

---

# ECM による産業別雇用調整関数の計測

## マクロ経済へのインプリケーション

井出 多加子

成蹊大学

景気循環論で再び労働の固定性が注目されている。そこで Cointegration と ECM を用いて産業別調整関数を計測、短期雇用の変動を比較し就業構造の変化の効果进行分析した。

その結果、産業全体で非常用雇用を含む全雇用者について限界生産力仮説の長期成立は棄却されないものの、各産業個別には労働の需給逼迫度が重要で、構造的な労働移動による摩擦要因が日本の失業に重要であることを示唆する。また調整速度の相違は主として常用雇用にあり、同一産業内でも常用雇用と全雇用者の調整速度に最高 4 倍の違いがある。労働時間の相互作用とあわせると、常用雇用比率の低い産業への就業人口シフトと時短がマクロ全体の雇用調整速度を高めると推論できる。

### 1. はじめに

本稿の目的は、Cointegration test と Error Correction Model (ECM) を用いて短期の産業別調整関数を計測し、景気循環における雇用調整の産業間の相違と、経済のサービス化に伴う就業構造の変化の効果を探ることにある。

近年マクロ動学に関する理論研究から、労働の保蔵が注目されつつある。景気変動は、主要経済各国とも persistency、procyclicality、asymmetry の 3 つの特徴をもつとされている。このうち特に従来から問題になっているのが、実質賃金と労働の procyclicality で、収穫逦減の生産技術と限界生産力仮説に疑問が投げかけられている。これに対し、完全競争をベースとする実物的循環論に労働の準固定性が導入され、第 1 および 2 の特徴を焦点に研究が進められてきた<sup>1)</sup>。調整費用があると短期と長期の変動が異なるので、短期の procyclicality のみを捉えて限界生産力

仮説を棄却し、収穫逓増や独占を採択するのは早計ではないだろうか。

日本の労働市場に関する諸研究は、終身雇用という長期契約による労働の準固定性のため、景気の局面で短期的調整が主として労働時間によって行なわれると主張する<sup>2)</sup>。有賀他 [1] は、戦後日本の景気特性を説明するために労働の保蔵が重要としている。変動の非対称性を根拠に、欧米では価格調整費用を想定した物価変動が注目されているが、井出 [2] で日本の諸変数を観察したところ、物価や実質賃金より常用雇用や労働時間など労働関連の変数に非対称性が検出された<sup>3)</sup>。これらの研究から、日本経済では労働の準固定性が景気の波に大きな影響をもたらしてきたと考えられる。したがって雇用調整の計測は、限界生産力仮説の検証と景気変動という新たな観点から再検討する必要があるといえる。

このように、政策的含意はもちろんマクロ経済における重要性は強調してもしすぎることはないにも関わらず、日本経済について包括的実証研究は少ない。多くの優れた実証研究があるが、それらは次のような4つの問題点をもつ。第1に、大半が製造業に限られている。男女子間の相違や構造変化の研究はあるものの、他産業については黒坂 [6] のサービス業の推計等ごく僅かしかない。同研究や島田他 [7] の製造業業種比較で調整速度の違いが指摘されていることを鑑みると、マクロの態様、集計の問題点ならびに就業構造の変化の効果を知るには、分析対象を全産業に拡大する必要がある。

第2に、同時点での労働時間と雇用者数の相互作用が明瞭でない。従属変数で分類すると、雇用者数のみに関する研究、延べ労働時間に関するもの、そして雇用者数と労働時間を明示的に区別したものの3種類に分けられる。島田他 [7]、篠塚=石原 [8]、黒坂 [6] 等は、雇用者数および／あるいは延べ労働時間を別個に誘導型推定する。Abraham=Houseman [13] の日米比較研究も、雇用者数と労働時間を別個に推定しているため、やはり相互作用が明らかになっていない。一方山本 [10]、Nakamura [33] は労働時間と雇用者数の同時方程式を推定しているが、それによると、前者では総労働時間についても調整コストの存在が棄却されず、後者では所定外労働時間の調整コストがきわめて小さい。

第3の問題として、吉川=竹内 [11] の指摘通り常用雇用者の研究が多く、常用と非常用雇用者が比較されていない<sup>4)</sup>。調整費用が雇用の常用性そのものに起因するなら、非常用雇用を含む推定では精度が落ちる。両者を比較することで、調整費用が労働そのものにあるのか、それとも労働以外の要素にあってそれに呼応して雇用が調整されているのかが明らかになる。また産業を比較することで、調整速度の

違いの要因を判断することが可能になり、就業人口のシフトが調整速度にもたらす効果も明示的に導出されよう。

第4に、従来の研究では限界生産力仮説が長期に成立すると仮定して計測が実施され、長期均衡そのものの統計的考察はまったくといってよいほど行なわれていない。加えて、雇用者数、実質賃金等は単位根があるため、レベルを用いた推定はみせかけの相関が検出される可能性が高く、一方1次階差処理後の推定は最良性が満たされないことがある<sup>5)</sup>。このような場合、Engel=Granger [20] による Cointegration に基づく ECM を利用することで、長期均衡の成立を検証し、近傍における変数間の短期的相互作用をより効率的に推定できる。そこで、農林水産業を除く全産業と産業大分類による製造業、建設業、鉱業、卸売小売業、金融保険不動産業、運輸通信業、エネルギー業、サービス業の8産業計9系列について長期均衡を検証し、労働時間との同時点の相互作用を明示的に考慮した ECM 調整関数を推計する。

本稿の構成は、以下の通りである。2章で、生産ショックが雇用に与える影響をインパルス応答関数によって考察し、非常用雇用を含む全雇用者と常用雇用を比較する。2.1節で、労働の限界生産力説の長期成立を Augmented Dickey=Fuller test で検定、2.2節で、ECM 雇用調整関数を推計して、各産業の調整速度の要因と就業人口シフトの効果を探る。集計の問題点、景気循環へのインプリケーションと今後の課題を3章に示す。

## 2. 実証研究

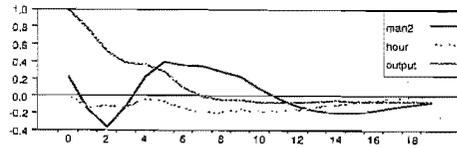
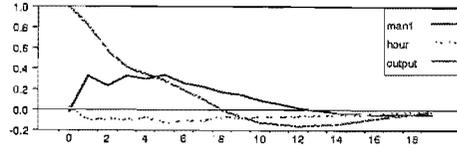
雇用者データとして、非常用雇用者を含む雇用者指数（「労働力調査報告」総務庁）と常用雇用指数（「毎月勤労統計調査」労働省）の2種類を利用する。以下、前者を全雇用者、後者を常用雇用と呼ぶ。また産業別生産高は、黒坂 [6] にならない暦年 GDP から四半期データを加工した。加工によるバイアスの可能性を考慮し、四半期データが公表されている資本ストックも利用、結果を比較している<sup>6)</sup>。実質賃金率は、現金給与支払を総実労働時間数で割り時間当りの名目賃金率を求め、これを WPI で除した。各データは、季節未調整のものを指数平滑法で調整している。出所は付録に記載する。

推定に先立ち生産高、実質賃金率、総実労働時間数、雇用者数の成長率に関する4変量 VAR モデルでインパルス応答関数を導出、産出ショックの波及を比較した。結果は、図1の通りである。変数は自然対数変換後、1次階差をとり成長率に変換

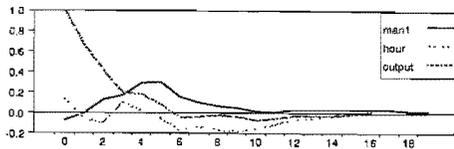
図1 生産ショックに対するインパルス応答関数

man 1 : 全雇用者  
 man 2 : 常用雇用  
 hour : 総実労働時間数  
 output : 生産高

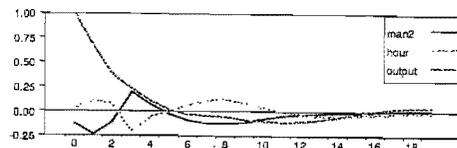
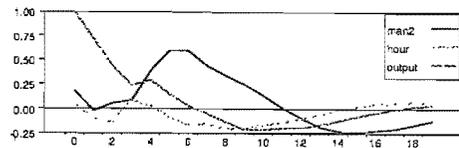
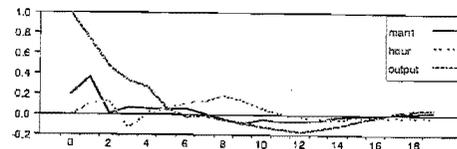
(c) 建設業



