

雇用調整速度の国際比較

京都大学大学院経済学研究科非常勤講師

福田 順

要約

この論文では日本とアメリカの1980年代以降の労働者数ベースおよび労働時間数ベースの雇用調整速度を、部分調整モデルの手法を用いて計測している。この分析の特徴は景気上昇期と景気後退期間に発生すると考えられる雇用調整の非連続性を考慮した点となっている点である。分析の結果、日本は1990年代までは労働者数ベースの雇用調整速度は非連続性が確認された。すなわち、景気後退期になると雇用調整速度が低下していた。また、2000年代では派遣労働者や契約社員・嘱託といった非正規労働者の雇用調整速度は景気後退期には大きく上昇し、これらの労働者が景気の「調整弁」として活用されていることが分かった。また、労働時間ベースの分析では、1990年代にはパート労働者の雇用調整が行われた一方で、2000年代には一般労働者の雇用調整が行われたことが分かった。

1. はじめに

資本主義の多様性論やレギュラシオン学派、比較制度分析の理論では、アメリカをはじめとするアングロ・サクソン諸国は雇用調整が容易であるとされている。その一方で日本やドイツをはじめとする大陸ヨーロッパ諸国では労働者の解雇を制約する法的、制度上の仕組みが存在している[Hall and Soskice 2001; Boyer 2004; Amable 2003; Aoki 2001]。また、ラ・ポルタやシュライファーらによる、いわゆる法起源論の一連の研究によると、英米法を起源に持つ国では他の法（ドイツ法、フランス法、スカンジナビア法）を起源に持つ国と比較すると、雇用の保護が弱いとされている[La Porta *et al.* 1998; 1999; 2008]。その一方、後で紹介するように、いくつかの先行研究は日本の雇用調整速度が上昇していると指摘している。本稿の目的は1980年代から2000年代までの日本とアメリカの雇用調整速度を、部分調整モデルを使用して計測し、比較することにある。

特に日本企業の雇用調整については、2期連続して赤字に陥った場合に解雇を行う傾向が指摘されている。このような雇用調整の非連続性はマクロレベルでも存在している可能性がある。そこで本稿では景気上昇期および景気後退期の雇用調整速度を計測することによって、この非連続性への対応を試みている。また、同じく日本企業については雇用量を減

らす必要が出てきたときに、整理解雇ではなく、まずは残業時間の抑制を行うとされている。このことから労働者数ベース（人員ベース）での分析だけでなく、労働時間ベースでの分析も同時に行う。

以下に本稿の構成を述べる。続く II では、これまでの雇用調整に関する国際比較研究を紹介した上で、本章で用いる部分調整モデルの解説を行う。雇用調整の国際比較研究は雇用の生産弾力性、もしくは部分調整モデルを用いて計測された雇用調整速度の比較を通じて行われてきた。本稿で採用する分析手法は後者の部分調整モデルである。III では、4つの観点から雇用調整速度の計測を行う。第 1 に日本とアメリカの人員ベースの雇用調整速度の比較を、1980 年代から 1990 年代までの期間および 2000 年以降の期間について行う。第 2 に 2000 年代の労働者数ベースでの日本の雇用調整速度を雇用形態別に計測する。これによって正規労働者と非正規労働者の雇用調整速度の違いを明らかにする。第 3 に日本とアメリカの労働時間ベースでの雇用調整速度の比較を、1980 年代から 1990 年代までの期間および 2000 年以降の期間について行う。第 4 に 1990 年代以降の労働時間ベースでの日本の雇用調整速度を雇用形態別に計測する。IV でまとめを述べる。

II. 雇用調整の国際比較

1. 弾力性研究から部分調整モデルへ

1970 年代、雇用調整の国際比較として一般に用いられてきた指標は、生産高に対する労働者数の弾力性である。島田は日本、アメリカ、イギリス、西ドイツ、フランスの 5 か国について、労働者数の生産高弾力性の比較を行っている。結論は、日本の雇用調整は通説に反して大幅かつ迅速に行われたとし、それは西ヨーロッパ並みであるとしている。アメリカについては、さらに大きな調整が行われ、レイオフ制度に依存した特徴的なものであるとしている[島田 1976]¹。

その一方で、労働省統計情報部も同様の計測を行っている。その結論は島田のものとは若干異なる。こちらの分析では、アメリカの雇用調整は迅速であるものの、日本のそれは、西ドイツに比べても遅い、ということが示されている。もっとも、観測期間の終期には日本の弾力性も相対的に高くなっていた[労働省統計情報部 1975]。

アメリカの調整速度が日本やヨーロッパ諸国と比べてなぜ速いのかについては、村松[1995]がいくつか理由を挙げている。残業割増率の違い、アメリカの先任権制度に基づく「レイオフ・リコール制」の存在、日本における「終身雇用慣行」や解雇に対する労働組合の抵抗、ヨーロッパ諸国における解雇規制や操業短縮手当の存在などである²。

¹ 島田晴雄「過剰雇用を考える」『日本経済新聞』1976年4月11日付朝刊。

² アメリカの「レイオフ・リコール制」、ドイツの「解雇制限」「操業短縮制」については小池[1981]の第3章を参照のこと。ヨーロッパ諸国の解雇制限の展開については鈴木[1993]を参照の

これらの弾力性による分析については、篠塚[1989]が以下のような批判を行っている。第1は、これらの研究では観察の初期点と終期点が比較する国の間でバラツキがあるので、弾力性の値の評価も大きくぶれる恐れがある。第2は、弾力性の変化率のとり方によって（基準時点からの変化率にするか、月次データなら対前月比にするか、対前年同月比にするか、によって）、弾力性の値は異なる。第3は弾力性がマイナスの値をとった場合、その比較は困難である。第4は、篠塚はこれが最も重要な点としているが、弾力性には時間的遅れによる調整が含まれていない。生産の減少が雇用の減少に波及するまではラグを伴うと考えるのが自然だが、弾力性の計算では当期の生産変化に対する当期の雇用（あるいは労働投入量）の変化しか把握していない[篠塚 1989, pp. 13-14]。

この後、弾力性を用いた研究は下火となり、変わって「部分調整モデル」を用いた研究が盛んとなった。このモデルによる分析のサーベイとして村松[1995]、Harmesh[1993]がある。村松[1995]によると、日本で初めて部分調整モデルを用いて雇用調整速度の国際比較を行った論文は篠塚・石原[1977]である。この論文では、労働者数と延べ労働時間で測った労働投入量をそれぞれ被説明変数として、日本、アメリカ、イギリス、西ドイツの製造業に関して推計を行っている。その結果、労働者数ベースでは日本はアメリカと比べて調整速度は遅いものの、イギリスや西ドイツとはそれほど変わらないことが明らかとなった。もっとも、延べ労働時間を用いた分析では、日本はアメリカと同程度の調整速度で雇用調整を行っていた。このことから、日本は主として労働時間を通じた雇用調整を行っていると考えられる。

