

Title	人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析
Sub Title	Empirical analysis of employment adjustment in terms of workers employed and hour worked
Author	山本, 拓
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1982
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.75, No.1 (1982. 2) ,p.65- 91
JaLC DOI	10.14991/001.19820201-0065
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19820201-0065">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19820201-0065</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

# 人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析\*

山 本 拓

## 1. 序

本稿の目的は、日本の製造業における雇用調整のメカニズムを計量的に分析することである。特に、雇用量 (man-hour) を雇用者数 (man) と労働時間 (hour) の二つに分けて、調整の際における相互依存の具合、および調整スピードの違いなどについて考察する。分析の対象は製造業全体にかぎり、男子の場合と女子の場合についてそれぞれ二本の式からなる連立モデルを推定する。

日本の雇用調整の計量分析としては、篠塚一石原〔10〕や篠塚〔9〕の研究が、雇用者数と労働時間の調整の違いを明示的にとりあつてきている。本稿でのモデルは、より一般的な理論モデルを出発点として構築され、また推定される。すなわち、本研究は篠塚一石原論文および篠塚論文の拡張・精密化をめざした一つの試みである。

理論モデルとしては、調整コストを考慮に入れた二次のコスト関数を想定する。そしてコスト最小化の条件より、推定式を導びく。この時、推定式にはコスト関数の定式化からもたらされる線型制約が存在する。これらの線型制約の有効性（または非有効性）を実証的に調べることにより、想定したコスト関数の妥当性を吟味する。さらに、しばしば論議される点であるが、労働時間の調整コストが無視できるか否かという問題等もとりあげて吟味する。

以下の構成は次のとおりである。第2節は理論モデルを導出し、これまで用いられてきたモデルとの関連を議論する。第3節と第4節は、それぞれ製造業の男子と女子について、モデルの推定、結果の吟味、簡単なシミュレーションなどを行なう。第5節は、篠塚モデルを推定しわれわれのモデルとの対応を考える。第6節では簡単なまとめをおこなう。

## 2. 理論モデル

### (1) コスト関数

\* (財) 日本経済研究センター篠塚英子氏より、データの提供ならびに有益なコメントをいただいたことに感謝する。

本研究における理論モデルとしては、製造業の代表的な企業のコスト最小化行動を想定する。コスト関数としては、調整の遅れの要因として調整コストを含むものを考える。これは、Solow〔11〕等の考え方の二変数モデルへの拡張である。具体的には、次のようなコスト関数を想定する。

$$c_t = c_0 + \frac{a}{2}(\log m_t - \log m_{t-1})^2 + \frac{b}{2}(\log h_t - \log h_{t-1})^2 + \frac{c}{2}(\log h_t - \log h_t^*)^2 + \frac{d}{2}(\log l_t^* - \log m_t - \log h_t)^2 \quad (1)$$

ここで、

$c_t$  :  $t$  期における総コスト

$c_0$  : 固定的コスト

$m_t$  : 雇用者数 (man)

$h_t$  : 雇用者 1 人当り労働時間 (hour)

$l_t = m_t h_t$  : 雇用量 (man-hour)

$h_t^*$  : 雇用者 1 人当りターゲット労働時間

$l_t^*$  : ターゲット雇用量 (man-hour)

$a(a \geq 0)$  : 雇用者数の変更にもなうコスト

$b(b \geq 0)$  : 労働時間の変更にもなうコスト

$c(c \geq 0)$  : 労働時間のターゲット水準からの乖離にもなうコスト

$d(d \geq 0)$  : 雇用量のターゲット水準からの乖離にもなうコスト

上のコスト関数において、調整のコストは  $a$  および  $b$  が表現しており、最適スケジュールからの乖離によるコストは  $c$  および  $d$  が表現している。次に、このコスト関数について若干のコメントを述べる。なお本稿において雇用量という言葉は man-hour という意味で用いられている。

第一に、ターゲット水準として、われわれは、雇用者数  $m_t$ 、労働時間  $h_t$ 、雇用量  $l_t = m_t h_t$  のうち二つを設定する必要がある。三つの変数のうち二つを決めれば残りは一義的に決まる。ここでは、企業は労働時間と雇用量に対してターゲット水準を設定すると考える。労働時間については、いわば制度的に決められたもの（たとえば週40時間といったもの）をターゲット水準と考える。ただし、これは完全に固定的である必要はなく、ある程度は景気の変動に対して反応することも認める。一方、より景気に敏感に反応するターゲットとして雇用量を考える。

第二に、上のコスト関数においては、変数の対数の差を乖離としているが、これは変数のレベルに関しては乖離のパーセントを考えていることになる。対数化された変数を用いるのは、推定式において、コブ=ダグラス型生産関数を背景に想定するので、それと整合的にするためのものである。対数を用いるのは一般的な習慣であるが、これは必要条件ではない（例えば、Schramm〔8〕を見よ）。

第三に、上の関数をより一般的な二次のコスト関数と見なすためには、雇用者の調整と労働時間の調整の交差効果、すなわち  $(\log m_t - \log m_{t-1})(\log h_t - \log h_{t-1})$  なる項、が含まれる。しかし、そのような一般化は、推定段階における識別性を難しくする。ゆえに、本稿ではこの項を無視する。

## (2) 構造型

前節で示されたコスト関数を  $\log m_t, \log h_t$  で微分して 0 とおくことにより、コスト最小化行動を満たす次の連立方程式をうる。

$$\begin{cases} (a+d)\log m_t + d \log h_t = a \log m_{t-1} + d \log l_t^* \\ d \log m_t + (b+c+d) \log h_t = b \log h_{t-1} + d \log l_t^* + c \log h_t^* \end{cases} \quad (2)$$

上式は、次のような構造型モデルとして書き直すことができる。

$$\begin{cases} \log m_t = -\frac{d}{a+d} \log h_t + \frac{a}{a+d} \log m_{t-1} + \frac{d}{d+d} \log l_t^* \\ \log h_t = -\frac{d}{b+c+d} \log m_t + \frac{b}{b+c+d} \log h_{t-1} + \frac{d}{b+c+d} \log l_t^* + \frac{c}{b+c+d} \log h_t^* \end{cases} \quad (3)$$

上の第一式は、雇用者数の需要関数、第二式は雇用者一人当り労働時間の需要関数示す。上式を一般的な係数で表現すると次のようになる。

$$\begin{cases} \log m_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log h_t + \alpha_2 \log m_{t-1} + \alpha_3 \log l_t^* \\ \log h_t = \beta_0 + \beta_1 \log m_t + \beta_2 \log h_{t-1} + \beta_3 \log l_t^* + \beta_4 \log h_t^* \end{cases} \quad (4)$$

第一式は過剰識別で、第二式は正確に識別される。

このモデルで重要なことは、上式の係数  $\alpha_i$  および  $\beta_i$  には、(3)との対応によって次のような符号条件が存在することである。

(符号条件)

$$(第一式) \quad \alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0 \quad (5)$$

$$(第二式) \quad \beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \beta_4 > 0$$

