや、倒産などによりすべての期間で利用できない企業のデータは含まれていないことも影響しているかもしれない。

よって、個別企業では、生産量が増加する企業も減少する企業も以前に比べて安定的に増減していることがわかる。そして、90年代前半の過去10年は成長率の分散が大きかったために将来に対する期待についても不確実性が大きかったが、後半になるにつれて、成長率の分散が小さくなり、低下している企業にとってはより確実に低下することが見込まれたと解釈できる。このことは、バブル期を含む90年代前半の過去10年は、高成長から低成長への過渡期であり、90年代後半の過去10年はより安定的に低成長時代に入ったことからしても自然であると考えられる。企業レベルの平均では不確実性が減少してきているということは、大きな発見であるといえるであろう¹²⁾。企業はおのおのの過去の実績をもとに生産の計画を立てることから、本稿では個別企業の不確実性の指標を用いて実証分析を行うこととする。

4 推定結果

V1の方法を用いて、業種別のパネルデータにより、調整速度への不確実性の影響をみるための(5)式と最適雇用への不確実性の影響をみるための(7)式を推定し、モデルの当てはまりの検定を行った結果、全業種において(7)式に対して(5)式は1%水準で有意であるという結果¹³⁾になり、調整速度に影響を与えるモデルを支持することとなっ

た。

(5)式の推定結果は表3である。表3では、非線形制約を課した場合に符号がモデルとして整合的である業種のみを示した。非線形制約を課した場合に符号がモデルとして整合的であるということは、(5)式において λ_1 と λ_2 が同じ符号であれば、期待生産量の係数である $a_2\lambda_1$ と不確実性と期待生産量の積の項の係数である $a_2\lambda_2$ が同じ符号であり、実質賃金の係数である $a_3\lambda_1$ と不確実性と実質賃金の積の項の係数である $a_3\lambda_2$ が同じ符号になるということである。また、 λ_1 と λ_2 が異なる符号であれば、それぞれの符号が反対になっていなければならないということである。この制約について、食料品と一般機械の業種は整合的ではなかった。また、表に示した全業種において、Arellano-Bondの2次の自己相関のテストにより、自己相関がないという帰無仮説を受容しているので、GMM推定量は一致性を満たしていると言える。

次に、推定結果の詳細について検討する。推定式の最後の項 $\sigma_t \ln N_{t-1}$ の係数、つまり不確実性と前期の雇用者数の積の係数は、金属製品以外の全業種において有意に正であり、 λ_2 は負ということになる。つまり、繊維品、化学、鉄鋼、電気機械器具、輸送用機械器具の5業種では、不確実性が調整速度に影響を与えるモデルとして完全に整合的であり、不確実性は調整速度に負の影響を与えているということである。

符号条件について考えると、(5)式のもとになっている最適雇用を説明する(1)式において、期待生産量の係数 a_2 の符号は正、実質賃金の係数 a_3 の符号は負のはずである。表3のすべての業種で λ_1 が正であることから、(5)式の期待生産量の係数 $a_2\lambda_1$ と実質賃金の係数である $a_3\lambda_1$ をみることにより、この符号条件を確認することができる。

表3 調整速度に与える不確実性の影響の推定結果

	繊維品	化学	鉄鋼	金属製品	電気機械器具	輸送用機械器具
定数項	-0.016*** (0.001)	-0.022*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.001)	-0.029*** (0.000)	-0.009*** (0.000)
不確実性	6.632*** (0.536)	3.993*** (0.118)	1.342*** (0.235)	-1.763*** (0.673)	1.205*** (0.107)	0.031 (0.183)
期待生産量	0.163*** (0.010)	0.077*** (0.004)	0.156*** (0.012)	0.004 (0.017)	0.129*** (0.003)	0.106*** (0.006)
不確実性 ×期待生産量	-0.807*** (0.051)	-0.419*** (0.026)	-0.317*** (0.045)	0.543*** (0.088)	-0.163*** (0.011)	-0.715*** (0.031)
実質賃金 (-1)	-0.022 (0.018)	0.379*** (0.006)	0.075*** (0.022)	-0.006 (0.018)	0.207*** (0.003)	0.213*** (0.012)
不確実性 ×実質賃金 (-1)	0.261*** (0.065)	-0.566*** (0.016)	-1.152*** (0.139)	-0.678*** (0.127)	-0.479*** (0.020)	-0.336*** (0.062)
雇用者数 (-1)	0.776*** (0.019)	0.626*** (0.006)	0.759*** (0.020)	0.803*** (0.020)	0.698*** (0.004)	0.673*** (0.010)
不確実性 ×雇用者数 (-1)	0.159*** (0.053)	0.134*** (0.033)	0.559*** (0.074)	-0.523*** (0.071)	0.125*** (0.014)	1.093*** (0.035)
企業数	73	132	50	47	132	98
標本数	730	1320	500	470	1320	980
Sargan テスト	68.58 (1.000)	128.85 (1.000)	47.31 (1.000)	43.75 (1.000)	127.06 (1.000)	92.72 (1.000)
2 次の自己相関の テスト	0.55 (0.586)	0.22 (0.823)	-0.38 (0.703)	1.02 (0.308)	0.79 (0.428)	-0.87 (0.383)