また、樋口[1996]は1970年から1991年までの四半期データを用い、日本、アメリカ、イギリス、フランスの労働者数ベースおよび延べ労働時間ベースでの雇用調整速度を比較した。労働者数ベースの分析では、アメリカが最も高く、次いでフランス、日本、イギリスと続く一方で、延べ労働時間ベースの分析では、アメリカが最も高く、次いでイギリス、日本、フランスと続いていた。

樋口[2001]は第1次オイル・ショック以前の高度成長期、そして第1次オイル・ショックからプラザ合意が成立するまでの期間、そしてプラザ合意から1990年代末に至るまでの3期間に分け、労働者数ベースでの雇用調整速度を比較した。分析の結果、アメリカの方が雇用調整速度は高かったが、日本の雇用調整速度もまた、時代を経るに従って、上昇していったことが分かった。

また、福田[2012]は2000年代を対象に加え、さらに日本については総務省「労働力調査」における「就業者数」および「雇用者数」を用いた分析を行った。雇用者数を用いた分析では、就業者数を用いた時よりも雇用調整速度は低下していた。特に、オイル・ショック期に当たる1974年から84年にかけての調整速度が大幅に低下しているのが特徴的であった。これは、日本企業が雇用関係にある労働者の人員ベースの雇用調整を可能な限り避けたことを反映しているものと思われる。

こと。

その一方で宇仁[2009]はアメリカ、イギリス、ドイツ、フランス、日本の1970年代から1990年代末までの雇用（労働者数および総労働時間）の生産高弾力性を計測している。なお、1980年代半ばでデータを2分してその構造変化も調べている。それによるとアメリカの労働者数の生産高弾力性は前半、後半いずれにおいても最も高い一方で、日本の雇用の生産高弾力性は最も低いことが分かった。また、分析時期の前半から後半にかけての変化については、アメリカと日本ではほとんど変化が見られない一方で、イギリス、ドイツ、フランスでは弾力性が上昇していた。宇仁は、イギリス、ドイツ、フランス、日本いずれにおいても1980年代に非正規化をはじめとする雇用のフレキシブル化が行われたものの、日本では、女性のパート労働者に偏った形で雇用および賃金のフレキシブル化が行われたことが背景にあると考えている。もっとも、2000年代を対象とした分析によれば、日本においても労働者数の生産高弾力性がわずかであるものの上昇していた。この点について、宇仁は1990年代末以降、日本で男性雇用の非正規化が進んだことが背景にあると考えている³。

本稿では部分調整モデルを用いて雇用調整速度を計測することにする。その最大の理由は、続く2と「参考」で述べるように部分調整モデルは新古典派のミクロ経済学の理論から導き出されたモデルであり、理論的な裏付けがより強いと判断されるからである。加えて、部分調整モデルは労働量の調整について生産高と賃金の2つの独立変数を用いて説明していることから、より説明力が強いと考えられる。

2. 部分調整モデルの導出

雇用の調整は、一般に時間のかかるものと考えられる。例えば、日本の労働基準法第20条によると、解雇を行う際には、原則として30日以上前に通告しておくか、もしくは30日分以上の賃金を支払わなければならない。また必要に応じて労働者を新たに雇入れる場合には、募集、採用、訓練にコストがかかる。このような関係を式に現したのが数式(1)である。

$$\left(\frac{L_t}{L_{t-1}}\right) = \lambda \left(\frac{L_t^*}{L_{t-1}}\right) \quad (1)$$

ここで L_t^* は t 期における最適な雇用者数である。数式(1)は前期の雇用 L_{t-1} に対する今季の雇用 L_t の比と、前期の雇用 L_{t-1} に対する今期の最適な雇用 L_t^* の比を比較し、理想的な雇用調整と現実の雇用調整のギャップを示したものである。ここで λ ($0 < \lambda < 1$)は部分調整係数

³ なお、宇仁[2009]は2000年代の分析は、リーマンショックに端を発した金融危機に関わる景気後退が進行する中で行われたものであったことから、暫定的なものであるとしている。また、労働時間（総労働時間ベース）の生産弾力性について述べると、フランスの弾力性が最も低く、2000年代に入ると弾力性はマイナスの値をとるようになった。その一方、他の4か国の弾力性の間にはそれほど差異は見られないが、2000年代に入るとイギリスの弾力性は有意ではなくなっていることが分かった。

であり、 λ が 1 であれば、最適水準への調整が瞬時になされ、 λ が 0 に近くなるほど調整の時間は無限に近づいていく。実際の経済で従業員数が最適な水準とならず、部分的にしか調整されない理由は、先述した雇用削減費用や採用費用、訓練費用などの調整費用が存在するためである。なお、本稿末尾の参考に示したように、労働需要関数は以下の式で表される。

$$L^* = \alpha_0 X^{\alpha_1} \cdot \left(\frac{w}{p}\right)^{-\alpha_2} \quad (2)$$

数式(2)を数式(1)に代入し、両辺に対数をとって代入すると以下の式が得られる。

$$\log L_t = \lambda \log \alpha_0 + \alpha_1 \lambda \log X - \alpha_2 \lambda \log \left(\frac{w}{p}\right) + (1 - \lambda) \log L_{t-1} \quad (3)$$

ここで雇用調整の非連続性について述べる。小池[1983]は 1973 年から 1980 年にかけてのセメント産業 7 社と電気機器産業 17 社を対象に分析したところ、2 期以上赤字が続くと、解雇が行われやすくなることを指摘している。また、村松[1986]は工作機械産業 13 社を対象とした分析を行ったところ、小池[1983]と同じような傾向があることを確認している。また、駿河[1997]は赤字雇用調整モデルを提案し、沖電気工業、石川島播磨重工業（現：IHI）、NKK（現：JFE エンジニアリング）、オークマ、鐘紡（のちのカネボウ、現在は消滅）の 5 社について通常の部分調整モデルと赤字雇用調整モデルの比較を行った。部分調整モデルが連続的な雇用調整を念頭に置いているのに対し、赤字雇用調整モデルは非連続的な雇用調整を念頭に置いているという特徴がある。分析の結果、沖電気工業、石川島播磨重工業そしてオークマでは赤字雇用調整モデルの説明力が高くなっていることが分かった。