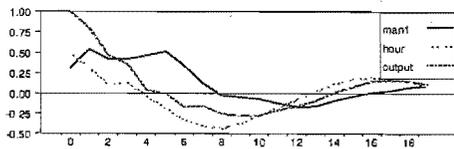
(a) 農林水産業を除く産業計



(d) 鉱業



(b) 製造業



(e) 卸売小売業

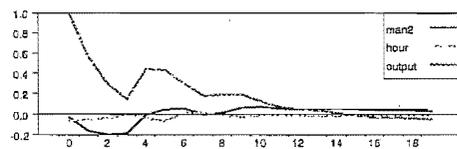
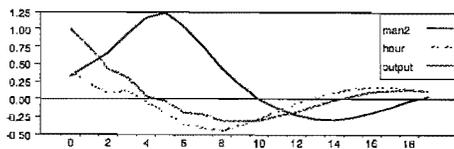
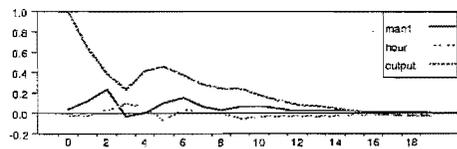
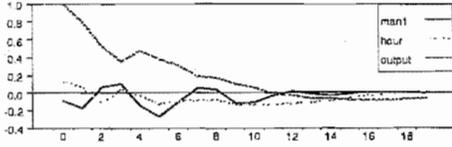
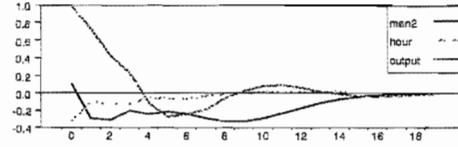
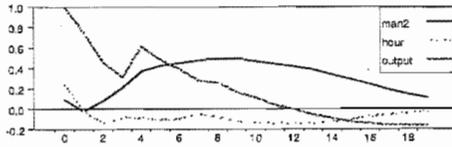
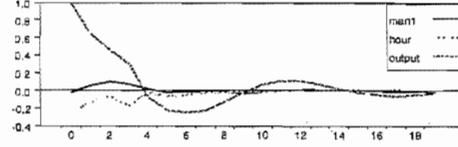


図1 生産ショックに対するインパルス応答関数 (続き)

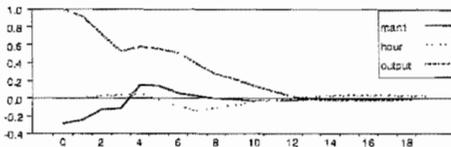
(f) 金融保険不動産業



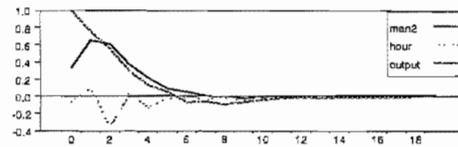
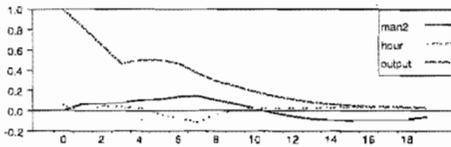
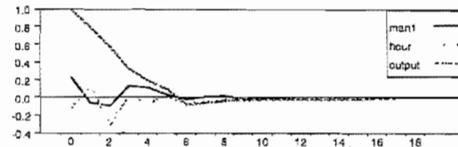
(h) エネルギー業



(g) 運輸通信業



(i) サービス業



されている。ラグ次数は4である。Sims [34] にならい、上記の順序に変数を並べた Choleskie 分解を使用している<sup>7)</sup>。島田他 [7]、篠塚=石原 [8] 等による石油危機の構造変化を考慮し、推定期間は1975年第1四半期から1989年第4四半期とする。

図1をみると、すべての産業で生産ショックは全雇用者にはほぼ同時点で最も大きく影響するのに対して、常用雇用はラグを伴って反応する。このことは常用雇用が景気動向の遅行系列であることから明らかだが、ピーク到達期間は製造業が5期先と最も長く、程度も最大である。サービス業は、ピーク時が最短の1期だが、鉱業や卸売小売業、運輸通信業と比較すると程度はかなり大きい。常用雇用と全雇用者で反応の方向を比較すると、製造業がともに同方向に変動するのに対して、建設

業、卸売小売業、金融保険不動産業、サービス業は逆になっている。また、労働時間との同時点の関連をみると、多くの産業で全雇用者が負の相関をもつのに、常用雇用は正の関係にある。このことから常用雇用の場合、生産ショックは主として労働時間の変動に吸収されると判断できる。常用性による調整費用のため、すぐに市場から調達せず上限まで労働時間を増加しそれでもなお不足するときに数を増加するという上島 [4] の理論分析に一致する。

## 2.1 定常性の検討と Cointegration

ECM 推定の第 1 段階として、各系列の単位根の数と Cointegration が検討される。調整費用がゼロの長期均衡で、生産関数は延べ労働時間と資本ストックに依存する Cobb=Douglas 型と仮定する。企業の利潤最大化の 1 階条件から、労働需要は生産高（あるいは資本ストック）と実質賃金率の関数になる。（以下英小文字は対数変換後の変数を表す。また記号\*は、調整費用ゼロのときの最適労働需要量を示す。）

$$(1) \quad m_t^* + h_t^* = a_0 + a_1 y_t + a_2 w_t, \quad a_0 > 0, \quad a_1 + a_2 = 0$$

$m$ : 雇用者数  $h$ : 総実労働時間数  $w$ : 実質賃金率  $y$ : 生産高

長期にこの限界生産力仮説が成立しているか、Cointegration test を行なう。まず時系列モデルで AIC 基準をもとに各系列のラグ次数を決定、選択された次数のもとで Augmented Dickey=Fuller test によって単位根の個数を検定する。各変数が単位根を 1 個もっている、長期的に仮説が示す安定的関係 Cointegration が成立するならば、(1) 式の残差は均衡からの乖離を示し定常的で単位根をもたない。したがって残差の単位根を調べることで、仮説の妥当性が検証される<sup>8)</sup>。具体的手続は、各変数とも単位根の最大個数を 3 個と仮定し、有効求人倍率と各産業ごとの雇用者数、マンアワー、生産高、実質賃金率、総実労働時間数の各系列を対数変換後、最高 3 次までの階差とレベルについてそれぞれ単位根が 1 個存在するという帰無仮説を検定し、レベルの単位根数を判断する<sup>9)</sup>。

次に長期均衡を表す上式の係数ベクトルを推定、残差として得られる確率過程 Error Correction Term (ECT) の単位根を検定した。Hall [25]、Jenkinson [29] らの英国経済に関する研究では、単純な限界生産力仮説は棄却され、失業率が長期均衡に不可欠の要素とされている。しかし日本では、労働の需給逼迫を示す指標として失業率はあまり適切でなく、多くの研究で有効求人倍率が利用されているので、ここではマクロの有効求人倍率を用いた<sup>10)</sup>。また金融保険業と不動産業で

は、常用雇用、総実労働時間数、現金給与支払は、別々に報告され、雇用者数はその合計が掲載されている。そこで、両産業の単純平均をもって、金融保険不動産業の値とした。単位根の検定結果は表1に、Cointegrationの推定と検定を表2に掲載する。以下これらについて、順に報告する。

### 2.1.1 各変数の単位根 (表1)

産業計では、常用雇用、全雇用者、それらのマンアワー、生産高、実質賃金率、有効求人倍率が1次および2次階差処理後に有意水準5%あるいは10%で単位根が棄却され、レベルで棄却されない。総実労働時間数のレベルは、5%で棄却される。したがって、労働時間を除く全変数は単位根を1個もつと考えられる。

製造業では、生産高を除く各変数の単位根の個数は産業計と同様だが、生産高は単位根が0個になる。

建設業の場合、全雇用者、そのマンアワー、実質賃金率、労働時間の単位根は1個、生産高は2個、常用雇用とそのマンアワーは0個である。生産高に単位根が2個あるため、限界生産力仮説の検証にCointegration testは利用できない。鉱業では、各変数の単位根は製造業とまったく同一である。

卸売小売業において、全雇用者とそのマンアワー、常用雇用、実質賃金率、労働時間は単位根が1個、生産高は2個、常用雇用のマンアワーは0個ある。常用雇用のマンアワーが単位根をもたないのは、労働時間が趨勢的に減少傾向にあって、雇用と労働時間が互いに相殺しあうためである。生産高に単位根が2個検出されたため、Cointegrationの成立は単位根を1個もつ資本ストックを用いたときにのみ検討される。

金融保険不動産業では、全雇用者とそのマンアワー、実質賃金率、労働時間は単位根が1個、生産高、常用雇用とそのマンアワーで2個になる。したがって、生産高と常用雇用の組合せしかCointegrationを検定できない。

運輸通信業をみると、全雇用者とそのマンアワー、常用雇用、生産高、実質賃金率、労働時間は1個の単位根をもち、常用雇用のマンアワーは0個である。エネルギー業では、全雇用者とそのマンアワー、実質賃金率、労働時間は単位根を1個、常用雇用とそのマンアワーは2個、生産高は0個もつ。サービス業の場合、すべての変数が単位根を1個もつ。