さらに、(3)との対応により、 $\alpha_i$  および  $\beta_i$  について次のような線型制約が課せられる。

(線型制約)

$$(第一式) \quad -\alpha_1 + \alpha_2 = 1, \alpha_1 + \alpha_3 = 0 \quad (6)$$

$$(第二式) \quad -\beta_1 + \beta_2 + \beta_4 = 1, \beta_1 + \beta_3 = 0$$

しかしながら、実際の推定の際には、それぞれの式の最初の制約しか用いない。すなわち

(実際の線型制約)

$$(第一式) \quad -\alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad (7)$$

$$(第二式) \quad -\beta_1 + \beta_2 + \beta_4 = 1$$

これは、ターゲット雇用量  $l_t^*$  は直接的な観測が不能であるので、実証段階では  $l_t^*$  は代入によ

って置きかえる。すると、 $\alpha_3$  と  $\beta_3$  は正確にはとらえられなくなり、各式の二番目の線型制約は役に立たないためである。

第3節(2)および第4節(1)においては、まず(4)をTOLS(二段階最小自乗法)によって推定する。さらに、(4)を(7)という制約条件の下でTOLSによって推定する(この方法をRTOLS(制約付二段階最小自乗法と呼ぶ)。そして、二種の推定結果を比べ、制約を加えたことが有意か否かによって、コスト関数(1)の妥当性をテストする。

(3) これまでの実証分析に用いられたモデルとの対応

本節において、われわれの想定したモデルとこれまで実証分析に用いられてきたモデルとの関連を考える。これまでの実証分析に用いられたモデルは誘導型が殆んどであるので、比較のために構造型(3)から誘導型を導びく。

$$\begin{cases} \log m_t = \frac{1}{\Delta} \{ (ab+ac+ad) \log m_{t-1} - (bd) \log h_{t-1} \\ \quad + (bd+cd) \log l_t^* - (cd) \log h_t^* \} \\ \log h_t = \frac{1}{\Delta} \{ -(ad) \log m_{t-1} + (ab+bd) \log h_{t-1} \\ \quad + (ad) \log l_t^* + (ac+cd) \log h_t^* \} \end{cases} \quad (8)$$

ここで

$$\Delta = (a+d)(b+c+d) - d^2 = ab+ac+ad+bd+cd$$

上式を一般的に表現すると次のようになる。

$$\begin{cases} \log m_t = \pi_{10} + \pi_{11} \log m_{t-1} + \pi_{12} \log h_{t-1} + \pi_{13} \log l_t^* + \pi_{14} \log h_t^* \\ \log h_t = \pi_{20} + \pi_{21} \log m_{t-1} + \pi_{22} \log h_{t-1} + \pi_{23} \log l_t^* + \pi_{24} \log h_t^* \end{cases} \quad (9)$$

前節の構造型の場合と同様に、誘導型についても、その係数について次のような符号条件ならびに線型制約がもたらされることに注意を要する。

(符号条件)

$$(第一式) \quad \pi_{11} > 0, \pi_{12} < 0, \pi_{13} > 0, \pi_{14} < 0 \quad (10)$$

$$(第二式) \quad \pi_{21} < 0, \pi_{22} > 0, \pi_{23} > 0, \pi_{24} > 0$$

(線型制約)

$$(第一式) \quad \pi_{11} - \pi_{12} - \pi_{14} = 1, \pi_{12} + \pi_{13} + \pi_{14} = 0 \quad (11)$$

$$(第二式) \quad -\pi_{21} + \pi_{22} + \pi_{24} = 1, \pi_{21} + \pi_{23} = 0$$

以上がわれわれのモデルにおける誘導型とそれが持つ制約である。以下では、これをたたき台としてこれまで用いられてきたモデルを吟味する。

(a) Nadiri-Rosen モデル

Nadiri-Rosen [5, 6] は一変数の部分調整モデルの単純な拡張として、(9)で示されている一般的な誘導型を直接的に導いている。しかし彼等は(10)や(11)で示されている制約条件を考慮に入れていない。ゆえに、Nadiri-Rosen のモデルはより一般的ではあるが、モデルの係数についての経済学的解釈はできない。純理論のモデルについては、Lucas [2] が(10)と同等の符号条件を示しているが、(11)のような線型制約には触れていない。もちろん、われわれのモデルがより多くの制約を持つのは、コスト関数(1)を明示的にあたえたためである。これらはテスト可能であり、それを第3節および第4節で行うことにより、より具体的なモデルの構築へ進むことができる。

Nadiri-Rosen のモデルは、調整を含む要素需要関数としての一つのヒナ型であると考えられるが、その理論的解釈については一つ重大な誤りがあると考えるので、以下その点を述べてみる。彼等は、ターゲット水準  $l_i^*$  の変化に応じて、雇用量は瞬時に新しいターゲット水準  $l_i^*$  の等量線上にシフトすると考える。そしてその後、その等量線の上を動いて効率的な雇用者数と労働時間の組み合わせの点に調整していくと考えている。しかしながら、瞬時に新しい等量線の上にシフトするという想定は極めて強い仮説である。以下では、この仮説はわれわれのモデルにおいてはかなり非現実的であることを示す。

瞬時に雇用量がターゲット水準  $l_i^*$  にシフトするという仮説は、次式が成立することを意味する。すなわち、(8)の両式を足し合わせ、それが  $\log l_i^*$  に等しいことを意味する。

$$\begin{aligned} \log l_i^* = \log m_i + \log h_i = \frac{1}{2} \{ (ab+ac) \log m_{i-1} + (ab) \log h_{i-1} \\ + (ad+bd+cd) \log l_i^* + (ac) \log h_i^* \} \end{aligned} \quad (12)$$

上式が、任意の  $a, b, c, d$  に対して恒等的に成立するためには、次の条件が必要となることがただちにわかる。

$$a=0, \text{ または } b=c=0 \quad (13)$$

しかしながら、上の条件はいずれもかなり制約が強い。前者 ( $a=0$ ) は、雇用者数の調整コストが0であることを意味し、後者 ( $b=c=0$ ) は、企業が労働時間の決定に無関心であることを意味する。ゆえに、瞬時に雇用量が新しいターゲット水準に調整するという Nadiri-Rosen の調整過程についての解釈は認めがたい。

#### (b) 篠塚モデル

篠塚一石原 [10] は、雇用者数と労働時間の調整の差を明示的に取り入れた、興味ある実証分析を行った。彼等のモデルを篠塚一石原モデルと呼ぶことにする。このモデルを誘導型(8)と完全に対応づけることは難しいが、ある程度に対応は示すことができる。篠塚一石原モデルは、雇用者数関数と雇用量 (man-hour) 関数の二本の式からなるが、前者はわれわれの誘導型(8)の第一式において、 $\log h_{i-1}$  と  $\log h_i^*$  を無視したものに对应している。篠塚一石原は、 $h_i^*$  を定数と考えているので、

$\log h_i^*$  の項は定数項に含まれていると解釈できる。一方、 $\log h_{i-1}$  を除くためには、 $b=0$  または  $d=0$  の条件が必要である。しかし、 $d=0$  を認めることは、企業はターゲットというものをもちたないかまたは無視することを意味し、モデルは不決定となる。ゆえに

$$b=0 \quad (14)$$

という条件のみが受け入れることのできるものである。

他方、篠塚一石原モデルの雇用量関数はわれわれの誘導型(8)の両式の和とみなすことができる。すなわち、

$$\log m_i h_i = \frac{1}{A} \{ (ab+ac) \log m_{i-1} + (ab) \log h_{i-1} + (ad+bd+cd) \log l_i^* + (ac) \log h_i^* \} \quad (15)$$