このような点を踏まえ、雇用調整速度 λ を以下のように分解する。

$$\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 \cdot \text{Recession} \quad (4)$$

雇用調整速度は景気上昇期と後退期で異なると仮定する。**Recession** は景気後退期の場合に 1 をとるダミー変数である。特に日本では解雇濫用法理の確立以降、解雇をできるだけ避けると言われている。基本的に、景気上昇期には企業は雇用を増やし、景気後退期には雇用を減らすと考えられる。よって、景気後退期の雇用調整速度は低下すると考えられる。すなわち景気上昇期における雇用調整と景気後退期における雇用調整の間には非連続性が存在すると考えられる。

数式 (4) を数式 (3) に代入して整理すると以下の式が得られる。

$$\log L_t = c_0 + c_1 \text{Recession} + c_2 \log X + c_3 \log \left(\frac{w}{p}\right) + c_4 \log L_{t-1} + c_5 \log X \cdot \text{Recession} + c_6 \log \left(\frac{w}{p}\right) \cdot \text{Recession} + c_7 \log L_{t-1} \cdot \text{Recession} \quad (5)$$

ただし、 $c_0 = \lambda_1 \log \alpha_0$ 、 $c_1 = \lambda_2 \log \alpha_0$ 、 $c_2 = \alpha_1 \lambda_1$ 、 $c_3 = -\alpha_2 \lambda_1$ 、 $c_4 = 1 - \lambda_1$ 、 $c_5 = \alpha_1 \lambda_2$ 、 $c_6 = -\alpha_2 \lambda_2$ 、 $c_7 = -\lambda_2$

景気上昇期の雇用調整速度 λ_1 は1から c_4 を引くことによって求められる。また景気後退期の雇用調整速度は先述の λ_1 に、 $c_7 (= -\lambda_2)$ の値を引くことによって求められる⁴。

なお、景気循環については日本は内閣府経済社会総合研究所、アメリカについては The National Bureau of Economic Research(NBER)の見解に従った⁵。

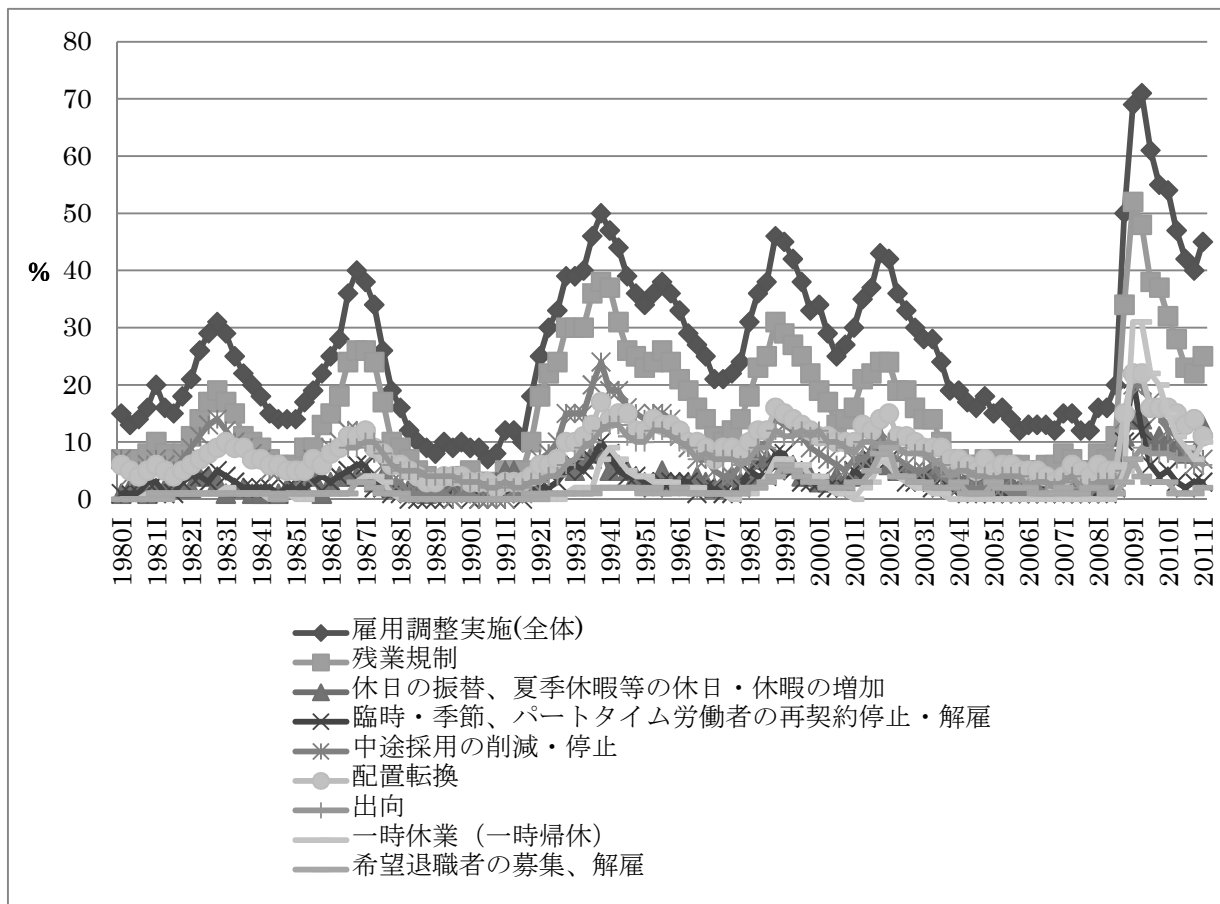
時期区分は宇仁[2009]に準拠した。先述したように宇仁[2009]は1960年代から1990年代にかけて、日本、アメリカ、ドイツ、フランス、イギリスの労働者数および労働時間の生産弾力性について2つの時期に分けて分析しているが、少なくとも2つの循環が入るように各国の分析時期を設定している。本稿では日本とアメリカについて、宇仁[2009]の後半の時期とそれ以降の2000年代の時期の雇用調整速度の比較を行う。また宇仁は分析に指数を用いているが、指数を用いることによって変数の値の小さな変動を捉えきれなくなる可能性がある。そこで本稿は基本的に原数を用いて分析を行う。