注：1) 各変数の上段の値は係数，下段の括弧内は標準誤差の値であり，***は1%水準で有意であることを示す。また，0.000という数値は小数点第4位を四捨五入したもので，0以上である。
 2) Sargan テストとは過剰識別が満たされるという帰無仮説についての検定であり，下段の括弧内はP値である。
 3) Arellano-Bond の2 次の自己相関のテスト結果の上段はZ値であり，下段の括弧内は自己相関がないという帰無仮説を棄却する水準である。

表4 調整速度の変動幅

	調整速度の最小値	調整速度の最大値	調整速度をゼロ以下にする 不確実性をもつ標本の割合
繊維品	0.155	0.220	0.00%
化学	0.295	0.372	0.00%
鉄鋼	-0.010	0.219	0.18%
金属製品	0.211	0.354	0.00%
電気機械器具	0.244	0.298	0.00%
輸送用機械器具	-0.257	0.296	2.88%

その結果，期待生産量の係数の符号はすべて正であり問題はないが，繊維品と金属製品以外の業種において実質賃金の係数の符号が正であり，符号条件を満たしていない。このような業種がある理由としては，賃金が技術水準や労働者の質の代理指標になっている可能性がある。

調整速度が0以上1以下であるという部分調整モデルの理論的制約を満たしているかについては，(4)式の $\lambda_1 + \lambda_2 \sigma_t$ を計算することにより確認できる。 λ_1 は(5)式の $\ln N_{t-1}$ の係数，つまり前期の

雇用者数の係数が $1 - \lambda_1$ であることから計算できる。計算結果については表4に示した。 σ_t には表2における業種別の不確実性の最小値と最大値を用いている。表4をみると，鉄鋼と輸送用機械器具において，調整速度が0未満になっている。しかし，調整速度を0未満にするような不確実性をもつ標本の割合は，鉄鋼で0.18%（標本数は一つ），輸送用機械器具で2.88%程度である。よって，すべての業種で調整速度が0以上1以下という制約を満たしていると考えて問題ないであろう。

また、V3で不確実性の全企業平均が低下していることは確認されているが、業種別には確認していない。そこで、不確実性の業種平均を推定期間の最初と最後の期で比較した結果、調整速度に負の影響を与える業種である繊維品、化学、鉄鋼、電気機械器具、輸送用機械器具の全5業種において、不確実性が縮小していることが確認された。推定結果から得られた不確実性が調整速度に負の影響を与えていることに当てはめると、不確実性の縮小が調整速度を上昇させたということになる。この結果は、樋口(2001)がマクロデータによって調整速度の上昇を確認したことと一致する¹⁾。

次に、不確実性の変化により、どれほど調整速度が変化するかについて業種ごとに記述する。各業種の不確実性の平均値から1標準偏差変化した場合の調整速度の変化は、繊維品の場合は4.0%、化学は1.8%、鉄鋼は14.4%、電気機械器具は1.9%、輸送用機械器具は20.7%の変化である。これらの値は、調整速度の変化分としては十分意味のある値であると言えよう。

以上の結果から、繊維品、化学、鉄鋼、電気機械器具、輸送用機械器具の5業種について、不確実性の縮小が企業の雇用調整行動を促進し、調整速度を速くさせたことが明らかになった。このことは、投資と同様に、不確実性の拡大(縮小)はオプション(待つ権利)の価値の増大(減少)を通じて企業の行動を抑制(促進)させるという仮説を支持することを示すものと考えられる。