ただし篠塚一石原は上式において、 $\log m_{i-1}$  と  $\log h_{i-1}$  の係数が等しいと考えている。これは、われわれのモデルでは、 $c=0$  を意味する。しかし、すぐたしかめられることであるが、われわれのモデルで  $c=0$  とおくと、長期均衡解が存在しなくなるので、 $c=0$  という仮定は認めにくい。ゆえに、篠塚一石原モデルはわれわれのモデルでは説明できない。

しかし、その後篠塚〔9〕はより一般的に拡張したタイプ3と呼ばれるモデルを考えて、 $\log m_{i-1}$  と  $\log h_{i-1}$  の係数が等しくなる必要がない場合を考えた。これを便宜上以下では篠塚モデルと呼ぶことにする。この場合の雇用量関数は、 $\log h_i^*$  が定数項として扱われることを除くと、上の(15)と全く同一である。ゆえに、篠塚モデルは、誘導型(8)の第一式に(14)の条件を加えた雇用者数関数と、(15)の雇用量関数から成立する。これは、明らかにわれわれのモデルの一つの特殊ケースと考えることができる。第5節では篠塚モデルの有効性を、われわれのモデルの特殊ケースという観点から吟味する。

なお、篠塚はさらに雇用者数関数と雇用量関数における  $\log m_{i-1}$  の係数が等しいか否かを実証的に議論しているが、われわれのモデルからみると、そのような必然性はない。また、雇用者数関数について、 $b=0$  という条件(14)が妥当な時には、雇用量関数(15)においても、 $\log h_{i-1}$  はモデルから消える点に注意を要する。

#### (c) 村松モデル

村松〔4〕は日本の雇用調整について興味ある実証分析を行っている。彼のモデルは、雇用者数と労働時間の調整がちょうど表裏一体となっており、どちらかの調整を把握すれば、もう一方の調整も明らかになると考えている。このモデルの構造をみると、結局われわれのモデルにおいて

$$b=0 \quad (16)$$

なる制約を入れた場合の特殊ケースであることがわかる。以下これを示すことにする。

われわれの構造型(2)の第二式において  $b=0$  とおき、 $\log l_i^* = \log m_i^* + \log h_i^*$  なる関係を代入

すると次式をうる。

$$d \log m_i + (c+d) \log h_i = d \log m_i^* + (c+d) \log h_i^* \quad (17)$$

これを書き直すと次のようになる。

$$\log m_i - \log m_i^* = \frac{c+d}{d} (\log h_i^* - \log h_i) \quad (18)$$

上式が、 $b=0$  の時の  $\log m_i$  と  $\log h_i$  の基本的関係である。一方、構造型の第一式について、 $\log l_i^* = \log m_i^* + \log h_i^*$  なる関係を代入すると次式をうる。

$$(a+d) \log m_i - a \log m_{i-1} = d \log m_i^* + d (\log h_i^* - \log h_i) \quad (19)$$

この式に (18) を代入して整理すると、次のような一変数の部分調整モデルを得る。

$$\log m_i - \log m_{i-1} = \frac{cd}{ac+ad+cd} (\log m_i^* - \log m_{i-1}) \quad (20)$$

これは、雇用者数  $m_i$  が労働時間  $h_i$  とは全く独立に決められることを意味している。そして、このメカニズムで決定された  $m_i$  を (18) に代入すれば  $h_i$  が決定される。

次に、村松論文で実際に用いられている推定式を導くことにする。まず (19) を書き直すと次式をうる。

$$a \log m_i - a \log m_{i-1} = -d (\log m_i - \log m_i^*) + d (\log h_i^* - \log h_i) \quad (21)$$

これに (17) を代入し、まとめ直すと次のような村松論文の推定式をうる。

$$\log m_i - \log m_{i-1} = -\frac{c}{a} (\log h_i^* - \log h_{i-1}) \quad (22)$$

この式は、 $m_i$  と  $h_{i-1}$  の間の関係を記述しているが、係数としては  $d$  が含まれていない。ゆえに部分調整モデル (20) の係数との対応はつかず、村松が (20) でなく (22) を推定式として採用した根拠は、今一つ明確でない。

#### (d) ま と め

われわれの構造モデル ((3) または (4)) は、もしそれを誘導型に直せば、良く知られた Nadiri-Rosen 型モデルとなる。その意味では、われわれのモデルは Nadiri-Rosen 型モデルの特殊ケースである。しかし、われわれのモデルの場合にはそれぞれの係数が元のコスト関数のパラメーターと明示的に対応しており、符号条件や線型制約を先験情報として利用することができる。これは、われわれがコスト関数を具体的に定式化したことによる。もしわれわれのコスト関数の定式化が正しければ、構造型を推定することによって誘導型の場合より有効な推定を行うことができる (反面、定式化に誤りがあれば、構造型の推定は誘導型の推定より、より悪影響を受ける)。

一方、篠塚モデルや村松モデルはわれわれのモデルの特殊ケースとしてみなすことができ、われわれのモデルはある程度の一般性を持っていると考えられる。篠塚モデルや村松モデルの共通した特徴は  $b=0$  なる仮説であり、この仮説を吟味することが本稿における一つ重要なテーマとな



る。

本稿におけるモデルは、コスト最小化原理から導いたが、要素需要は利潤最大化原理からも導くことができる(例えば Sargent [7], Meese [3] を参照されたい)。本稿でコスト最小化原理を用いたのは、推定式を将来マクロモデルの一部として用いることを考えているためである。その場合には、生産高(生産物に対する需要)が他のセクターで決定されるので、生産高を与件として扱うモデルでなければいけない。

### 3. 実証分析 I (製造業男子)

#### (1) ターゲット変数の取り扱い

実証分析としては、構造型(4)を推定することになるが、その前にモデルで用いられているターゲット変数の取り扱いについて述べる。ターゲット変数はいずれも観測不能であるが、以下の実証分析においては、次のような解釈によって処理される。

ターゲット雇用量 (man-hour)  $l_t^*$  については次のように考える。コブ=ダグラス関数を想定し、与えられた資本量(短期的に一定とする)、期待産出高  $x_t^e$  および期待実質賃金率  $w_t^e$  の下でのコスト最小化(この時、調整のコストは0とする)をもたらす雇用量をターゲット雇用量  $l_t^*$  とする。すると一般的に  $l_t^*$  は次のように表わされる。

$$l_t^* = \gamma_0 (x_t^e)^{\gamma_1} (w_t^e)^{\gamma_2} \quad (23)$$

ここで、 $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$  は係数である。この時、期待産出高  $x_t^e$  も期待実質賃金率  $w_t^e$  もやはり観測不能である。これらは現在および過去の実績値の関数として近似することが可能であると想定する。

$$\begin{aligned} x_t^e &= \delta_0 x_t^{\delta_1} x_{t-1}^{\delta_2} \cdots x_{t-m}^{\delta_{m+1}} \\ w_t^e &= \varepsilon_0 w_t^{\varepsilon_1} w_{t-1}^{\varepsilon_2} \cdots w_{t-n}^{\varepsilon_{n+1}} \end{aligned} \quad (24)$$

ここで、 $\delta_i$  と  $\varepsilon_i$  は係数、 $x_t$  は  $t$  期の産出高(実績値)、 $w_t$  は  $t$  期の実質賃金率(実績値)である。ゆえに、(24)を(23)に代入すると、ターゲット雇用量  $l_t^*$  は一般的に次のように示すことができる。

$$\begin{aligned} \log l_t^* &= \mu_0 + \mu_1 \log x_t + \mu_2 \log x_{t-1} + \cdots + \mu_m \log x_{t-m} \\ &\quad + \eta_1 \log w_t + \eta_2 \log w_{t-1} + \cdots + \eta_n \log w_{t-n} \end{aligned} \quad (25)$$