なお、企業レベルでの雇用調整に関しては、製品需要の低下に応じて、まず「残業規制から」始まり、「中途採用の停止」、「臨時・パート労働者の再契約停止」と進む。さらに深刻になると「配置転換・出向」、「一時休業（一時帰休）」が行われ、最後には「希望退職者の募集・（指名）解雇」の正規従業員の人員整理が行われるのが普通とされている[村松 1995]。このことは図1に示した厚生労働省「労働経済動向調査」の雇用調整のデータから見ても明らかである。このことから、本稿でも宇仁[2009]と同じく、労働者数ベースと労働時間ベースそれぞれについての雇用調整速度を計測する。

⁴ $\lambda_1 - c_7 = \lambda_1 - (-\lambda_2)$

⁵ 日本については <http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/111019siryou4.pdf> (2011年12月20日アクセス)、アメリカについては <http://www.nber.org/cycles/> (2011年12月20日アクセス) を参照のこと。

図 1 日本における雇用調整の動向



注：値は製造業のついでのものである。

出所：労働省・厚生労働省「労働経済動向調査」から筆者作成。

III. 分析

1. 労働者数ベースの分析

最初に日本とアメリカの雇用調整速度の比較を行う。先行研究から得られた知見を総合すると、景気後退期の雇用調整速度は、日本はアメリカよりも遅いという仮説が立てられる。すなわち、景気が悪化した際に、日本では労働者数ベースでの雇用削減が難しいので、この期間の雇用調整速度は低下すると考えられる。

結果は表 1 に示した。まず、日本は 1986 年第 4 四半期から 1999 年までの第 2 四半期までの一期前の労働者数の係数は 0.6385 であり、1%水準で有意であった。すなわち景気上昇期の雇用調整速度 (λ_1) は 0.3615 であった。その一方で一期前の労働者数と景気後退ダミーの交差項の係数は 0.3305 であり、5%水準で有意であった。この結果、景気後退期には雇用調整速度は 0.0310 に低下していたことになる。

また、1999 年第 4 四半期から 2010 年第 4 四半期までの一期前の労働者の係数は 0.8940

であり 1%水準で有意であった。すなわちこの期間の景気上昇期の雇用調整速度は 0.1060 であった。その一方で一期前の労働者数と景気後退ダミーの交差項の係数は 0.2388 であったが、10%水準でも有意ではなかった。このことから、景気後退期の雇用調整速度は景気上昇期と変わらず 0.1060 である。日本では先行研究が示唆する通り 1990 年代以前は景気後退期の雇用調整速度は遅く、人員ベースの雇用削減を出来るだけ避ける傾向があったものの、2000 年代に入るとこのようなメカニズムは消滅したということになる。

アメリカでは 1980 年第 1 四半期から 1999 年第 4 四半期までの一期前の労働者数の係数は 0.8500 であり、1%水準で有意であった。すなわち景気上昇期の雇用調整速度は 0.1500 であった。また、一期前の労働者数と景気後退ダミーの交差項の係数は 0.0871 であったものの、10%水準でも有意ではなかったことから、景気後退期の雇用調整速度も同じく 0.1500 である。

また、2000 年第 1 四半期から 2010 年第 4 四半期までの一期前の労働者数の係数は 0.9237 であり、1%水準で有意であった。すなわち、景気上昇期の雇用調整速度は 0.0763 であった。また一期前の労働者数と景気後退ダミーの交差項の係数は 0.0703 であったものの、10%水準でも有意ではなかったことから、景気後退期の雇用調整速度も同じく 0.0763 であった。アメリカはいずれの時期でも景気上昇期と景気後退期で雇用調整速度の変化は見られない。アメリカは先進諸国の中で解雇自由の原則を維持している例外的な国であり、何ら正当事由がなくとも解雇が可能であるという「随意的雇用原則」が修正されつつあるとはいえ維持されていることが背景にあると考えられる[荒木 2000]。すなわち、日本で見られるような雇用調整の非連続性は以前から存在しなかったことがこの分析結果から確認できる。

また、日本とアメリカを比較すると、1990 年代までは景気後退期の雇用調整速度は日本の方が低かった。これは仮説通りの結果である。その一方で、2000 年以降は逆に日本の方が高くなっていた。これは日本において、雇用調整速度の非連続性が消滅したことを示唆するものである。もっとも、この変化は雇用の非正規化によって生み出されている可能性もある。

すなわち 2000 年代の日本の景気後退期において雇用調整速度が低下しなかった理由としては、日本において非正規労働者の割合が増加した結果、景気後退期には非正規労働者を重点的に解雇することによって正規労働者の雇用を守っている、というものが考えられる。この仮説が正しい場合、正規労働者の景気後退期の雇用調整速度は表 1 と同じく景気上昇期に比べて低下する一方で、非正規労働者の景気後退期の雇用調整速度は景気上昇期に比べて上昇すると考えられる。そこで日本の 2002 年第 1 四半期から 2010 年第 4 四半期までのデータを用いて、雇用形態別の雇用調整速度を計測し、その結果を表 2 に示した。

表 1 雇用調整速度の日米比較（労働者数）

	日本		アメリカ	
	1986IV~1999II	1999III-2010IV	1980I~1999IV	2000I~2010IV
切片	0.9239*** [0.2107]	1.7926 [1.5598]	0.3938** [0.1912]	1.3551** [0.5967]
一期前の労働者数	0.6385*** [0.1128]	0.8940*** [0.0763]	0.8500*** [0.0300]	0.9237*** [0.0416]
実質 GDP	0.2853*** [0.0791]	0.1051* [0.0550]	0.1007*** [0.0199]	0.0616*** [0.0191]
実質賃金	-0.1409*** [0.0464]	-0.1849** [0.0804]	0.0600*** [0.0143]	-0.1492*** [0.0422]
一期前の労働者数×景気後退	0.3305** [0.1576]	0.2388 [0.2777]	0.0871 [0.1773]	0.0703 [0.1768]
実質 GDP×景気後退	-0.1729 [0.1169]	0.2532 [0.1944]	-0.0307 [0.1398]	-0.0307 [0.0549]
実質賃金×景気後退	-0.0083 [0.0775]	-0.0936 [0.1676]	0.0615 [0.1881]	-0.0630 [0.0816]
景気後退	-0.2803 [0.4111]	-4.0695 [4.8516]	-1.1499 [1.2442]	-0.0950 [2.0587]
景気上昇期の雇用調整速度(λ_1)	0.3615	0.1060	0.1500	0.0763
景気後退期の雇用調整速度($\lambda_1 + \lambda_2$)	0.0310	0.1060	0.1500	0.0763
修正決定係数	0.9935	0.9762	0.9994	0.9847
DW	2.4244	2.8063	0.5896	1.0856
F 値	1092.873***	264.7753***	19630.58***	397.1692***
N	51	46	80	44