表1 生産高、実質賃金率、総実労働時間数、雇用者数の単位根検定

変数	農林水産業を除く産業計		製造業		建設業	
	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$
m1	(1) 0.813	-1.941	(4) -0.572	-3.044	(2) -0.980	-1.560
$\Delta$ m1	(2) -2.808 *	-2.944	(2) -3.336 **	-3.253 *	(2) -2.975 **	-2.884
$\Delta^2$ m1	(1) -6.679 **	-6.628 **	(2) -6.756 **	-6.805 **	(3) -5.031 **	-5.068 **
$\Delta^3$ m1	(4) -6.226 **	-6.208 **	(4) -7.184 **	-7.095 **	(4) -5.813 **	-5.753 **
m2	(3) 0.665	-2.978	(3) -0.372	-3.044	(2) -3.156 **	-3.160
$\Delta$ m2	(5) -4.227 **	-4.560	(2) -2.953 **	-3.136	(2) -3.293 **	-3.220 *
$\Delta^2$ m2	(4) -2.819 *	-2.725	(5) -4.782 **	-4.814 **	(1) -5.871 **	-5.197 **
$\Delta^3$ m2	(3) -6.110 **	-6.024 **	(3) -4.253 **	-4.169 **	(3) -5.750 **	-5.638 **
mh1	(3) -0.997	-0.308	(3) -0.558	-2.581	(2) -1.286	-1.653
$\Delta$ mh1	(1) -5.826 **	-5.678 **	(2) -4.754 **	-4.567 **	(1) -4.361 **	-3.855 **
$\Delta^2$ mh1	(1) -5.267 **	-5.406 **	(2) -5.193 **	-5.306 **	(3) -5.431 **	-5.372 **
$\Delta^3$ mh1	(4) -6.386 **	-6.522 **	(4) -6.921 **	-6.925 **	(4) -5.970 **	-5.938 **
mh2	(2) -0.833	-3.007	(3) 0.002	-2.055	(2) -3.477 **	-3.366 *
$\Delta$ mh2	(1) -6.376 **	-6.214 **	(2) -4.795 **	-4.790 **	(1) -5.053 **	-4.163 **
$\Delta^2$ mh2	(1) -5.581 **	-5.927 **	(1) -4.853 **	-5.137 **	(1) -5.624 **	-5.820 **
$\Delta^3$ mh2	(4) -8.092 **	-8.334 **	(3) -6.474 **	-6.449 **	(4) -5.618 **	-5.542 **
y	(2) 0.136	-2.564	(2) -0.442	-3.629 **	(2) -1.634	-1.187
$\Delta$ y	(1) -3.215 **	-3.139	(1) -4.280 **	-4.120 **	(1) -2.448	-2.687
$\Delta^2$ y	(1) -5.572 **	-5.583 **	(1) -5.107 **	-5.167 **	(1) -6.105 **	-6.061 **
$\Delta^3$ y	(3) -6.282 **	-6.220 **	(4) -6.99 **	-6.917 **	(4) -6.106 **	-6.045 **
w	(4) -0.199	-1.828	(4) -0.203	-1.885	(4) -0.068	-1.596
$\Delta$ w	(3) -2.835 *	-2.807	(3) -2.922 *	-2.928	(3) -3.125 **	-3.088
$\Delta^2$ w	(2) -4.280 **	-4.269 **	(4) -4.848 **	-4.799 **	(5) -5.248 **	-5.275 **
$\Delta^3$ w	(1) -7.499 **	-7.425 **	(1) -6.967 **	-6.890 **	(1) -6.942 **	-6.897 **
h	(2) -4.415 **	-3.433 *	(2) -4.399 **	-4.501 **	(3) -2.301	-1.905
$\Delta$ h	(1) -4.824 **	-5.469 **	(5) -3.269 **	-3.551 **	(2) -3.768 **	-3.779 **
$\Delta^2$ h	(1) -5.544 **	-5.707 **	(1) -4.501 **	-4.544 **	(1) -7.075 **	-7.384 **
$\Delta^3$ h	(3) -5.973 **	-5.977 **	(3) -5.311 **	-5.364 **	(4) -5.997 **	-6.000 **
yuko	(3) 0.303	-0.446				
$\Delta$ yuko	(3) -4.024 **	-4.155 **				
$\Delta^2$ yuko	(3) -3.095 **	-3.198 *				
$\Delta^3$ yuko	(5) -5.987 **	-5.920 **				

y : 生産高                      h : 総実労働時間数                      w : 実質賃金率 = (現金給与支払/h) / WPI  
 m1 : 全雇用者                      m2 : 常用雇用                      mh1またはmh2 : マンアワー = m1×h または m2×h  
 yuko : 有効求人倍率

注) 1. 常用雇用、総実労働時間数、現金給与支払は、金融保険業と不動産業が別々に報告されているため、それらの単純平均を金融保険不動産業の値とした。

2.  $\tau_{\mu}$  は、

$$\Delta x_t = c + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta x_{t-j}$$

の推定モデルにおける、単位根  $\rho = 1$  の仮説の検定統計量。Dickey=Fuller [18] によるとサンプルサイズ50のとき10%の有意水準は-2.60、5%は-2.93。

3.  $\tau_r$  は、

$$\Delta x_t = c + \beta t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta x_{t-j}$$

の推定モデルにおける同様の検定統計量で、10%の有意水準は-3.18、5%は-3.50である。

4. \*は有意水準10%、\*\*は5%で単位根が1個存在するという仮説が棄却されることを示す。

5. ( ) 内は検定に用いたモデルのラグ次数を示し、AIC基準で決定。

表1 生産高、実質賃金率、総実労働時間数、雇用者数の単位根検定 (続き)

変数	鉱業		卸売小売業		金融保険不動産業	
	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$
m1	(5) -1.329	-2.962	(3) -1.217	-2.802	(3) -0.193	-2.284
$\Delta$ m1	(1) -4.461 **	-4.452 **	(1) -4.848 **	-4.940 **	(2) -4.942 **	-4.898 **
$\Delta^2$ m1	(3) -4.793 **	-4.762 **	(3) -5.072 **	-5.003 **	(4) -5.517 **	-5.501 **
$\Delta^3$ m1	(4) -6.202 **	-6.121 **	(4) -6.504 **	-6.459 **	(5) -6.902 **	-6.796 **
m2	(2) 3.273	0.803	(2) 1.147	-1.940	(3) 1.208	-1.006
$\Delta$ m2	(5) -2.387	-3.953 **	(1) -2.805 *	-3.307 *	(4) -1.865	-2.363
$\Delta^2$ m2	(5) -2.835 *	-3.272 *	(5) -2.951 **	-2.873	(5) -3.650 **	-3.794 **
$\Delta^3$ m2	(5) -5.321 **	-5.172 **	(5) -5.351 **	-5.335 **	(5) -5.513 **	-5.444 **
mh1	(2) -0.401	-2.335	(2) -2.560	-3.174	(3) -1.068	-2.163
$\Delta$ mh1	(1) -4.474 **	-4.466 **	(1) -3.992 **	-4.512 **	(2) -4.506 **	-4.662 **
$\Delta^2$ mh1	(3) -4.749 **	-4.706 **	(3) -4.591 **	-4.501 **	(4) -5.590 **	-5.542 **
$\Delta^3$ mh1	(4) -6.126 **	-6.057 **	(4) -5.907 **	-5.960 **	(4) -8.597 **	-8.527 **
mh2	(2) 2.733	0.597	(2) -1.133	-4.467 **	(2) 0.322	-1.983
$\Delta$ mh2	(1) -3.007 **	-3.835 **	(1) -3.235 **	-3.303 *	(2) -2.898	-3.088
$\Delta^2$ mh2	(1) -4.948 **	-5.190 **	(1) -5.924 **	-5.813 **	(5) -3.700 **	-3.852 **
$\Delta^3$ mh2	(5) -5.506 **	-5.452 **	(3) -5.341 **	-5.350 **	(3) -5.683 **	-5.644 **
y	(2) -1.634	-4.509 **	(2) -2.046	-2.293	(2) -0.183	-2.524
$\Delta$ y	(1) -2.923 *	-3.295 *	(1) -2.024	-2.454	(1) -2.099	-2.078
$\Delta^2$ y	(1) -5.292 **	-5.256 **	(4) -3.182 **	-3.127	(1) -6.589 **	-6.532 **
$\Delta^3$ y	(4) -6.396 **	-6.399 **	(3) +6.945 **	-6.633 **	(3) -7.025 **	-6.993 **
w	(3) -0.739	-2.133	(2) -0.898	-2.557	(4) 0.004	-1.816
$\Delta$ w	(5) -3.517 **	-2.240	(2) -2.939 **	-2.923	(5) -2.779 *	-2.874
$\Delta^2$ w	(3) -3.678 **	-3.683 **	(1) -5.083 **	-5.036 **	(1) -5.206 **	-5.159 **
$\Delta^3$ w	(4) -4.649 **	-4.595 **	(4) -4.038 **	-4.001 **	(3) -5.407 **	-5.341 **
h	(2) -3.445 **	-3.462 **	(2) 0.477	-2.123	(3) -2.413	-2.513
$\Delta$ h	(3) -4.275 **	-4.169 **	(1) -2.684 *	-3.420 *	(5) -2.586	-3.211 *
$\Delta^2$ h	(5) -4.297 **	-4.246 **	(1) -6.088 **	-6.027 **	(1) -6.504 **	-6.526 **
$\Delta^3$ h	(5) -6.699 **	-6.565 **	(5) -5.691 **	-5.876 **	(3) -6.133 **	-6.098 **