ここで、 $\mu_i$  と  $\eta_i$  は係数である。上式の表現を構造型(4)に代入し推定を行うが、先験的にラグの長さ  $m$  と  $n$  を知ることはできない。実際の推定においては、種々のラグを試みてフィットの良いものを選ぶことにする。

一方、ターゲット労働時間  $h_i^*$  については、所定内労働時間（毎勤）をその代理変数とみなして、おきかえて推定を行なう。より厳密には、村松〔4〕に従って、所定内労働時間（ $h_{Bi}$  とする）を  $h_i^*$  の観測上の誤差をともなった対数線型関数であるとみなす。すなわち

$$\log h_{Bi} = a + \beta \log h_i^* + u_i \quad (26)$$

ここで、 $a$ 、 $\beta$  は係数、 $u_i$  は系列相関のない攪乱項（観測上の誤差）である。

## (2) 推定結果

本節では、構造モデル(4)について、製造業男子の場合の推定を行なう。なお本稿における推定期間は、すべて1970年第2四半期（4月～6月）から1978年第3四半期（7月～9月）である。また以下で示される推定式の下のカッコ内の数値は  $t$  値、 $\bar{R}^2$  は自由度修正済みの決定係数、 $DW$  はダービン・ワトソン比、 $SE$  は推定式の残差の標準誤差である。変数記号の説明は文末の附録を見られたい。

### (a) モデル A : TSLS

構造モデル(4)に対し、線型制約を考慮せず TSLS（二段階最小二乗法）を適用したものをモデル  $\dot{A}$  と呼ぶことにする。モデルAの結果は次のように与えられる。

$$\begin{aligned} \log m_t = & 3.33 - 0.287 \log h_t + 0.618 \log m_{t-1} + 0.173 \log x_t - 0.00143(t + t_A) \\ & (1.68) (-1.23) \quad (3.71) \quad (2.24) \quad (-2.01) \end{aligned} \quad (27)$$

$$\bar{R}^2 = 0.777, \quad DW = 2.05, \quad SE = 0.0142$$

$$\begin{aligned} \log h_t = & -0.144 - 0.129 \log m_t + 0.355 \log h_{t-1} + 0.233 \log x_t \\ & (-0.319) (-4.20) \quad (5.71) \quad (8.47) \\ & -0.138 \log x_{t-1} - 0.0596 \log w_{t-1} + 0.867 \log h_{Bi} \\ & (-4.39) \quad (-4.82) \quad (8.52) \end{aligned} \quad (28)$$

$$\bar{R}^2 = 0.995, \quad DW = 1.14, \quad SE = 0.00303$$

この推定結果は、符号条件(5)をすべて満たしている。上の雇用者数関数(27)において用いられている  $t_A$  という変数は、次のような推定式から求めたトレンドについての理論値である。

$$\begin{aligned} t = & -274.2 + 45.4 \log w_{t-1} \\ & (-23.8) (27.2) \end{aligned} \quad (29)$$

$$\bar{R}^2 = 0.957, \quad DW = 0.55, \quad SE = 2.061$$

このような変数を用いたのは一種の便法である。これは雇用者数関数においては、実質賃金  $\log w_t$  が有意な結果をもたらさないで、その効果をトレンドを通じてとらえようとしたものである。なお実証結果として興味深いのは労働時間関数(28)に示されている  $\log x_t$  と  $\log w_t$  の遅れの構造である。生産高  $\log x_t$  については、当期と1期遅れが符号を反対にして有意である。これは、短期的な変動に対する当期の積極的な反応と次の期における逆の修正を表現している。この性質は女子にも共通であり（第4節(1)を参照されたい）、労働時間によって短期的な変動をできるだけ調整

しようとする傾向の結果と見なせる。なおこの性質は女子の場合には雇用者数関数にも多少見ることが出来る(第4節(1))。ゆえに女子の場合は、雇用者数の調整もかなり速いということがわかる。一方、実質賃金  $\log w_t$  については、影響が遅れを持つことがわかる。また、男女問わず実質賃金は生産高に比べて影響力がかなり弱いことが観察される。

(b) モデル B: RTSLS

構造モデル(4)に対し、線型制約(7)を満たすように RTSLS (制約付二段階最小二乗法)を適用したものをモデル B と呼ぶことにする。モデル B の結果は次のように与えられる。

$$\begin{aligned} \log m_t = & 4.07 - 0.412 \log h_t + 0.588 \log m_{t-1} + 0.204 \log x_t - 0.00176(t+t_A) \\ & (2.34)(-2.53) \quad (3.61) \quad (3.12) \quad (-3.17) \end{aligned} \quad (30)$$

$$\bar{R}^2 = 0.773, \quad DW = 2.02, \quad SE = 0.0144$$

$$\begin{aligned} \log h_t = & 1.82 - 0.0882 \log m_t + 0.502 \log h_{t-1} + 0.323 \log x_t \\ & (2.31)(-2.12) \quad (6.51) \quad (11.02) \\ & - 0.253 \log x_{t-1} - 0.0623 \log w_{t-1} + 0.409 \log h_{Bt} \\ & (-8.34) \quad (-3.61) \quad (5.84) \end{aligned} \quad (31)$$

$$\bar{R}^2 = 0.990, \quad DW = 1.33, \quad SE = 0.00424$$

この推定の具体的を定式化は、比較分析の必要性からモデル A と同一にしてある。上の推定結果も符号条件(5)をすべて満たしている。

(c) モデル C:  $b=0$  なる条件を加えた RTSLS

労働時間の調整コストが 0 ( $b=0$ ) という興味ある仮説をテストすることは、構造型(4)の第二式において  $\log h_{t-1}$  の項を無視することを意味する。この条件下でかつ線型制約を満たすように RTSLS を適用すると、第二式の推定結果は次のようになる。

$$\begin{aligned} \log h_t = & 2.69 - 0.205 \log m_t + 0.373 \log x_t - 0.179 \log x_{t-1} \\ & (2.01)(-1.87) \quad (4.49) \quad (-3.24) \\ & - 0.159 \log w_{t-1} + 0.795 \ln h_{Bt} \\ & (-6.13) \quad (7.25) \end{aligned} \quad (32)$$

$$\bar{R}^2 = 0.911, \quad DW = 0.328, \quad SE = 0.0124$$

この結果も第二式が満たすべき符号条件をすべて満たしている。われわれは、雇用者数関数として(30)式、労働時間関数として上式から構成されるモデルをこれ以降モデル C と呼ぶことにする。モデル C は、線型制約(7)に加えて  $b=0$  という制約を満たすモデルとなる。当然のことであるが、モデル C から導びかれる誘導型は、いずれの式も  $\log h_{t-1}$  の項を含まないことになる。

(3) 三種のモデルの比較

ここでは前節で示された三種のモデル、モデル A、モデル B、モデル C を比較する。三種のモデ

ルは順々に制約が強まる型になっている。通常このような場合には、仮説検定によって制約をテストする（例えば Goldberger [1, p. 175] を見よ）。しかしながら、この仮説検定は静学的モデルを前提としており、本稿のような動学的モデルについては標本が十分に大きい場合のみ適用可能である。ゆえに、本稿においては、恣意的な基準として各モデルの内挿実験の平均絶対誤差率で判断する。たとえば、雇用者数については、

$$\text{平均絶対誤差率} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|\hat{m}_i - m_i|}{m_i} \quad (33)$$