注:***: 1%水準で有意。**: 5%水準で有意。*: 10%水準で有意。

出所：日本の実質 GDP は経済企画庁・内閣府の「国民経済計算」季節調整済み四半期データを日本銀行の企業物価指数で実質化したものである。実質賃金は厚生労働省「毎月勤労賃金統計」の 30 人以上の事業所に勤務している一般・パート労働者の 1 か月の所定内給与を日本銀行の企業物価指数で実質化したものである。なお、所定内給与は定期給与のうち超過労働給与以外のものを指す。なお、実質賃金の値を現金給与総額の季節調整済み実質賃金指数に置き換えて分析してもほぼ同じ結果が得られた。労働者数は総務省「労働力調査」の 30 人以上の事業所に雇用されている非農林雇用者数の季節調整済み月次データを四半期データに単純平均で変換したものである。アメリカの実質 GDP はアメリカ商務省における 2005 年の物価で実質化された季節調整済み四半期データを用いている⁶。実質賃金はアメリカ労働統計局における 1982 の物価で実質化された季節調整済み Total Private, Average weekly Earnings を 4 倍にしたものである。なお、2003 年以降は、Economic Report of the President に収録された値を用いている。労働者数についてはアメリカ労働統計局の季節調整済み Total private employees の月次の値を四半期データに単純平均で変換したものである。

⁶ <http://www.bea.gov/national/index.htm#gdp> (2011 年 12 月 19 日アクセス)

まず、正規労働者については、景気上昇期、景気後退期の雇用調整速度はいずれも 0.5951 であり、仮説に反して、有意な差は見られなかった。すなわち、正規労働者に限定してみても、雇用調整の非連続性は確認されなかった。一方で非正規労働者については景気上昇期の雇用調整速度は 0.0098 であったのに対し、景気後退期の雇用調整速度は 22.1110 と大幅に上昇していた。すなわち非正規労働者については仮説通りの結果が得られた。

次に、非正規労働者の区分を細かく分けてより詳細な分析を行う。パート労働者については景気上昇期、景気後退期いずれにおいても雇用調整速度は 0.3024 であり、有意な差はなかった。またアルバイトについては景気上昇期、景気後退期いずれにおいても雇用調整速度は 0.0000 であり、アルバイトについては統計的に有意な雇用調整そのものが確認されなかった。すなわち、パートおよびアルバイトについては、景気後退期に雇用調整速度が上昇していなかった。

その一方で派遣労働者の雇用調整速度は景気上昇期には 0.0066 であったのに対し、景気後退期には 6.0916 に上昇していた⁷。また契約社員の雇用調整速度は景気上昇期には 0.1574 であったのに対し、景気後退期には 2.8818 に上昇していた。このことから、非正規労働者で生じた景気後退期における雇用調整速度の上昇は、主として派遣労働者および契約社員において生じていたと考えられる。もっとも派遣労働者については 2003 年に労働者派遣法が改正され、製造業への派遣が解禁されたことによって急激に数が増えていることに注意が必要である。

この他、雇用形態別に決定係数を見てみると、正規労働者とアルバイトの決定係数が極端に低くなっていた。このことはこれらの労働者の雇用調整の分析に当たっては、部分調整モデルによる分析は適切ではないことを示唆している。特にアルバイトについては学生アルバイトが多く、入職と離職が一定の周期で行われることから、生産高や賃金に対応した雇用調整そのものが行われていないのかもしれない。

⁷ 労働者が派遣元に常用雇用される場合を「常用型派遣」、派遣労働を希望する労働者があらかじめ派遣元事業主に登録しておき、派遣時に一定の期間を定めて派遣労働者を雇用する場合を「登録型派遣」と呼ぶ。「労働力調査」では特に両者の区別を行っていないが、派遣時以外は派遣元事業主に雇用されていない「登録型派遣」は「労働力調査」から除外されている可能性が高い。(厚生労働省「労働者派遣制度について」<http://www.mhlw.go.jp/seisaku/08.html> 2011年12月31日アクセス)

表 2 日本の雇用形態別雇用調整速度（労働者数）

	正規	非正規				
		非正規全体	パート	アルバイト	派遣	契約・嘱託
切片	3.3995** [1.3261]	0.4959 [3.3520]	7.7628* [4.3362]	0.8282 [6.0084]	-26.381 [19.7248]	7.7850 [6.8988]
一期前の労働者数	0.4049** [0.1725]	0.9002*** [0.0713]	0.6926*** [0.1274]	0.0626 [0.2072]	0.9934*** [0.0659]	0.8426*** [0.1014]
実質 GDP	0.1119 [0.1135]	-0.1114 [0.1197]	-0.3609** [0.1693]	-0.1168 [0.1800]	1.0155 [0.6232]	-0.3276 [0.3291]
実質賃金	-0.0021 [0.1333]	0.1494 [0.1845]	-0.0851 [0.2618]	0.5381 [0.4392]	1.1463 [1.3400]	-0.2264 [0.3531]
一期前の労働者数×景気後退	1.2825 [6.5570]	-22.0112** [8.38326]	1.0083 [3.3109]	-1.7860 [10.1818]	-6.0850* [3.3508]	-2.7244** [1.0869]
実質 GDP×景気後退	0.8963 [2.1160]	-18.9543** [7.5968]	0.8333 [1.0255]	-2.2497 [14.1728]	2.1846 [4.2676]	-5.2054* [2.7215]
実質賃金×景気後退	0.2173 [1.4962]	32.0804** [13.09127]	-0.8051 [1.3468]	1.2091 [8.7994]	8.3854 [10.1771]	8.0209* [3.9996]
景気後退	-24.8298 [98.8001]	45.3851*** [14.3565]	-8.4709 [25.5054]	25.8720 [145.8744]	-93.9599 [109.0313]	-8.0112 [15.8140]
景気上昇期の雇用調整速度 (λ_1)	0.5951	0.0998	0.3074		0.0066	0.1574
景気後退期の雇用調整速度 ($\lambda_1 + \lambda_2$)	0.5951	22.1110	0.3074		6.0916	2.8818
修正決定係数	0.2180	0.9424	0.7741	-0.1594	0.9304	0.9353
DW	2.2519	2.4306	2.4698	2.148063	2.5388	2.9667
F 値	2.3539*	80.5033***	17.6441***	0.3321	65.8920***	71.1604***
N	35	35	35	35	35	35