VI 結 論

本稿では、雇用調整に対する不確実性の影響についての実証分析を行った。そして、実証分析を行う際には、企業レベルのパネルデータを用い、Arellano and Bond (1991)によるGMM推定により一致性を満たす推定量を求めた。この分析から確認されたことは、繊維品、化学、鉄鋼、電気機械器具、輸送用機械器具の5業種について、不確実性の縮小が調整速度を速くさせたということである。この推定結果は、不確実性の拡大(縮小)は、企業による雇用調整行動を抑制(促進)させるという仮説と完全に整合的である。この事実は

不確実性が設備投資を抑制するというこれまでの実証結果と整合的であると言える。

これらのことから、雇用調整における調整速度が時期により異なる要因として不確実性の存在が挙げられ、非線形の雇用調整が行われていると言える。そして、近年の雇用調整速度の速まりは、不確実性が縮小してきたからであると解釈でき、もともと調整速度は調整費用のみではなく、不確実性にも反応して変化していたといえるであろう。

今後の課題としては、第1に、非線形推定を行うことが挙げられる。今回は、係数について線形として捉えた上で推定を行ったが、非線形推定を行えば、より厳密な結果が得られるであろう。第2の課題としては、不確実性の指標として、マクロデータ、業種別データ、企業別データによるものや、生産量以外の実質賃金や利潤に基づく不確実性、主観的な指標による不確実性指標を作成して、どのショックが調整速度により影響を与えているのかを確認することが挙げられる。

*本稿の作成にあたり、大竹文雄大阪大学教授より懇切丁寧な御指導をいただいた。また小川一夫大阪大学教授、川口大司筑波大学助教授、駿河輝和神戸大学教授、日本経済学会2003年度秋季大会における参加者の方々、本誌匿名レフェリーから大変有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。言うまでもなく、本稿におけるすべての問題点、誤りは筆者の責任である。本研究は文部科学省科学研究費補助金(特別研究員奨励費)の研究助成を受けている。

- 1) 推定するパラメーターの数よりも多いモーメント条件から推定する方法である。OLS(最小二乗法)やIV(操作変数法)もGMMの特殊なケースである。Hayashi(2000)が詳しい。
- 2) 一致性とは、標本数が多くなるにつれ推定量が真の値に近づく性質である。この性質は推定量として最低限要求されるものである。厳密な定義については、Wooldridge(2000)などの教科書を参照されたい。
- 3) 不確実性と投資の関係についてのこれまでの研究の詳細については、Ogawa and Suzuki(2000)、鈴木(2001)を参照のこと。
- 4) 当然、調整費用を必要としない生産要素として労働をみなすことは、かなり強い仮定である。この点は、これまでの研究でも指摘されている。
- 5) 労働需要関数の導出については、村松(1983)、篠塚(1989)を参照のこと。
- 6) 不確実性が二つの経路を通じて同時に影響を与える可能性は否定できないが、本稿では(5)式と(7)式のモデルのどちらがもっともらしいかに絞って議論する。
- 7) 強外生性とは、 t 期の誤差項がすべての期の説明変数と観察されない個体効果から独立であるということである。
- 8) 弱外生性とは、 t 期の誤差項が t 期以前の期の説明変数と