ここで、 $m_i$  は実績値、 $\hat{m}_i$  はモデルの内挿値である。また  $n$  は全標本期間である ( $n=34$ )。

内挿の際には、モデルに外生変数として含まれている所定内労働時間  $h_{Bt}$  を内生化する。これは以下の理由による。労働時間関数においては、 $\log h_{Bt}$  の影響力が極めて高く、かつ  $h_{Bt}$  も景気の変動に応じて変化している。ゆえに、 $h_{Bt}$  を外生変数として扱うことは、労働時間  $h_t$  そのものも外生変数として扱っているのと本質的に変わらない、という批判を受ける可能性があるためである。実際には極めて恣意的に、次のような所定内労働時間関数を用いた。

$$\log h_{Bt} = 1.85 + 0.673 \log h_{Bt-1} + 0.187 \log(x_t/x_{t-1}) - 0.0264 \log w_{t-1} \quad (34)$$

(3.88) (8.09) (4.88) (-3.09)

$$\bar{R}^2 = 0.938, \quad DW = 1.88, \quad SE = 0.00557$$

表1 内挿における平均絶対誤差率

	モデルA	モデルB	モデルC	篠塚モデル
雇用者数 $m_t$	1.31%	1.21%	1.35%	1.37%
労働時間 $h_t$	0.84	0.83	1.33	0.83
雇用量 $m_t h_t$	1.21	1.28	1.34	1.34
和	3.36	3.32	4.02	3.54

内挿における各モデルの平均絶対誤差率は表1に与えられている。この結果より次のことがわかる。

- (1) モデルBのあてはまりは、モデルAとほとんど同じ（多少良い）である。すなわち、線型制約を課する（モデルB）ことは、そうでない場合（モデルA）に比べてあてはまりを悪化させない。これは、線型制約がデータと整合的であることを意味する。また3節(2)でみたようにモデルBは符号条件もすべて満たしている。したがって、われわれの想定したコスト関数(1)は、製造業男子についての定式化として妥当性を持つと考えられる。
- (2) モデルCのあてはまりは、モデルAやモデルBに比べてかなり悪い。すなわち、製造業男子については、労働時間の調整コストが0という仮説 ( $b=0$ ) は認めにくい。これは、男子については篠塚モデルや村松モデルの定式化には誤りがあることを示唆する。

なお計量経済学的な問題に付言すると、伝統的な仮説検定による線型制約のテストは、必ずしも平均絶対誤差率による判断と整合的ではない。例えば、われわれはモデルBを認めたが、伝統的な仮説検定の立場からは、モデルBの労働時間関数(31)における線型制約は棄却される(したがってモデルB自体も棄却される)。内挿の平均絶対誤差率による判断は、かなり恣意的であるが、動学的連立モデルの妥当性をテストするにあたっては、今のところ確立された理論はなく、少なくとも伝統的な仮説検定よりはるかに意味があると思われる。

#### (4) 簡単なシミュレーション分析

前節の議論で明らかにされたように、三種のモデルの中でモデルBは妥当と考えられるので、この場合の内挿結果のグラフが図1a, 図1b, 図1cに示してある。これらの図より明らかのように、労働時間についてはまずまずであるが、雇用者は細かい動きを追跡しておらず改善余地がかなり残されている。

モデルBをベースとした、乗数効果のシミュレーション実験の結果が、図2a~図2dに与えられている。図2a, 図2bには、生産高 $x_t$ が1%上昇した時のインパクト効果と累積効果がそれぞれ示されている。労働時間の調整がすみやかで、雇用者数の調整が遅いことがわかる。雇用量(man-hour)の調整はほとんど一定であることが興味深い。累積効果を見ると、長期的には労働時間への効果がほとんどなくなっている。雇用量(man-hour)への長期的累積効果が1%に満たない点は、規模の経済性を意味するので、モデルに多少の問題が残されている。

図2c, 図2dには、実質賃金が1%下落した時のインパクト効果と累積効果がそれぞれ示されている。実質賃金の影響は生産高に比べて極めて小さい。また雇用者数に対する累積効果はない。これは雇用者数関数の推定の際に、実質賃金が説明変数として有意でないためである。この現象はこれまでの実証研究でも観察されているが、モデルの対象が短期であり、資本と労働の代替が明示的には扱われてはいないので、過小評価されている可能性がある。

### 4. 実証分析Ⅱ(製造業女子)

男子の場合と同様に、三種のモデルを推定し、それらの比較によってモデル定式化の検討を行なう。

#### (1) 推定結果

##### (a) モデルA: TSLS

構造型(4)に制約なしのTSLSを適用したモデルAの結果は、次ようにあたえられる。

人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析

図1a 男子雇用者数 (モデルB)

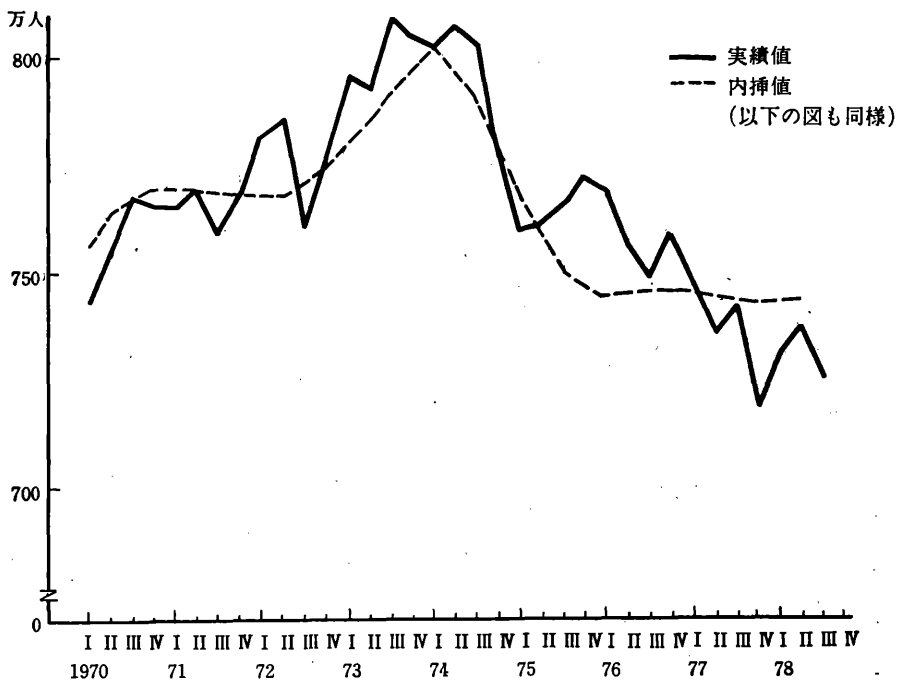


図1b 男子総労働時間 (モデルB)