注：表 1 に同じ。

出所：実質 GDP は表 1 に同じ。実質賃金は正規労働者については厚生労働省「毎月勤労賃金統計」の 30 人以上の事業所に勤務している一般労働者の 1 か月の所定内給与を、非正規労働者については同じくパート労働者の 1 か月の所定内給与を、それぞれ日本銀行の企業物価指数で実質化し、単純平均して四半期データに変換したものである。労働者数は総務省「労働力調査詳細集計」の四半期データを使用している。なお、同調査は 2002 年より開始されているので、分析期間は 2002 年第 1 四半期からとなる。

2. 労働時間ベースの分析

次に労働者 1 人当たりの労働時間を対象とした雇用調整速度を計測する。日本では赤字期に雇用調整を行う場合、残業時間を抑制すると言われている。その一方で、アメリカではレイオフ制度が確立しており、労働者の人員ベースでの雇用調整は容易であり、その結

果、労働時間を通じた雇用調整の必要性は低い。このことから、日本の景気後退期の労働時間ベースの雇用調整速度は、労働者数ベースの雇用調整速度よりも速いと考えられる。その一方で日本でも長時間労働に対する批判、時短政策の結果、総量として労働時間の減少が進んでいることから、労働時間の調整を通じた雇用調整の余地は少なくなっていると考えられる。その結果、労働時間ベースの雇用調整速度は低下していると考えられる。

分析の結果を表3に示した。日本については1986年第4四半期から1999年第2四半期までの期間については、景気上昇期、景気後退期いずれにおいても0.3634であった。人員ベースの雇用調整速度分析とは異なり、景気後退期において雇用調整速度が低下するということは無かった。このことは労働時間については景気の動向とは関わりなく、連続的な調整が行われていることを示している。また、この値は特に景気後退期においては同じ時期の労働者数ベースでの雇用調整速度よりも高い。このことから、特に景気後退期では、労働者数での調整よりも、労働時間の調整の方がより積極的に行われたと考えられる。これは仮説通りの結果である。

また、1999年第3四半期から2010年第4四半期までの期間については、景気上昇期、景気後退期いずれにおいても雇用調整速度は0.0155であった。すなわち雇用調整速度はそれ以前の期間よりも低下している。これは時短政策により労働時間そのものが短縮され、労働時間を通じた雇用調整の余地が小さくなっていることが背景にあると考えられる。これも仮説通りの結果である。

一方、アメリカについては1980年第1四半期から1999年第4四半期までの期間については雇用調整速度は景気上昇期には0.1704、景気後退期は0.6774である。すなわち、この時期のアメリカの労働時間における雇用調整は非連続的であり、景気後退期において労働時間がより急速に調整されることが分かった。もっともこのような非連続性は2000年第1四半期から2010年第4四半期にかけては消滅していた。

表 3 雇用調整速度の日米比較（労働時間）

	日本		アメリカ	
	1986IV~1999II	1999III-2010IV	1980I~1999IV	2000I~2010IV
切片	0.6857 [0.4370]	-0.1020 [1.6507]	0.5162*** [0.1686]	0.2544 [0.4608]
一期前の労働時間	0.6366*** [0.1218]	0.9845*** [0.0635]	0.8296*** [0.0578]	0.9021*** [0.0773]
実質 GDP	-0.1796*** [0.0566]	-0.1096 [0.1070]	-0.0047** [0.0021]	0.0017 [0.0109]
実質賃金	-0.0047 [0.0691]	0.1167 [0.1051]	0.0187 [0.0142]	0.0106 [0.0269]
一期前の労働時間×景気後退	0.0391 [0.1896]	-0.1544 [0.2714]	-0.5070** [0.2221]	0.0301 [0.3564]
実質 GDP×景気後退	-0.0087 [0.0925]	0.1911 [0.4687]	0.0196 [0.0220]	-0.0038 [0.0267]
実質賃金×景気後退	0.0763 [0.1058]	0.0342 [0.2717]	0.2965* [0.1704]	-0.0810 [0.0969]
景気後退	-0.6584 [0.5990]	-3.6786 [5.5016]	-0.4396 [0.9343]	0.4959 [2.0874]
景気上昇期の雇用調整速度(λ_1)	0.3634	0.0155	0.1704	0.0979
景気後退期の雇用調整速度($\lambda_1 + \lambda_2$)	0.3634	0.0155	0.6774	0.0979
修正決定係数	0.9872	0.9687	0.9404	0.9394
DW	2.5828	2.9819	1.5849	2.0119
F 値	551.9970***	199.8020***	179.0823***	96.2586***
N	51	46	80	44

注：表 1 に同じ。

出所：実質 GDP と実質賃金は表 1 に同じ。日本の労働時間は総務省「労働力調査」の延週間就業時間（非農林業）の季節調整済みの月次データを単純平均で四半期データに変換し、さらに表 1 で用いた「労働力調査」の 30 人以上の事業所に雇用されている非農林雇用者数の季節調整済み月次データを四半期データに単純平均で変換したもので除して算出した。なお、実質賃金の値を厚生労働省「毎月勤労統計調査」現金給与総額の季節調整済実質賃金指数に置き換えて分析してもほぼ同じ結果が得られた。アメリカの労働時間はアメリカ労働統計局における季節調整済み Total Private, Average Weekly of Production Workers の値を用いている。なお、2003 年以降は、Economic Report of the President に収録された Average weekly hours, Total private の値を用いている。

次いで正規労働者とパート労働者の労働時間の雇用調整速度について考察する。もっともここでの労働時間は厚生労働省「毎月勤労統計調査」のものであり、事業所を対象とした調査であることに留意が必要である。また雇用形態についても「毎月勤労統計調査」の

ものである⁸。このことから、表 2 の雇用形態別の労働者数ベースの雇用調整速度の分析とは十分に接合しないという点に留意する必要がある。

まず、一般労働者については 1993 年第 1 四半期から 2001 年第 4 四半期までの期間では有意な雇用調整速度は確認できなかった。その一方で同時期のパート労働者については、景気上昇期の雇用調整速度は 0.1975 であり、景気後退期の雇用調整速度は 0.8286 へと上昇していた。このことはこの時期はパート労働者を中心として労働時間の調整が行われていたことを示唆している。すなわち労働時間の観点から見ても、一般労働者の雇用はパート労働者に比べて保護されていると考えられる。