変数	運輸通信業		エネルギー業		サービス業	
	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$
m1	(2) -1.253	-2.176	(2) -1.387	-1.355	(2) -0.270	-1.847
$\Delta$ m1	(3) -2.955 **	-2.912	(2) -5.997 **	-6.071 **	(1) -4.347 **	-4.634 **
$\Delta^2$ m1	(5) -3.894 **	-3.956 **	(4) -6.043 **	-5.997 **	(5) -3.971 **	-3.926 **
$\Delta^3$ m1	(5) -7.278 **	-7.270 **	(5) -8.901 **	-8.827 **	(2) -12.053 **	-12.050 **
m2	(3) -2.253	-2.210	(3) -2.270	-1.090	(2) -1.743	-2.390
$\Delta$ m2	(2) -2.645 *	-2.453	(2) -2.105	-3.015	(5) -2.967 **	-4.131 **
$\Delta^2$ m2	(1) -4.652 **	-4.741 **	(1) -3.667 **	-3.685 **	(5) -3.222 **	-3.145
$\Delta^3$ m2	(3) -5.231 **	-5.156 **	(1) -7.495 **	-7.451 **	(3) -6.073 **	-6.076 **
mh1	(4) 0.155	-1.200	(3) -1.360	-1.285	(2) -0.890	-1.688
$\Delta$ mh1	(3) -3.652 **	-3.725 **	(2) -6.001 **	-6.058 **	(1) -5.093 **	-5.264 **
$\Delta^2$ mh1	(3) -5.087 **	-5.037 **	(1) -3.667 **	-3.685 **	(2) -8.065 **	-7.936 **
$\Delta^3$ mh1	(5) -6.477 **	-6.430 **	(5) -9.119 **	-9.041 **	(3) -6.303 **	-6.242 **
mh2	(2) -1.535	-3.351 *	(3) -2.251	-1.281	(2) -2.082	-2.502
$\Delta$ mh2	(1) -4.042 **	-4.015 **	(2) -1.509	-2.058	(1) -2.967 **	-4.131 **
$\Delta^2$ mh2	(1) -6.811 **	-6.756 **	(1) -7.421 **	-7.537 **	(3) -4.836 **	-4.821 **
$\Delta^3$ mh2	(5) -5.645 **	-5.591 **	(4) -5.650 **	-5.565 **	(4) -7.022 **	-7.162 **
y	(2) 0.989	-3.016	(2) 0.006	-4.563 **	(1) -0.698	-2.275
$\Delta$ y	(5) -2.592	-3.250 *	(1) -3.800 **	-3.652 **	(1) -3.279 **	-3.213 *
$\Delta^2$ y	(4) -3.168 **	-2.956	(1) -3.667 **	-3.685 **	(1) -5.734 **	-5.727 **
$\Delta^3$ y	(3) -6.916 **	-6.861 **	(4) -5.218 **	-5.157 **	(4) -5.595 **	-5.535 **
w	(2) -0.916	-2.116	(2) -0.625	-2.915	(2) -0.510	-1.654
$\Delta$ w	(1) -3.911 **	-3.873 **	(4) -3.317 **	-3.351 **	(1) -4.116 **	-4.070 **
$\Delta^2$ w	(2) -6.000 **	-5.959 **	(1) -3.667 **	-3.685 **	(2) -6.426 **	-6.386 **
$\Delta^3$ w	(5) -6.845 **	-6.718 **	(4) -3.765 **	-3.724 **	(5) -6.050 **	-5.986 **
h	(2) -0.768	-1.854	(3) -2.523	-2.682	(1) -0.046	-1.302
$\Delta$ h	(1) -4.078 **	-4.058 **	(2) -3.670 **	-3.546 **	(2) -3.578 **	-3.806 **
$\Delta^2$ h	(1) -6.973 **	-7.036 **	(1) -3.667 **	-3.685 **	(3) -5.747 **	-5.778 **
$\Delta^3$ h	(5) -6.168 **	-6.101 **	(4) -6.138 **	-6.072 **	(5) -7.039 **	-7.100 **

## 2.1.2 限界生産力仮説について (表2)

マンアワー、実質賃金率、生産高の間に長期の安定的関係が棄却されなかったケースは、産業計の全雇用者、建設業の常用雇用、金融不動産の全雇用者、運輸通信業の常用雇用、エネルギー業の常用雇用、サービス業の全雇用者である。しかし(1)式で示される限界生産力仮説は、実質賃金率が負の係数をもつという符合条件を課す。上記のうちこの条件を満たすのは、産業計の全雇用者、建設業の常用雇用、金融保険不動産の全雇用者、運輸通信業の常用雇用の僅か4ケースしかない。しかも建設業の常用雇用はその係数が有意でない。

(1)式にさらに有効求人倍率を説明変数に加えたとき初めて安定的関係が成立するのは、産業計の常用雇用、製造業の全雇用者と常用雇用、金融保険不動産の常用雇用、運輸通信業の全雇用者、エネルギー業の全雇用者、サービス業の全雇用者であった。産業政策の影響を大きく受けて大幅な人員削減が行なわれている鉱業は別としても、就業人口が増加傾向にあるとされている卸売小売業、サービス業において実質賃金率の係数が有意にプラスになっている点が興味深い。これは、第3次産業における持続的賃金率の上昇が、非就労者あるいは他産業から構造的に労働流入を引き起こし、限界生産力仮説に示されるような安定的関係にまだ達していないか、あるいは別のメカニズムが働いているためであろう。

その候補として、調整費用による雇用の内部化、あるいは収穫逦増などが考えられる。前者の場合、内部化の程度は長期的に外部労働市場の需給逼迫度に影響される。そこで有効求人倍率の係数をみると、有効求人倍率を含めて長期の安定的関係が成立するもののうち有意に正の相関をもつのは、産業計の常用雇用、製造業の全雇用者と常用雇用、運輸通信業の全雇用者の4ケースある。逆に有意に負の相関をもつものは、金融保険不動産の全雇用者と常用雇用ならびにサービス業の全雇用者である。

このように、限界生産力仮説の長期成立が産業合計で非常用雇用を含む場合に棄却されず常用雇用だけでは棄却されることは、吉川=竹内 [11] が指摘するように、非常用雇用は単なる周辺労働力という位置付けを超えて、マクロの労働市場に大きな影響力をもってきたことを示す。また、産業全体で棄却されない仮説が個別産業で成立せず、労働の需給逼迫が長期にわたる重要な影響を及ぼすことは、産業間の構造的な労働移動や雇用調整が集計され相殺されると考えられる。その他実質賃金率の長期的相関の方向や有効求人倍率との関連をみると、産業間に定性的違いが存在することは明らかである。

表2 マンアワー、実質賃金率、生産高に関する  
Cointegration ベクトルの推定と検定

産業	推定値					単位根検定	
	constant	w	y	yuko	$R^2$	$\tau_\mu$	$\tau_r$
産業計							
model 1	4.552 (64.342)	-0.048 (-3.960)	0.443 (38.744)	- (-)	0.991 -	-2.860 **	-2.821
model 3	4.574 (60.362)	-0.040 (-3.322)	0.439 (34.963)	0.013 (0.811)	0.991 -	-3.187 **	-2.778
model 2	8.267 (25.316)	-0.123 (-2.198)	0.188 (3.565)	- (-)	0.215 -	-1.269	-1.588
model 4	8.863 (32.211)	-0.008 (-0.167)	0.074 (1.620)	0.079 (6.165)	0.512 -	-3.376 **	-2.309
製造業							
model 1	7.395 (48.296)	-0.163 (-3.874)	0.314 (10.044)	- (-)	0.793 -	-1.466	-1.935
model 3	7.572 (65.337)	-0.083 (-2.506)	0.248 (9.969)	0.063 (7.178)	0.887 -	-2.670 *	-2.740
model 2	8.210 (44.256)	-0.109 (-2.141)	0.204 (5.390)	- (-)	0.512 -	-1.146	-1.619
model 4	8.418 (58.723)	-0.014 (-0.355)	0.126 (4.102)	0.086 (9.813)	0.873 -	-3.325 **	-3.425 *
建設業							
model 1	6.292 (12.328)	0.094 (3.345)	0.282 (4.359)	- -	0.700 -	-1.671	-1.482
model 3	5.985 (9.535)	0.080 (2.447)	0.322 (4.016)	-0.014 (-0.843)	0.700 -	-1.784	-1.541
model 2	7.792 (16.394)	-0.033 (-1.269)	0.219 (3.628)	- (-)	0.228 -	-4.526 **	-4.145 **
model 4	8.866 (16.506)	0.016 (0.564)	0.080 (1.163)	0.047 (3.451)	0.345 -	-3.405 **	-3.322 *
鉱業							
model 1	6.828 (2.606)	-0.851 (-5.616)	1.361 (4.901)	- (-)	0.594 -	-1.652	-1.361
model 3	12.885 (4.100)	-1.128 (-6.713)	0.773 (2.397)	-0.284 (-3.094)	0.642 -	-1.298	-0.959
model 2	15.882 (20.543)	-1.110 (-24.822)	0.384 (4.685)	- (-)	0.933 -	-2.269	-2.376
model 4	16.855 (17.261)	-1.154 (-22.115)	0.290 (2.890)	-0.046 (-1.599)	0.934 -	-2.209	-2.279
卸売小売業							
model 1	5.315 (65.830)	0.104 (5.051)	0.343 (24.361)	- (-)	0.979 -	-2.513	-2.405
model 3	5.333 (67.274)	0.103 (5.133)	0.341 (24.826)	-0.011 (-2.039)	0.980 -	-2.543	-2.463
model 2	5.680 (47.212)	0.168 (5.461)	0.248 (11.801)	- (-)	0.941 -	-1.681	-2.311
model 4	5.628 (52.933)	0.170 (6.307)	0.252 (13.644)	0.033 (4.433)	0.954 -	-2.180	-2.374