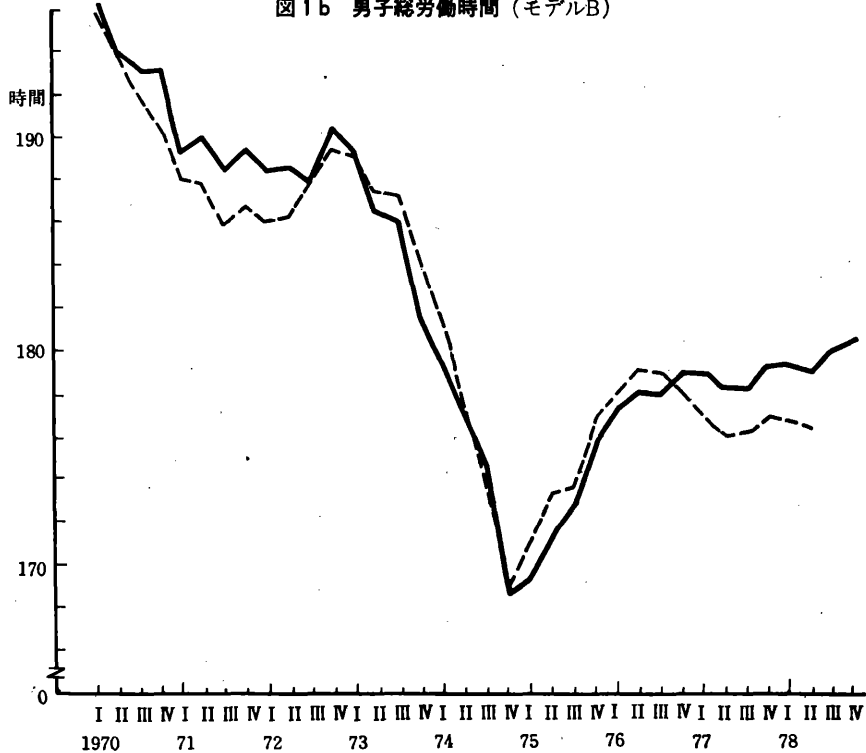


図1c 男子雇用量 (man-hour) (モデルB)

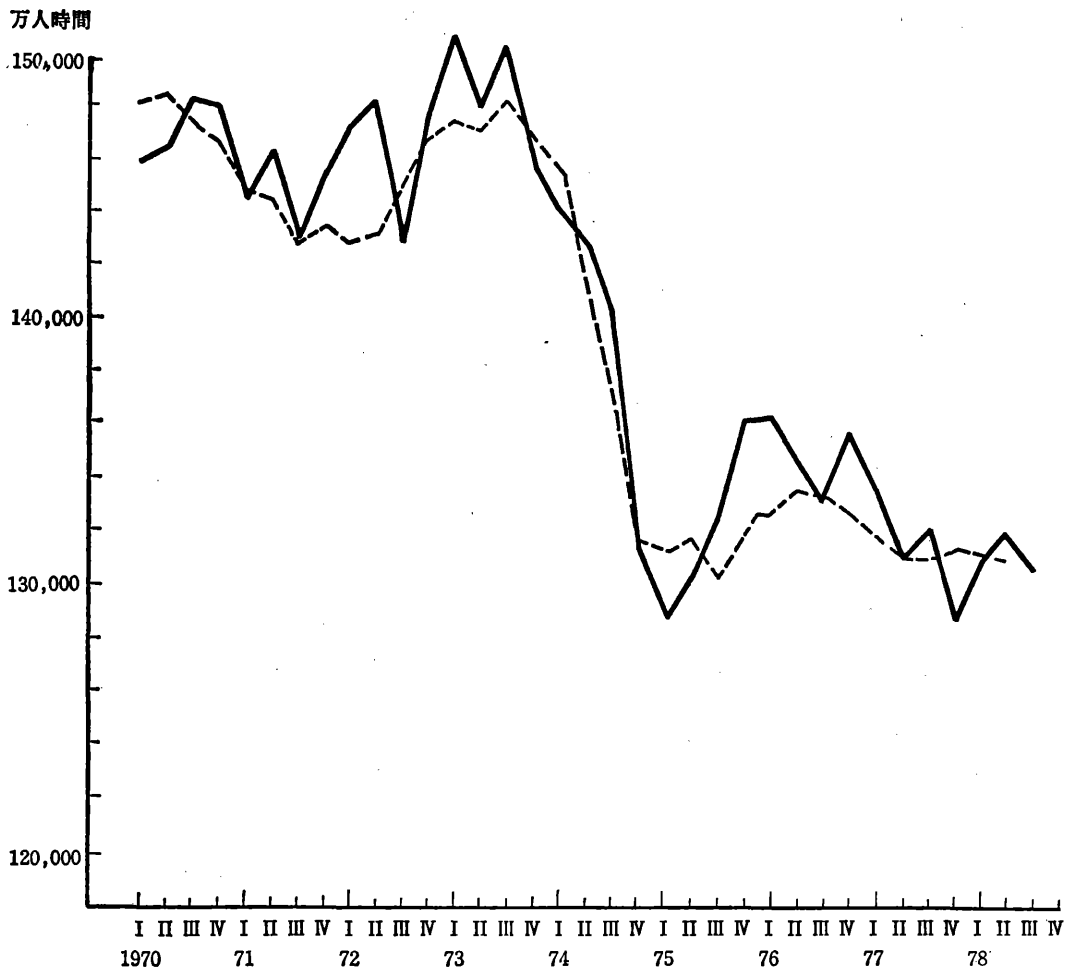


図2b 生産高1%上昇の累積効果 (男子)

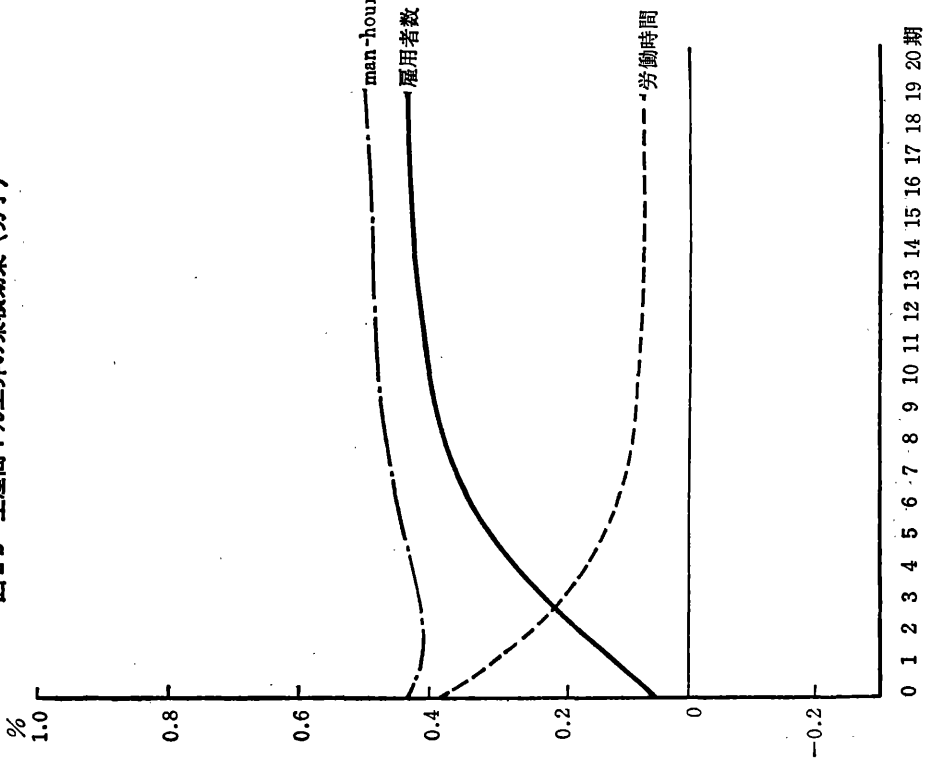


図2a 生産高1%上昇のインパクト効果 (男子)