また、2002 年第 1 四半期から 2010 年第 4 四半期までの期間では一般労働者の雇用調整速度は景気上昇期、景気後退期いずれにおいても 0.2871 であった。一方、パート労働者の雇用調整速度は景気上昇期、景気後退期いずれにおいても 0.0093 であった。すなわち、この時期になるとパート労働者の労働時間ベースの雇用調整はあまり行われなくなり、代わって、一般労働者の労働時間ベースでの雇用調整が行われるようになった。表 2 の結果と合わせると、2000 年代の正規労働者は労働者数、労働時間双方で、連続的な雇用調整が行われていたと考えられる。また、2000 年代の非正規労働者は労働時間ではなく、労働者数ベースでの雇用調整が行われたと考えられる。

また修正済み決定係数はいずれの回帰式でも、それほど高くないことに留意する必要がある。

⁸ 同調査で対象となっている常用労働者は事業所に使用され給与を支払われる労働者（船員法の船員を除く）のうち、①期間を定めずに、又は 1 か月を超える期間を定めて雇われている者、②日々又は 1 か月以内の期間を定めて雇われている者のうち、調査期間の前 2 か月にそれぞれ 18 日以上雇い入れられた者のいずれかに該当する者のことをいう。パートタイム労働者とは常用労働者のうち、① 1 日の所定労働時間が一般の労働者より短い者、② 1 日の所定労働時間が一般の労働者と同じで 1 週の所定労働日数が一般の労働者よりも短い者のいずれかに該当する者のことをいう。一般労働者とは常用労働者のうち、パートタイム労働者以外の者のことをいう。

(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/dl/maikin-setumei.pdf> 2011 年 12 月 27 日アクセス)

表 4 雇用形態別雇用調整速度（労働時間）

	一般労働者		パート労働者	
	1993I~2001IV	2002I~2010IV	1993I~2001IV	2002I~2010IV
切片	-12.1862** [5.7828]	1.6759 [2.7355]	-10.6540** [4.9487]	-22.5799** [9.8065]
一期前の労働時間	0.3156 [0.2714]	0.7129*** [0.1953]	0.8025*** [0.2889]	0.9907*** [0.1447]
実質 GDP	1.5736 [0.9460]	0.2482 [0.6744]	-0.0296 [0.5564]	-0.0884 [0.2612]
実質賃金	-0.4231 [0.5247]	-0.2843 [0.7389]	1.0444** [0.5014]	2.0773** [0.7973]
一期前の労働時間×景気後退	-0.0103 [0.3536]	-0.6650 [0.9015]	-0.6311* [0.3579]	0.3093 [0.5603]
実質 GDP×景気後退	-0.4204 [1.1654]	3.1604*** [1.1030]	0.4544 [0.7243]	1.2970 [1.1847]
実質賃金×景気後退	-0.2564 [0.7425]	-4.1234** [1.7909]	0.0048 [0.7183]	-4.4238* [2.4239]
景気後退	8.7732 [6.3867]	13.8477 [18.3510]	-3.3036 [6.0069]	32.1618 [26.0416]
景気上昇期の雇用調整速度 (λ_1)		0.2871	0.1975	0.0093
景気後退期の雇用調整速度 ($\lambda_1 + \lambda_2$)		0.2871	0.8286	0.0093
修正決定係数	0.5725	0.7474	0.6995	0.6336
DW	2.3098	2.6330	1.7872	2.4092
F 値	7.5047***	15.7920***	12.3051***	9.6457***
N	35	36	35	36

注：表 1 に同じ。

出所：実質 GDP と実質賃金は表 2 に同じ。労働時間は正規労働者については厚生労働省「毎月勤労賃金統計」の 30 人以上の事業所に勤務している一般労働者、およびパート労働者 1 週間の総労働時間数の指数である。なお、同調査は 1993 年より開始されているので、分析期間は 1993 年第 1 四半期からとなる。

IV. まとめ

本稿で得られた知見をまとめてみる。まず、労働者数ベースの分析では 1990 年代までは、日本の雇用調整速度は景気上昇期と景気後退期で非連続性が確認された。すなわち、雇用の削減の必要性が高まる景気後退期において雇用調整速度が低下していた。これは既存研究の示唆するところと整合的である。しかしながら 2000 年代以降はこのような非連続性は確認されなくなった。また 2000 年以降はアメリカよりも雇用調整速度が高くなっていることが分かった。このような変化は日本における雇用の非正規化と関係があると思われるの

で、日本については 2000 年代の雇用形態別に雇用調整速度を計測した。その結果、非正規労働者の中でも、派遣労働者、契約社員・嘱託といった雇用形態での景気後退期の雇用調整速度が特に高く、これらの労働者が景気の「調整弁」として機能していることが示された。

また、労働時間ベースの分析では、1990 年代までは日本の雇用調整速度がかなり高く、先行研究が示すように、労働時間の調整が日本の雇用調整において重要な役割を果たしていたものの、2000 年代に入ると雇用調整速度は大きく低下したことが分かった。さらに 1990 年代以降の日本の雇用形態別の雇用調整速度を計測したところ、1990 年代はパート労働者の雇用調整が重点的に行われたものの、2000 年代になると、一般労働者の雇用調整が重点的に行われるようになったことが分かった。

さらに本稿の含意を述べる。非正規労働者、とりわけ派遣労働者や、契約社員・嘱託といった雇用形態に属する労働者は、景気の後退による雇用調整の対象に真っ先になりやすい存在であることが本研究から確認できる。特にこれらの労働者が未婚者や単身者、さらに主たる家計支持者であった場合は深刻な問題となるであろう。具体的な対応としては雇用保険の適用の拡大や、職業訓練、職業紹介機能の充実が考えられる⁹。また、製造業派遣や登録型派遣の禁止という問題もこのような観点から考察されるべきであろう。

⁹ なお、雇用保険制度については 2010 年 4 月より、その適用範囲が拡大された（雇用保険法第 6 条）。端的に述べると、それまでは①6 ヶ月以上の雇用見込みがあり、なおかつ②1 週間当たりの所定労働時間が 20 時間以上であることが要件であったが、①については 1 ヶ月以上の雇用見込みに短縮された。（<http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyou/dl/sousitu.pdf> 2011 年 12 月 28 日アクセス）