- 注) 1. ( )内はt値。  
 2. 従属変数は model 1 と 3 が m1 全雇用者「労働力調査報告」  
 model 2 と 4 が m2 (常用雇用「毎月勤労統計調査」)  
 3. \*は単位を1個もつという仮説が有意水準10%で、\*\*は5%で棄却されることを示す。

表2 マンアワー、実質賃金率、生産高に関する  
Cointegration ベクトルの推定と検定 (続き)

産業 説明変数	推定値					単位根検定	
	constant	w	y	yuko	R <sup>2</sup>	$\tau_{\mu}$	$\tau_r$
金融保険不動産業							
model 1	3.971 (20.428)	-0.195 (-2.791)	0.674 (10.778)	- (-)	0.949 -	-3.608 **	-3.586 **
model 3	3.772 (23.891)	-0.256 (-4.538)	0.735 (14.495)	-0.060 (-6.055)	0.968 -	-3.312 **	-3.306 *
model 2	7.185 (49.666)	-0.085 (-1.634)	0.282 (6.047)	- (-)	0.850 -	-1.974	-2.346
model 4	7.391 (95.610)	-0.022 (-0.793)	0.219 (8.819)	0.062 (-12.780)	0.959 -	-3.480 **	-3.565 **
運輸通信業							
model 1	8.554 (41.895)	0.066 (2.701)	0.080 (2.386)	- (-)	0.550 -	-1.478	-1.579
model 3	8.808 (60.832)	0.119 (6.581)	0.016 (0.650)	0.048 (8.314)	0.784 -	-3.415 **	-3.288 **
model 2	9.172 (89.650)	-0.035 (-2.840)	0.092 (5.417)	- (-)	0.356 -	-3.196 **	-3.419 *
model 4	9.246 (96.649)	-0.019 (-1.613)	0.073 (4.473)	0.014 (3.664)	0.470 -	-2.851 *	-2.884
エネルギー業							
model 1	9.999 (33.335)	-0.347 (-4.042)	0.268 (3.115)	- (-)	0.213 -	-1.478	-1.579
model 3	9.988 (32.999)	-0.349 (-4.015)	0.269 (3.098)	-0.005 (-0.225)	0.201 -	-3.415 **	-3.288 **
model 2	7.826 (75.754)	-0.232 (-7.815)	0.406 (13.699)	- (-)	0.848 -	-3.196 **	-3.419 *
model 4	7.816 (76.432)	-0.236 (-8.053)	0.410 (13.957)	-0.013 (-1.593)	0.852 -	-2.851 *	-2.884
サービス業							
model 1	1.959 (24.323)	0.173 (9.925)	0.605 (45.602)	- (-)	0.993 -	-3.060 **	-3.201 *
model 3	1.974 (27.905)	0.147 (8.939)	0.622 (50.820)	-0.022 (-4.457)	0.995 -	-3.406 **	-3.383 *
model 2	1.298 (9.645)	0.187 (6.425)	0.639 (28.844)	- (-)	0.983 -	-1.353	-2.175
model 4	1.330 (12.668)	0.131 (5.353)	0.675 (37.205)	-0.048 (-6.462)	0.989 -	-2.398	-2.498

## 2.2 ECM による短期雇用調整関数の推定

次に各産業について、雇用者数に関する1変量ECM調整関数を推定した。ここでは(1)式の残差として導出されたECT項をECMに挿入し推定するという2段階推定を利用している<sup>11)</sup>。ECM推定式は以下の通りである。これは、はじめに1次階差処理後の雇用者数、総実労働時間数、生産高、実質賃金率、有効求人倍率に関するVARモデルでラグ次数を決定し、そのうちすべての産業にわたって有意でない変数を除去し、同時点の労働時間を加えて得られたものである。

$$(2) \quad \Delta m_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta m_{t-i} + \alpha_{k+1} \text{ECT}_{t-k-1} \\ + \beta_1 \Delta h_t + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta y_{t-4} + \beta_4 \Delta \text{yuko}_{t-1}$$

ただし yuko とは、有効求人倍率を示す。ラグ次数は常用雇用なら  $k=2$ 、全雇用者は  $k=1$  である。実質賃金は、山本 [10] と同様にいずれのモデルでも有意でなかったため、説明変数から除外されているが、Cointegration による ECT を通じて長期に影響を受けている。短期に有意にならない理由として、特に常用雇用の場合賃金は交渉によって決る部分が大きく頻繁に変更されないため短期の変動が小さくなるためと考えられる。

ECM 推定結果を表 3 に報告する。比較のため、すべての場合を推定したが、2.1 節でみたように Cointegration が検定できなかったり、棄却されたケースがあるので、その場合推定量の有効性等に十分留意しなければならない。上式のように同時点の労働時間を説明変数に含むため、操作変数法を用いている<sup>12)</sup>。雇用調整速度は 1 から (2) 式の係数  $\alpha_i$  ( $i=1, \dots, k$ ) の和を引いたもので、固定性が高いほどこの値は小さくなる。各産業の調整速度を、表 4 にまとめて記載し、生産高の代わりに資本ストックを用いた結果も参考に示す。Cointegration が棄却された場合もあるので、結果の解釈には十分留意しなければならないが、日本の雇用調整の形態は以下の特徴を有すると推察される。

### 2.2.1 雇用調整速度

表 4 の第 2 列をみると、金融保険不動産業、エネルギー業、サービス業を除いて、全雇用者では産業間に大きな違いは存在しない。ただし資本ストックを用いた場合は、相違の度合いが大きくなっている。それに対して第 4 列の常用雇用の速度は大きく異なり、鉱業、エネルギー業、サービス業がきわめて小さい。サービス業は一般に調整速度が大きいと考えられているが、常用雇用はきわめて固定的である。しかし製造業、建設業、卸売小売業、運輸通信業ではそれほどきわだった違いはみられない。

それに比べて特筆すべきことは、同一産業内の常用雇用と全雇用者の相違である。同一産業内でも産業政策による人員削減が進められている鉱業は例外としても、全産業では全雇用者が常用雇用の 2 倍強、卸売小売業に至ってはほぼ 4 倍になっている。ところが、建設業、運輸通信業では全雇用者と常用雇用にさほど違いはない。

これらのことから、労働の固定性は常用雇用に発生し、産業間の雇用調整速度の相違は主として常用雇用によるもので、その雇用比率が高い産業ほど全体の調整速度は低くなると考えられる。しかし常用雇用と全雇用者の違いは、異なるデータソースの利用により生じた可能性も排除できない。黒坂 [6] の計測結果と比較す