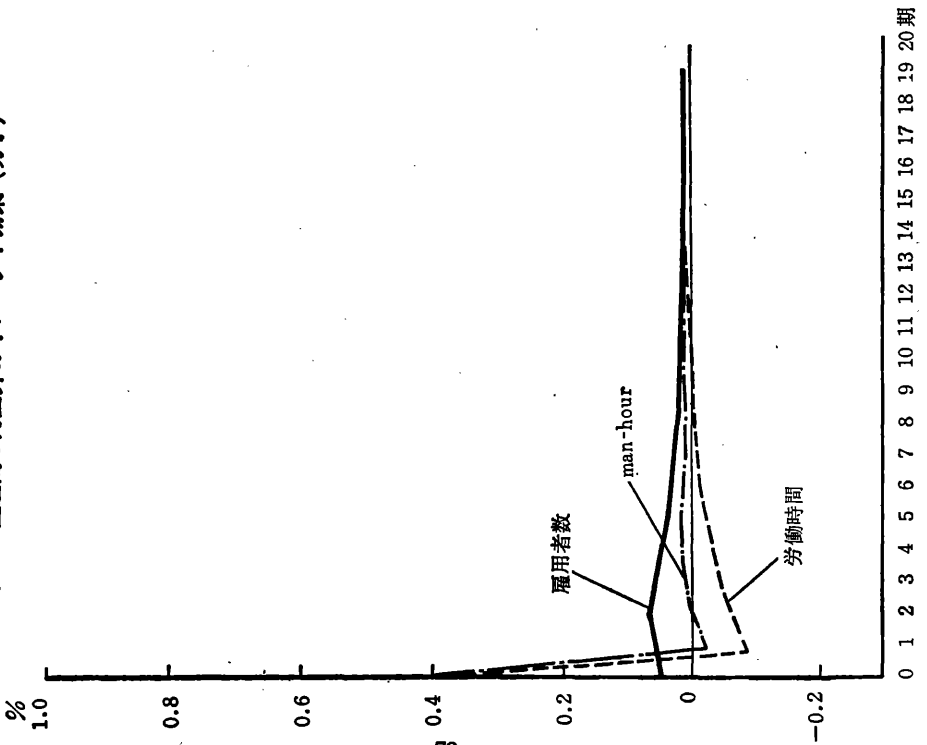




図2c 実質賃金1%下落のインパクト効果 (男子)

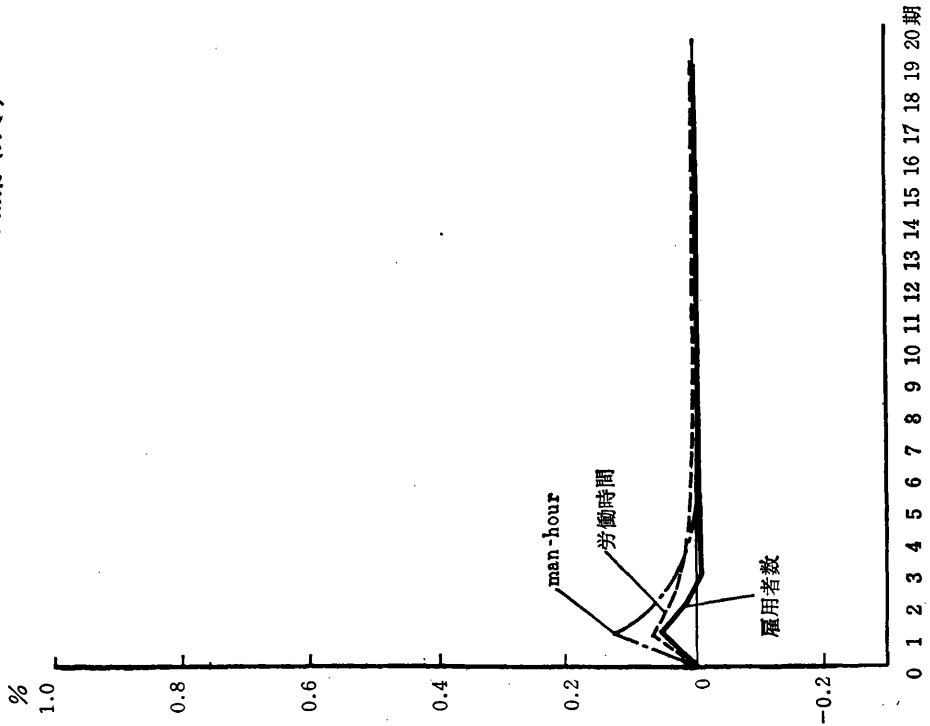
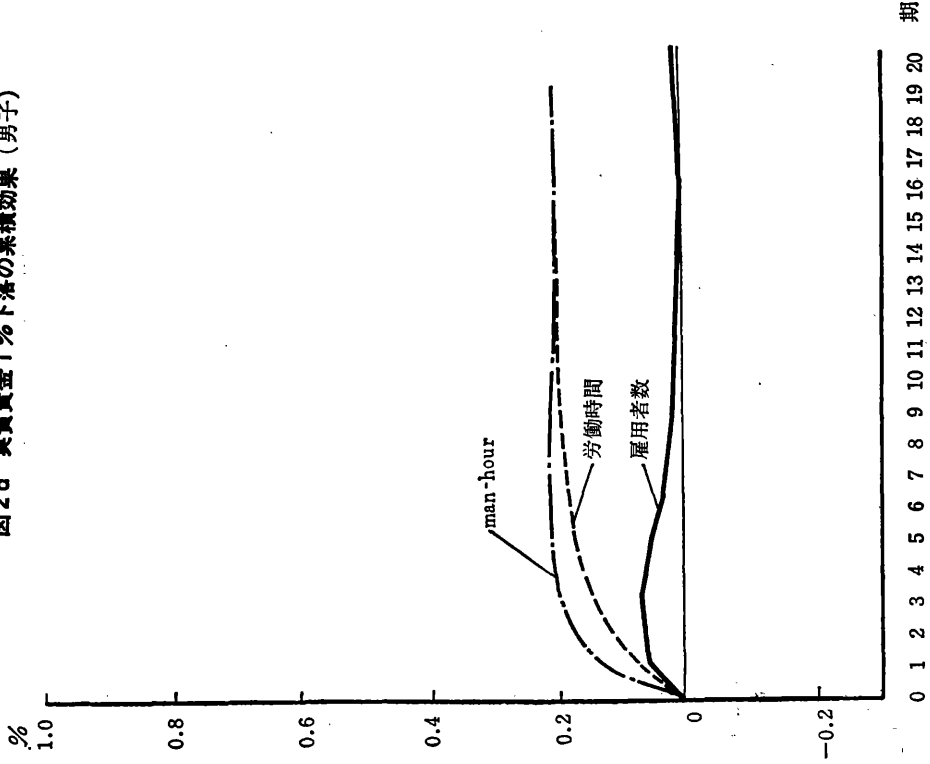