参考文献

1. Amable, B. [2003] *The Diversity of Modern Capitalism*, Oxford University Press, (山田鋭夫・原田裕治他訳 [2006]『五つの資本主義』藤原書店)
2. Aoki, M. [2001] *Towards a Comparative Institutional Analysis*, Cambridge: MIT Press. (瀧澤弘和・谷口和弘訳 [2003]『新装版比較制度分析に向けて』NTT 出版.)
3. 荒木尚志 [2000]「日米独のコーポレート・ガバナンスと雇用・労使関係-比較法的視点から-」稲上毅・連合総合生活開発研究所編『現代日本のコーポレート・ガバナンス』第5章、東洋経済新報社.
4. Boyer, R. [2004] *Une théorie du capitalisme est-elle possible?*, Odile Jacob, Paris. (山田鋭夫訳 [2005]『資本主義 vs 資本主義-制度・変容・多様性』藤原書店)
5. 福田 順 [2012]『コーポレート・ガバナンスの進化と日本経済』京都大学学術出版会.
6. Hall, P. A., and D. Soskice. (eds.), [2001] *Varieties of Capitalism*. Oxford University Press, (遠山弘徳他訳 [2007]『資本主義の多様性』ナカニシヤ出版).
7. Hamermesh, D. S. [1993] *Labor Demand*, Princeton University Press.
8. 樋口美雄 [1996]『労働経済学』東洋経済新報社.
9. 樋口美雄 [2001]『雇用と失業の経済学』日本経済新聞出版社.
10. 小池和男 [1981]『日本の熟練-すぐれた人材形成システム』有斐閣.
11. 小池和男 [1983]「解雇からみた現代日本の労使関係」森口親司他『日本経済の構造分析』創文社, 第1章, pp. 109-126.
12. La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer [2008] “The Economic Consequence of Legal Origins,” *Journal of Economic Literatures*, Vol. 46, No. 2, pp. 285-332.
13. La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny [1998] “Law and Finance,” *Journal of Political Economy*, Vol. 106, pp. 1113-1155.
14. La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny [1999] “Corporate Ownership around the World,” *Journal of Finance*, Vol. 54, pp. 471-517.
15. 村松久良光 [1986]「解雇、企業利益と賃金—大手工作機械メーカー13社に関して」『南山経済研究』No. 89, pp. 399-435.
16. 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, 第2章, pp. 57-78.
17. 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.
18. 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研究—」『日本経済研究』No.6, pp. 39-52.
19. 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，第1章，pp. 13-46.
20. 鈴木宏昌 [1993] 「欧米の雇用調整と解雇制限について」『季刊労働法』No. 167, pp. 70-75.
 21. 宇仁宏幸 [2009] 『制度と調整の経済学』ナカニシヤ出版.
 22. 労働省統計情報部 [1975] 「主要国における雇用失業情勢」『労働統計調査月報』11月号.

参考

ここは篠塚[1989]の説明に従う形で、部分調整モデルの基礎となる労働需要関数を導出する。生産要素は資本 K と労働 L の 2 つしかなく、技術的組み合わせによって生産量 X が決まるものとする。アウトプット、インプットのそれぞれの価格が所与の下で、企業の生産の目標は利潤極大化である。生産物、労働、資本のそれぞれ 1 単位当たり価格を p 、 w 、 r とし、企業の生産関数を便宜上、コブ・ダグラス型に特定化する。

生産関数および利潤関数は次のように特定化される。

$$X = e^{\alpha} L^{\alpha} K^{\beta} \quad (1)$$

$$\pi = pX - wL - rK \quad (2)$$

数式(1)の制約条件の下で、ラグランジュの未定乗数 k を用いて利潤を極大にするように数式(2)を変換する。

$$\pi = pX - wL - rK - k(X - e^{\alpha} L^{\alpha} K^{\beta}) \quad (3)$$

数式(3)の利潤極大化の条件は以下の 4 本の式より得られる。

$$\frac{\partial \pi}{\partial X} = p - k = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = -r + \beta k e^{\alpha} L^{\alpha} K^{\beta-1} = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = -w + \alpha k e^{\alpha} L^{\alpha-1} K^{\beta} = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial k} = -X + e^{\alpha} L^{\alpha} K^{\beta} = 0 \quad (7)$$

(4)を用いて(5)に(6)を導入して K を消去すると数式(8)が得られる。

$$L = \left[\alpha e^{\alpha} \beta^{\beta} \left(\frac{p}{r} \right)^{\beta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot X^{\frac{\beta}{1-\alpha}} \cdot \left(\frac{w}{p} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (8)$$

整理すると、

$$L = \alpha_0 X^{\alpha_1} \cdot \left(\frac{w}{p} \right)^{-\alpha_2} \quad (8)'$$

ただし、

$$\alpha_0 = \left[\alpha e^{\alpha} \beta^{\beta} \left(\frac{p}{r} \right)^{\beta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}, \quad \alpha_1 = \frac{\beta}{1-\alpha}, \quad \alpha_2 = \frac{1}{1-\alpha}$$

パラメータの符号は

$$\alpha_0 > 0, \quad 0 < \alpha_1 < 1, \quad 0 < \alpha_2 < 1$$

である。(8)'から得られた労働需要関数は利潤極大化をもたらす最適雇用量を決定する。その最適雇用量を L^* で表す。

$$L^* = \alpha_0 X^{\alpha_1} \cdot \left(\frac{w}{p}\right)^{-\alpha_2} \quad (9)$$

この数式(9)式は以下のことを含意している。

第1に、数式(9)はもうひとつの生産要素である資本ストックの K が入っていない。つまり、この労働需要関数は資本ストックの変動は考慮されていない。 K の変動が入らずに、生産量 X と賃金と生産物の価格比 w/p だけで、労働需要が規定される。資本ストックが増加すれば、資本と労働の代替が起こって、従業員数が減少するかもしれない。しかし、短期的な資本ストックの変動は生じないと考えられる。これらのことから、数式(9)はより正確には短期的な労働需要関数であるといえる。逆に言えば、この労働需要関数を用いて長期にわたる期間を分析するのは本来適切ではない。

第2に、数式(9)の X はあくまで内生変数であって、産出量 X は利潤極大化の条件によって決定される。しかし、数式(9)では X が外生的に与えられた結果、労働需要が決定されるという読み方が便宜上行われている¹。

このような不備はあるものの、本稿では部分調整モデルを用いた分析を行っている。その理由は、雇用調整速度を測る第1次的接近としてこの手法は非常に簡便であるからである[篠塚, 1989]²。

¹ この問題を解決するために、篠塚は利潤極大化の原理ではなく、費用最小化の原理を用いた分析も行っている[篠塚, 1989]。

² この他、この部分調整モデルではコブ=ダグラス型の生産関数に、1次同次性の制約を課していない。このため、結果的に1次同次性以外の性質も含まれる形になっている。すなわち、完全競争の仮定が満たされていないため、計測すべき関数パラメータと、仮定した理論的解釈の間には厳密的な整合性が保たれていない[篠塚, 1989]。