ると、製造業とサービス業の調整速度の順位が入れ替わっている。

表3 雇用調整関数のECM推定

説明変数	$\Delta m(-1)$	$\Delta m(-2)$	$\Delta h(0)$	$\Delta \Delta y(-1)$	$\Delta y(-4)$	$\Delta yuko(-1)$	ECT
産業計							
model 1	0.443 (4.380)	- (-)	-0.176 (-1.857)	0.214 (5.419)	- (-)	0.003 (0.953)	-0.130 (-3.807)
	$R^2$	0.607	DW	2.235	Q(21)	15.169	(0.814)
	ARCH(1)	0.580	(0.446)	ARCH(2)	1.342	(0.511)	
model 3	0.458 (4.604)	- (-)	-0.147 (-1.612)	0.210 (5.362)	- (-)	0.003 (0.828)	-0.122 (-3.712)
	$R^2$	0.607	DW	2.2331	Q(21)	14.972	(0.824)
	ARCH(1)	0.475	(0.490)	ARCH(2)	1.343	(0.511)	
model 2	1.171 (9.998)	-0.345 (-3.313)	0.212 (2.018)	-0.058 (-1.493)	0.076 (1.801)	0.008 (2.243)	-0.007 (-0.911)
	$R^2$	0.956	DW	1.433	Q(21)	29.742	(0.097)
	ARCH(1)	0.008	(0.927)	ARCH(2)	0.752	(0.687)	
model 4	1.149 (9.991)	-0.315 (-2.967)	0.251 (3.018)	-0.048 (-1.714)	0.067 (1.612)	0.008 (2.368)	-0.011 (-1.714)
	$R^2$	0.956	DW	1.448	Q(21)	25.952	(0.208)
	ARCH(1)	0.000	(0.986)	ARCH(2)	0.695	(0.706)	
製造業							
model 1	0.413 (3.536)	- (-)	-0.058 (-0.334)	0.031 (0.792)	- (-)	0.033 (3.177)	-0.089 (-3.069)
	$R^2$	0.706	DW	1.565	Q(21)	34.880	(0.029)
	ARCH(1)	0.011	(0.917)	ARCH(2)	0.008	(0.996)	
model 3	0.482 (4.453)	- (-)	0.132 (0.899)	0.033 (0.858)	- (-)	0.028 (2.775)	-0.076 (-2.659)
	$R^2$	0.705	DW	1.625	Q(21)	39.268	(0.009)
	ARCH(1)	0.319	(0.572)	ARCH(2)	0.349	(0.840)	
model 2	1.145 (10.118)	-0.290 (-2.634)	0.162 (2.140)	-0.031 (-1.934)	0.034 (2.130)	0.007 (2.143)	-0.008 (-0.938)
	$R^2$	0.960	DW	1.537	Q(21)	30.655	(0.080)
	ARCH(1)	0.061	(0.805)	ARCH(2)	0.711	(0.701)	
model 4	1.092 (9.665)	-0.228 (-2.056)	0.194 (3.470)	-0.030 (-2.099)	0.003 (2.231)	0.008 (2.410)	-0.015 (-2.099)
	$R^2$	0.962	DW	1.535	Q(21)	25.334	(0.233)
	ARCH(1)	0.000	(0.997)	ARCH(2)	0.889	(0.641)	

注) 1. 推定式は、

$$\Delta m_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta m_{t-i} + \alpha_{k+1} ECT_{t-k-1} + \beta_1 \Delta h_t + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta y_{t-4} + \beta_4 \Delta yuko_{t-1}$$

ただし m1のとき k=1、m2のとき k=2、 $\Delta$ は1次階差を示す。

- 操作変数はモデルに含まれる全先決変数に加えて、y(2)、y(3)、(y4)、yuko(2)、h(1)、wn(0)、wn(1)の1次階差。ただし wn は所定外賃金を示す。
- 推定値下の( )内はt値。
- モデル番号は、表2のCointegrationモデルの番号に対応。
- 表中のARCH(n)は誤差項分散がn階の系列無相関、Qは誤差項が系列無相関という仮説の統計量で、( )内はそれぞれの信頼水準を示す。
- 注)1推定式の通り、実質賃金率はすべてのモデルについて有意でなかったため、ECTを除き直接説明変数に含めていない。また全雇用者データを用いた場合自身の有意なラグ次数は1で常用雇用の場合は2であった。そのため全雇用者についてはラグ1の結果を常用雇用についてはラグ2の結果を報告している。
- 金融保険不動産業のmodel 3ならびにサービス業のmodel 1と3は意味のある計測が行なえなかったため報告しない。

表3 雇用調整関数のECM推定(続き)

説明変数	$\Delta m(-1)$	$\Delta m(-2)$	$\Delta h(0)$	$\Delta y(-1)$	$\Delta y(-4)$	$\Delta yuko(-1)$	ECT
建設業							
model 1	0.322 (2.412)	- (-)	-0.399 (-0.886)	0.159 (2.465)	- (-)	0.007 (0.452)	-0.062 (-1.980)
	$\bar{R}^2$	0.302	DW	2.079	Q(12)	16.909	(0.717)
	ARCH(1)	0.667	(0.414)	ARCH(2)	0.818	(0.403)	
model 3	0.308 (2.270)	- (-)	-0.447 (-0.953)	0.162 (2.518)	- (-)	0.007 (0.470)	-0.065 (-2.055)
	$\bar{R}^2$	0.302	DW	2.085	Q(21)	16.842	(0.721)
	ARCH(1)	0.542	(0.462)	ARCH(2)	1.781	(0.410)	
model 2	0.917 (6.716)	-0.260 (-2.110)	0.018 (0.078)	-0.005 (-0.180)	0.043 (1.154)	0.005 (0.525)	-0.062 (-3.108)
	$\bar{R}^2$	0.857	DW	1.886	Q(21)	32.682	(0.050)
	ARCH(1)	0.653	(0.419)	ARCH(2)	3.305	(0.192)	
model 4	1.019 (7.695)	-0.298 (-2.351)	0.122 (0.555)	-0.022 (-0.769)	0.059 (1.617)	0.002 (0.230)	-0.045 (-2.463)
	$\bar{R}^2$	0.851	DW	1.916	Q(21)	30.907	(0.075)
	ARCH(1)	0.157	(0.692)	ARCH(2)	3.096	(0.213)	
鉱業							
model 1	0.345 (2.824)	- (-)	0.499 (0.237)	0.528 (1.786)	- (-)	-0.191 (-1.520)	-0.039 (-1.438)
	$\bar{R}^2$	0.296	DW	1.727	Q(21)	31.052	(0.073)
	ARCH(1)	0.368	(0.544)	ARCH(2)	1.683	(0.431)	
model 3	0.355 (2.745)	- (-)	0.540 (0.257)	0.517 (1.789)	- (-)	-0.191 (-1.524)	-0.046 (-1.605)
	$\bar{R}^2$	0.308	DW	1.727	Q(21)	31.693	(0.063)
	ARCH(1)	0.360	(0.549)	ARCH(2)	1.787	(0.409)	
model 2	0.920 (7.042)	0.070 (0.543)	-0.063 (-0.330)	-0.011 (-0.403)	-0.015 (-0.600)	-0.004 (-0.348)	0.017 (1.655)
	$\bar{R}^2$	0.655	DW	1.829	Q(21)	25.828	(0.213)
	ARCH(1)	0.330	(0.566)	ARCH(2)	0.819	(0.664)	
model 4	0.926 (7.010)	0.059 (0.457)	-0.061 (-0.318)	-0.002 (-0.067)	-0.017 (-0.715)	-0.002 (-0.209)	0.013 (1.328)
	$\bar{R}^2$	0.648	DW	1.805	Q(21)	24.440	(0.272)
	ARCH(1)	0.101	(0.751)	ARCH(2)	0.346	(0.841)	
卸売小売業							
model 1	0.486 (4.240)	- (-)	-0.172 (-0.593)	0.197 (3.301)	- (-)	-0.009 (-1.119)	-0.039 (-1.055)
	$\bar{R}^2$	0.094	DW	1.921	Q(21)	16.074	(0.7655)
	ARCH(1)	0.022	(0.883)	ARCH(2)	0.075	(0.963)	
model 3	0.487 (4.250)	- (-)	-0.227 (-0.784)	0.190 (3.165)	- (-)	-0.010 (-1.236)	-0.043 (-1.060)
	$\bar{R}^2$	0.095	DW	1.919	Q(21)	15.514	(0.796)
	ARCH(1)	0.008	(0.927)	ARCH(2)	0.060	(0.971)	
model 2	0.911 (6.713)	-0.030 (-0.223)	-0.221 (-2.140)	-0.002 (-0.099)	0.047 (1.454)	-0.008 (-2.834)	0.009 (0.654)
	$\bar{R}^2$	0.616	DW	1.868	Q(21)	19.798	(0.534)
	ARCH(1)	0.315	(0.574)	ARCH(2)	1.520	(0.468)	
model 4	0.915 (6.678)	-0.035 (-0.256)	-0.235 (-2.504)	-0.003 (-0.112)	0.046 (1.436)	-0.008 (-3.097)	0.007 (0.614)
	$\bar{R}^2$	0.608	DW	1.864	Q(21)	19.685	(0.541)
	ARCH(1)	0.236	(0.627)	ARCH(2)	1.399	(0.497)	

表3 雇用調整関数のECM推定(続き)