- 観察されない個体効果から独立であるということであり、 $t + 1$ 期以後の説明変数とは相関していてもよい。
- 9) 係数について非線形であるということは、例えば、(5)式において係数と係数の積の形で表現されているということである。(5)式の期待生産量の係数 $a_2\lambda_1$ は一つの係数を意味しているのではなく、(1)式の期待生産量の a_2 と(4)式の調整速度の定数項 λ_1 という二つの意味をもつ係数の積という構造をもっている。
- 10) 不確実性については酒井 (1982) が詳しい。
- 11) 実質賃金や利潤に基づいて不確実性の指標を作成して分析することも考えられる。
- 12) Ogawa and Suzuki (2000) における他の不確実性指標を計算したところ、図 1 と同じ傾向が観察された。他の不確実性指標とは、1 期前から 10 期前の生産量成長率により標準的な分散の計算方法により作成したものである。
- 13) 三つの変数を加えることの効果がないという帰無仮説について、自由度 3 の Wald 統計量は、食料品が 861.74、繊維品が 276.94、化学が 2146.39、鉄鋼が 135.94、金属製品が 95.57、一般機械が 16628.67、電気機械器具が 1515.56、輸送用機械器具が 1262.47 であり、P 値は全業種において 0.00% である。
- 14) 本稿でも推定期間の前期と後期に分けて、調整速度の変化を推定したいが、Blundell and Bond (1998) によると、本稿が用いている Arellano and Bond (1991) の GMM を用いたとしても、時系列方向の標本数が少ない場合には推定量がバイアスを持つことが示されている。本稿の分析におけるデータのように 11 期あれば問題ないが、この半分となるとバイアスが生じる。
- 参考文献**
- Anderson, T. W. and C. Hsiao, (1982) "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol. 18, pp. 47-82.
- Arellano, M. and S. Bond, (1991) "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-297.
- Baltagi, B. H. (2001) *Econometric Analysis of Panel Data*, 2nd. ed. :John Wiley & Sons.
- Bentolia, S. and G. Bertola (1990), "Firing Costs and Labor Demand: How Bad Is Euroclerosis?" *Review of Economic Studies*, Vol. 57, pp. 381-402.
- Blundell, R. W. and S. R. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 87, pp. 115-143.
- 中馬宏之・樋口美雄 (1995) 「経済環境の変化と長期雇用システム」猪木武徳・樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, pp. 23-56.
- Dixit, A. K., and R. S. Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*, Princeton: Princeton University Press.
- 玄田有史ほか (2003) 「雇用創出と失業に関する実証研究」『経済分析』第 168 号.
- Hamermesh, D. S. (1989) "Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs", *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 674-89.
- Hamermesh, D. S. (1993) *Labor Demand*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Hartman, R. (1972) "The Effect of Price and Cost Uncertainty on Investment", *Journal of Economic Theory*, Vol. 5, pp. 258-266.
- Hartman, R. (1976) "Factor Demand with Output Price Uncertainty", *American Economic Review*, Vol. 66, pp. 675-682.
- Hayashi, F. (2000) *Econometrics*: Princeton University Press.
- 樋口美雄 (2001) 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- Hildreth, A. K. G. and F. Ohtake (1998), "Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 12, No. 2, pp. 131-150.
- Kanemoto, Y. and W. B. MacLeod (1989) "Optimal Labor Contracts with Non-Contractible Human Capital", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, pp. 385-402.
- 小牧義弘 (1998) 「わが国企業の雇用調整行動における不連続性について」『日本銀行調査月報』11月号, pp. 45-74.
- 村松久良光 (1983) 『日本の労働市場分析——内部化した労働の視点より』白桃書房.
- 村松久良光 (1995) 「日本の雇用調整——これまでの研究から」猪木武徳・樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, pp. 57-78.
- 中田喜文・竹廣良司 (2001) 「日本企業における雇用調整」橘木俊詔・デービッド・ワイズ編『企業行動と労働市場』日本経済新聞社, pp. 135-171.
- Ogawa, K. and K. Suzuki (2000) "Uncertainty and Investment: Some Evidence from the Panel Data of Japanese Manufacturing Firms", *Japanese Economic Review*, Vol. 51, No. 2, pp. 170-192.
- Ogawa, K. (2003) "Financial Distress and Employment: The Japanese Case in the 90s", *NBER Working Paper*, No. w9646.
- Price, S. (1994) "Aggregate Uncertainty, Forward Looking Behaviour and the Demand for Manufacturing Labor in the UK", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 56, No. 3, pp. 267-283.
- 酒井泰弘 (1982) 『不確実性の経済学』有斐閣.
- 篠塚英子 (1989) 『日本の雇用調整——オイルショック以降の労働市場』東洋経済新報社.
- 駿河輝和 (1997) 「日本企業の雇用調整」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, pp. 13-46.
- 鈴木和志 (2001) 『設備投資と金融市場——情報の非対称性と不確実性』東京大学出版会.
- 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. 40-51.
- 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.
- Wooldridge, J. M. (2000) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*: South Western College Publishing.
- Wooldridge, J. M. (2001) *Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data*: MIT Press.

〈2003年7月22日投稿受付, 2005年2月4日採択決定〉

やすい・けんご 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程。日本学術振興会特別研究員。主な論文として「雇用調整における不確実性の影響に関する実証分析」(修士論文)。労働経済学専攻。