説明変数	$\Delta m(-1)$	$\Delta m(-2)$	$\Delta h(0)$	$\Delta y(-1)$	$\Delta y(-4)$	$\Delta yuko(-1)$	ECT
金融保険不動産業 model 1	0.180 (1.348) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	- (-) 0.079 3.169	0.558 (0.827) DW (0.075)	0.370 (3.562) 1.596 ARCH(2)	- (-) Q(21) 3.639	-0.008 (-0.387) 25.023 (0.162)	-0.162 (-2.921) (0.246)
model 2	1.095 (7.717) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	-0.351 (-2.730) 0.902 0.413	-0.227 (-2.045) DW (0.521)	0.043 (0.860) 2.108 ARCH(2)	0.018 (0.349) Q(21) 1.037	0.007 (1.698) 12.519 (0.595)	-0.014 (-1.200) (0.639)
model 4	1.111 (7.662) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	-0.356 (-2.775) 0.902 0.289	-0.198 (-1.978) DW (0.591)	0.002 (0.449) 2.027 ARCH(2)	0.038 (0.781) Q(21) 0.830	0.06 (1.314) 10.398 (0.660)	-0.012 (-0.481) (0.794)
運輸通信業 model 1	0.356 (2.678) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	- (-) 0.062 0.535	-0.284 (-0.248) DW (0.464)	0.067 (0.789) 1.865 ARCH(2)	- (-) Q(21) 0.886	0.009 (0.412) 19.496 (0.642)	-0.082 (-0.583) (0.553)
model 3	0.359 (2.838) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	- (-) 0.086 1.126	-0.137 (-0.188) DW (0.289)	0.050 (0.588) 1.880 ARCH(2)	- (-) Q(21) 1.673	0.008 (0.448) 17.318 (0.433)	-0.111 (-1.122) (0.692)
model 2	0.808 (3.542) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	-0.135 (-0.801) 0.787 0.227	-0.256 (-1.458) DW (0.634)	0.039 (1.193) 1.982 ARCH(2)	-0.010 (-0.328) Q(21) 0.215	0.004 (1.042) 25.422 (0.898)	-0.085 (-2.401) (0.229)
model 4	0.747 (3.238) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	-0.108 (-0.636) 0.782 0.255	-0.108 (-1.601) DW (0.614)	0.038 (1.159) 1.954 ARCH(2)	-0.008 (-0.246) Q(21) 0.264	0.005 (1.182) 26.345 (0.877)	-0.094 (-2.703) (0.194)
エネルギー業 model 1	0.002 (0.011) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	- (-) 0.120 0.020	2.872 (0.645) DW (0.888)	0.160 (0.581) 1.893 ARCH(2)	- (-) Q(21) 1.294	-0.010 (-0.181) 28.582 (0.524)	-0.239 (-2.979) (0.124)
model 3	0.001 (0.008) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	- (-) 0.124 0.018	2.78 (0.629) DW (0.892)	0.156 (0.566) 1.889 ARCH(2)	- (-) Q(21) 1.259	-0.010 (-0.188) 28.525 (0.533)	-0.240 (-3.027) (0.126)
model 2	1.126 (8.446) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	-0.155 (-1.097) 0.897 0.621	-0.038 (-0.020) DW (0.431)	0.009 (0.537) 2.105 ARCH(2)	-0.014 (-0.792) Q(21) 1.530	0.003 (0.940) 15.268 (0.465)	-0.032 (-2.425) (0.809)
model 4	1.117 (8.459) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	-0.146 (-1.037) 0.898 0.455	-0.029 (-1.51) DW (0.500)	0.011 (0.613) 2.115 ARCH(2)	-0.017 (-0.946) Q(21) 0.513	0.003 (0.832) 15.441 (0.774)	-0.033 (-2.475) (0.800)
サービス業 model 2	0.898 (5.483) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	0.063 (0.392) 0.760 0.480	-0.147 (-0.974) DW (0.489)	0.053 (1.696) 1.825 ARCH(2)	-0.021 (-0.896) Q(21) 0.954	-0.000 (-0.069) 57.649 (0.621)	-0.032 (-2.017) (0.000)
model 4	0.927 (5.744) $\bar{R}^2$ ARCH(1)	0.035 (0.220) 0.752 0.387	-0.174 (-1.011) DW (0.534)	0.051 (1.561) 1.886 ARCH(2)	-0.025 (-1.065) Q(21) 0.508	-0.001 (-0.396) 59.260 (0.776)	-0.020 (-1.698) (0.000)

表4 雇用調整速度の産業比較

産業	全雇用者 (m1)		常用雇用者 (m2)	
	GDP	資本ストック	GDP	資本ストック
全産業	0.443 (1)	0.805 (5)	0.166 (4)	0.178 (8)
製造業	0.482 (3)	0.504 (7)	0.136 (4)	0.164 (8)
建設業	0.322 (1) *	0.399 (3) *	0.279 (4)	0.260 (8)
鉱業	0.355 (3) *	0.367 (7)	0.015 (4) *	0.021 (8)
卸売小売業	0.486 (1) *	0.203 (5)	0.120 (4) *	0.296 (8)
金融保険不動産業	0.820 (1)	0.097 (7)	0.245 (4)	0.102 (8)
運輸通信業	0.359 (3)	0.144 (7)	0.327 (2)	0.307 (6) *
エネルギー業	0.002 (1)	0.052 (5)	0.029 (4)	0.042 (8)
サービス業	-	0.386 (7) *	0.038 (4) *	0.049 (8)

- 注) 1. 数値は、表3で推定された雇用者のラグ係数を合計し1から引くことによって得られた調整速度である。( )内の数字は、対応するモデルの番号を示す。  
 参考までに掲載する第3列と5列の model 5、6、7、8は、Cointegrationの推定と検定において生産高の代りに資本ストック(取り付けベース)を利用したモデルである。  
 原則としてCointegrationが棄却されなかったモデルを掲載するが、複数ある場合は決定係数の高いものを採用した。  
 ただし\*の記号があるものは、Cointegrationが棄却されている。
2. サービス業では一部意味のある計測が行なえなかった。

### 2.2.2 労働時間との相互作用

全雇用者の場合、2.1節のインパルス応答で観察したように、すべての産業において主として負の相関をもつが、統計的に有意でない。一方常用雇用は、全産業、製造業で有意に正の相関を、金融保険不動産業と卸売小売業では有意に負の相関を示す。

以上のことから、産業計および製造業におけるこのような雇用調整の形態は、いくつかの産業で上島[4]等の労働調整費用モデルの理論分析に合致する。すなわち、常用雇用調整はきわめて緩慢で、労働時間と同時に正の相関をもつ。今後労働時間の制度的短縮が進められると、大きなショックを労働時間の変動で吸収することが困難になるため雇用者数の調整が促進されると思われる。また、労働の需給逼迫が長期的にも大きな影響力をもっている。

しかし、産業間の相違は定量的のみならず定性的にも顕著で、就業人口の産業間移動はマクロの雇用形態に大きな影響を与える。このような相違を無視し、集計データをもとに定係数のモデルを利用することは、推定上かなりの問題を呈すると危惧される。

### 3. おわりに

従来の製造業に関する雇用調整関数の研究対象を、産業大分類の8産業に拡張した。これまで暗黙のうちに仮定されていた労働の限界生産力説の長期成立を Cointegration test によって検定、それをもとに短期雇用調整関数を ECM で推定した。それによると農林水産業を除く産業計の全雇用者の場合、仮説に基づく長期の安定的関係があることが棄却されない。一方個別産業の多くで仮説が棄却され、長期に有効求人倍率が重要な影響を与えている。集計されると重要でなくなることを鑑みると、日本の失業は調整費用や産業間の労働移動による摩擦的部分が大きいと考えられる。英国経済に関する同様の研究において、マクロ全体で失業率が長期均衡に不可欠であることと比較すると、同じ失業であっても日英間には質的な相違があるのではないだろうか。

調整速度において注目すべき点は、全雇用者の場合産業間の違いが比較的小さいのに同一産業内の全雇用者と常用雇用の相違はきわめて大きく、卸売小売業ではほぼ4倍に達した。また、労働時間との相互作用は、常用雇用は同時点でプラス、全雇用者はマイナスの相関をもつ傾向にある。さらに常用雇用は、外部労働市場の需給逼迫と正の関係にある。したがって産業間の調整速度や労働時間との相違は、主として常用雇用によるものといえよう。

以上の分析結果は、労働調整費用や内部労働市場等の理論的帰結を支持するものである。近年マクロ動学に大きな影響力をもつ実物的循環論は、摩擦のない完全な労働市場を仮定し、雇用に関わる現象を労働供給主体の最適化から説明しようとする<sup>13)</sup>。また、独占的競争と価格調整費用の存在を強調する研究もあるが、それらは本稿で検証した常用雇用と非常用雇用の変動や調整速度の違いを説明できない。

本稿では異なるデータソースをもとに全雇用者と常用雇用を比較し、限界生産力仮説と産業間の調整の違いを考察した。しかし同一データを常用雇用と非常用雇用に分離しないと、厳密な比較は行なえない。また暦年 GDP を四半期に加工したが、主として第3次産業で決定係数が低く必ずしも有意な測定が行なえなかったのは、このためと思われる。Flaig=Steiner [22] による旧西ドイツ製造業の研究では、中間財の要素相対価格を説明変数に含める定式化が試みられている。今後 Idée [28] で理論的重要性を指摘した資本の稼働率を導入するなど、他の生産要素と組合せ、より精密な分析と国際比較を試みることにする。

## 付 録

### データの出所

- 生産高：（経済活動別暦年 GDP より加工） 「国民経済計算年報」経済企画庁  
総実労働時間数：「毎月勤労統計調査」労働省  
現金給与支払：「毎月勤労統計調査」労働省  
実質賃金率：（現金給与支払／総実労働時間数）／WPI  
WPI：総合卸売物価指数「物価指数月報」日本銀行  
全雇用者（非常用雇用を含む雇用者指数）：「労働力調査報告」総務庁 （1985=100）  
常用雇用指数：「毎月勤労統計調査」労働省 （1985=100）  
有効求人倍率：「職業安定業務月報」労働省

### 注 釈

- 1) 労働の固定性を導入した実物的景気循環モデルに、Hansen [26]、King et al [31] 等がある。また、収穫逓増を主張する米国の実証研究として、Bernanke=Parkinson [15] 等を参照。第3の非対称性を根拠に、Hall [24] をはじめ、労働の固定性よりも独占等の不完全競争要因の方が重要とする研究もでている。しかし Mankiw=Summers [32] では、価格の調整費用と労働の固定性が併存するとき、後者は定量的に大きな非対称性をもたらすと指摘、また Bertola=Caballero [16]、Bentoila=Bertola [14] では、非対称性そのものをもたらす労働の調整費用が研究されている。
- 2) Tachibanaki [36] や Nakamura [33] 等。また、労働市場に関するミクロ研究とマクロ経済の関連は、植田=吉川 [5] を参照。
- 3) 日本の製造業月次データを用いて、生産指数との相関係数を拡張期と下降期で比較したところ、卸売物価指数や賃金率はきわだった違いがみられないのに、常用雇用と（総実、所定内外の）労働時間に大きな相違が検出された。ただし CPI と GNP デフレータに非対称性があることが、有賀他 [1] の表2に示されている。
- 4) 就業者は、自営業者、家族従業者、雇用者に分けられ、さらに雇用者は常用雇用、臨時雇い、日雇いの3種類に分類される。常用雇用とは、期間を定めずまたは1カ月を超える期間を定めて雇われている者、日々または1カ月以内の期間を定めて雇われている者のうち、前2カ月にそれぞれ18日以上雇い入れられた者をいう。
- 5) 単位根と推定問題については、Hendry [27]、吉田 [12] を参照。
- 6) 資本ストックを用いた計測結果は、要請があれば送付する。資本ストックを用いた場合、調整速度は生産高のときより大きくなる産業があるものの、概ね推定結果は変わらない。
- 7) Choleskie 分解を用いると、結果が変数の並べ方に依存する。ここでは、同じ生産ショッ

クが常用雇用と全雇用者でどのように異なるか調べるため、同じ並べ方で異なる雇用データを最後に置いている。分解と識別の問題点は、伴 [9] 第 8 章、井出=中野 [3] を参照。

- 8) Cointegration の詳細は、Engel=Granger [20]、Johansen [30]、吉田 [12]、井出=中野 [3] 等を参照。
- 9) 階差をとる単位根検定は、個数の多い方から始めるべきことが Dickey=Pantula [19] により報告されている。レフェリーにご指摘いただいた。
- 10) レフェリーにご指摘いただいたように、産業別データの方が集計によるバイアスの可能性を受けにくくなると考えられる。しかし有効求人倍率は、産業別に公表されていない。個別データとして産業別新規求人数が利用可能だが、労働の需要サイドのみを示すため、需給逼迫度としては不十分である。労働供給の時系列やクロスセクションに大きな変化が存在しなければ、ある程度代理変数とみなすことができる。事実、マクロの有効求人倍率と新規求人数を比較すると、きわめて似通った動きを示している。しかし多くの推定において有効求人倍率を用いた方が計測が良好で、新規求人を用いると長期均衡が棄却されるケースが多々あった。産業別新規求人数を用いた推定結果も、要請があれば送付する。
- 11) Stock [35] によって、この 2 段階推定が super consistency を満たすと証明されている。
- 12) 利用した操作変数は、モデルの全先決変数に加えて、2 から 4 期前の生産高と 2 期前の有効求人倍率、1 期前の総実労働時間数、同時点と 1 期前の所定外賃金率である
- 13) 実物的景気循環論における労働供給と選好は、Idée [28] を参照されたい。

## 参考文献

- [1] 有賀健、金古俊秀、坂本和典、佐野尚史 (1992) 「戦後日本の景気循環—価格、賃金、マークアップ—」『フィナンシャル・レビュー』、pp.130-159
- [2] 井出多加子 (1993) 「景気循環における雇用調整の非対称性について」『成蹊大学経済学部論集』24、pp.33-45
- [3] 井出多加子、中野英夫 (1992) 「VAR 推定と識別問題について」『成蹊大学経済学部論集』23、pp.35-54
- [4] 上島康弘 (1985) 「景気変動と雇用調整」『季刊理論経済学』36、pp.231-245
- [5] 植田和男、吉川洋 (1984) 「労働市場のマクロ経済学分析」『季刊現代経済』春、pp.62-77
- [6] 黒坂佳央 (1989) 『マクロ経済学と日本の労働市場：供給サイドの分析』東洋経済新報社
- [7] 島田晴雄、清家篤、古郡柄子、酒井幸雄、細川豊秋 (1982) 「雇用変動と雇用調整関数の分析」『経済分析』第二部、pp.62-105
- [8] 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』No6、pp.39-52
- [9] 伴金美 (1991) 「時系列モデル」『マクロ計量モデル分析』有斐閣

- [10] 山本拓 (1982) 「人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析」 『三田学会雑誌』 75巻 1号、pp.65-91
- [11] 吉川洋、竹内恵行 (1988) 「実質賃金と日本経済」 日本銀行金融研究所 『金融研究』 第7巻第4号、pp.97-131
- [12] 吉田知生 (1989) 「貨幣需要関数の安定性について」 『フィナンシャル・レビュー』 8、pp.99-147
- [13] Abraham, Katherine G. and Susan N. Houseman (1989) "Job Security and Work Force Adjustment: How Different Are U.S. and Japanese Practices?," *J. of the Japanese and International Economies* 3, 500-521.
- [14] Bentolila, Samuel and Giuseppe Bertola (1990) "Firing Costs and Labour Demand: How Bad Is Eurosclerosis?," *Review of Economic Studies* 57, 381-402.
- [15] Bernanke, Ben S. and Martin L. Parkinson (1991) "Procyclical Labor Productivity and Competing Theories of the Business Cycle: Some Evidence from Interwar U.S. Manufacturing Industries," *J. of Political Economy* 99, 439-459.
- [16] Bertola, Giuseppe and Ricardo J. Caballero (1991) "Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics," *NBER Macroeconomics Annual*, 237-295.
- [17] Briscoe, Geoff and Rob Wilson (1991) "Explanation of the Demand for Labour in the United Kingdom Engineering Sector," *Applied Economics* 23, 913-926.
- [18] Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica* 49, 1057-1072.
- [19] Dickey, David A. and Sastry G. Pantula (1987) "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes," *J. of Business and Economic Statistics* 5, 455-461.
- [20] Engel, Robert F. and C. W. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55, 251-276.
- [21] Fay, Jon A. and James L. Medoff (1985) "Labor and Output over the Business Cycle: Some Direct Evidence," *American Economic Review* 75, 638-655.
- [22] Flaig, Gebhard and Viktor Steiner (1989) "Stability and Dynamic Properties of Labour Demand in West-German Manufacturing," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 395-412.
- [23] Gordon, Robert J. (1987) "Productivity, Wages and Prices Inside and Outside of Manufacturing in the U.S., Japan, and Europe," *European Economic Review* 31, 685-739.
- [24] Hall, Robert E. (1988) "The Relationship between Price and Marginal Cost in U.S. Industry," *J. of Political Economy* 96, 921-947.
- [25] Hall, S. G. (1986) "An Application of the Granger and Engel Two-Step Estimation Procedure to United Kingdom Aggregate Wage Data," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 229-239.

- [26] Hansen, Gary D. (1985) "Indivisible Labor and the Business Cycle," *J. of Monetary Economics* 16, 309-327.
- [27] Hendry, David F. (1986) "Econometric Modeling with Cointegrated Variables: An Overview," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 201-211.
- [28] Idée, T. (1992) "Preferences and Procyclicalities in Real Business Cycle Models," manuscript.
- [29] Jenkinson, T.J. (1986) "Testing Neo-classical Theories of Labour Demand: An Application of Cointegration Techniques," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 241-251.
- [30] Johansen, S. (1986) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *J. of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- [31] King, Robert G., Charles I. Plosser and Sergio T. Rebelo (1988) "Production, Growth and Business Cycles: II New Directions," *J. of Monetary Economics* 21, 309-341.
- [32] Mankiw, J.J. and L. Summers (1990) "Inflexible Prices and Procyclical Productivity," *Quarterly J. of Economics* 41, 851-874.
- [33] Nakamura, S. (1990) "An Adjustment Cost Model of Long Term Employment," Paper presented at the 6th Congress of the Econometric Society.
- [34] Sims, Christopher A. (1972) "Money, Income, and Causality," *American Economic Review* 66, 540-552.
- [35] Stock, J. (1987) "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors," *Econometrica* 55, 1035-1056.
- [36] Tachibanaki, Toshiaki (1987) "Labour Market Flexibility in Japan in Comparison with Europe and the U.S.," *European Economic Review* 31, 647-684.