図2d 実質賃金1%下落の累積効果 (男子)



$$\begin{aligned} \log m_t &= 1.59 + 0.193 \log h_t + 0.477 \log m_{t-1} + 0.273 \log x_t \\ &\quad (0.89) \quad (0.67) \quad (3.07) \quad (1.385) \\ &- 0.0328 \log x_{t-1} - 0.0955 \log w_{t-1} \\ &\quad (-0.161) \quad (-2.10) \\ \bar{R}^2 &= 0.773, \quad DW = 1.64, \quad SE = 0.0162 \end{aligned} \quad (35)$$

$$\begin{aligned} \log h_t &= -0.375 + 0.0148 \log m_t + 0.183 \log h_{t-1} + 0.115 \log x_t \\ &\quad (-1.82) \quad (0.69) \quad (3.95) \quad (5.24) \\ &- 0.111 \log x_{t-1} - 0.874 \log h_{Bt} \\ &\quad (-4.12) \quad (11.9) \\ \bar{R}^2 &= 0.993, \quad DW = 0.73, \quad SE = 0.00236 \end{aligned} \quad (36)$$

この推定結果は、多少問題がある。雇用者数関数 (35) において、 $\log h_t$  の係数の符号条件が逆である。また労働時間関数 (36) において、 $\log m_t$  の係数の符号条件が逆である。これは女子の場合には、雇用者数と労働時間の両方ともかなり弾力的に外的ショックに対して反応するので、両者の代替的变化がデータ上隠れてしまったと考えられる。また (36) において、 $\log w_t$  は有意でなく除いてある。

(b) モデル B : RTSLS

構造型(4)を線型制約(7)を満たす形で、RTSLS を適用したモデル B の結果は次のように与えられる。

$$\begin{aligned} \log m_t &= 3.69 - 0.354 \log h_t + 0.645 \log m_{t-1} + 0.609 \log x_t \\ &\quad (2.31) \quad (-2.44) \quad (4.44) \quad (4.30) \\ &- 0.409 \log x_{t-1} - 0.114 \log w_t \\ &\quad (-3.56) \quad (-2.36) \\ \bar{R}^2 &= 0.776, \quad DW = 1.73, \quad SE = 0.0175 \end{aligned} \quad (37)$$

$$\begin{aligned} \log h_t &= -0.270 + 0.0269 \log m_t + 0.186 \log h_{t-1} + 0.124 \log x_t \\ &\quad (-1.99) \quad (2.29) \quad (4.01) \quad (7.29) \\ &- 0.125 \log x_{t-1} + 0.841 \log h_{Bt} \\ &\quad (-7.24) \quad (15.6) \\ \bar{R}^2 &= 0.991, \quad DW = 0.75, \quad SE = 0.00238 \end{aligned} \quad (38)$$

この推定結果において、雇用者数関数 (37) は望ましい符号条件を満たしているが、労働時間関数 (38) の  $\log m_t$  の係数はあい変わらず逆である。

(c) モデル C :  $b=0$  なる条件を加えた RTSLS

構造型(4)の第二式に、 $b=0$  という制約を加えて、RTSLS で推定した結果は以下のとおりである。

$$\log h_t = -0.571 + 0.0527 \log m_t + 0.105 \log x_t - 0.102 \log x_{t-1} + 1.053 h_{Bt}$$

(-4.65) (4.93) (5.93) (-5.75) (95.5)

$$\bar{R}^2 = 0.989, DW = 1.30, SE = 0.00259 \tag{39}$$

上式において、 $\log m_t$  の係数の符号条件はあい変わらず逆である。モデルCは、(37) と上式の組み合わせで構成される。

## (2) 三種のモデルの比較

ここでは、モデルA、モデルB、モデルCの内挿による比較を行なう。なおいずれのモデルも符号条件の一部を満たしていないので多少問題がある。しかし各モデルとも誘導型にして考えると、その符号条件(10)は満たしている。ゆえに内挿またはシミュレーション実験で、ナンセンスな結果が出る可能性はないので、そのまま行なうことにした。なお内挿の際には、次の式を用いて、所定内労働時間  $h_{Bt}$  を内生化した。

$$\log h_{Bt} = 2.26 + 0.588 \log h_{Bt-1} + 0.248 \log (x_t/x_{t-1}) - 0.0276 \log w_t$$

(4.48) (6.52) (5.19) (-3.14)

$$\bar{R}^2 = 0.924, DW = 1.46, SE = 0.00626 \tag{40}$$

表2 内挿における平均絶対誤差率

	モデルA	モデルB	モデルC	篠塚モデル
雇用者数 $m_t$	1.31%	1.34%	1.33%	1.34%
労働時間 $h_t$	0.54	0.74	0.50	0.61
雇用量 $m_t h_t$	1.54	1.61	1.54	1.60
和	3.40	3.69	3.37	3.55

各モデルの内挿における平均絶対誤差率は表2に与えられる。これより、次の点に気がつく。

- (1) モデルBは、モデルAよりあてはまりが悪い。すなわち、製造業女子については線型制約が悪影響をもたらす。ゆえに、女子については、想定したコスト関数(1)は適当でないと考えられる。
- (2) モデルCは、モデルAと大体同程度でモデルBよりあてはまりが良い。ゆえに、製造業女子の場合には、労働時間の調整コストが0(すなわち  $b=0$ ) とみなすことが妥当と思われる。ゆえに、この場合には篠塚モデルや村松モデルが適用可能となる。

この結果は計量経済学的に極めて興味深い。なぜなら通常は制約を強めればそれだけモデルのあてはまりは変化しないか悪くなると考えられている。しかしながら、モデルCはモデルBを明白に上まっている。このことは第3節(3)の議論と同様に、動学モデルのあてはまり具合については、伝統的な静学的な議論が無効であることを示していると思われる。この場合のように、ある程度は説明

変数を制約した方が良いという考え方は時系列分析の AIC 基準と通じるところがあり興味深い。

### (3) 簡単なシミュレーション分析

モデル B の内挿の結果が図 3 a～図 3 c に与えられている。一方、モデル C の結果が図 4 a～図 4 c に与えられている。女子の内挿結果は男子の場合に比べて実績値を良く追跡しているようである。また男子の場合と同様に、雇用者数のあてはまりが労働時間に比べて悪い。モデル B とモデル C を比較すると、その改善の効果は労働時間 (図 4 b) に表われている。図 4 b で示されている労働時間の内挿は非常に満足すべきものであろう。

モデル B をベースとしたシミュレーションによる乗数分析が図 5 a～図 5 d に与えられている。図 5 a と図 5 b には生産高が 1% 上昇した時のインパクト効果と累積効果がそれぞれ示されている。男子と比較して、労働時間の調整は非常に似ているが、雇用者数の短期的調整がかなり大きいことが特徴である。結果として、雇用量 (man-hour) の短期的調整も大きくなっている。しかし、雇用量の長期的累積効果はあい変わらず 1% に満たず、規模の経済性を示唆している。

図 5 c と図 5 d は、実質賃金が 1% 下落した時のインパクト効果と累積効果をそれぞれ示している。実質賃金の影響は、生産高の影響の半分程度である。男子の場合と違って、雇用者数も無視しえない影響を受けている。

概観して、男子より女子の方が外的変化に対してより敏感にかつ大きく反応するという傾向を見ることができる。前 4 節(2)では、女子の場合には労働時間調整のコストは 0 とみなせるという結果を得たが、雇用者数調整のコストも男子に比べて小さいと思われる。

## 5. 実証分析Ⅲ (篠塚モデル)

すでに第 2 節(3) で述べたごとく、篠塚モデル(すなわち篠塚論文[9]のタイプ 3 とよばれるモデル)は、われわれのモデルに対して  $b=0$  という条件を追加し、しかる後に多少変換したものである。前節までの実証結果では、 $b=0$  という仮説は、男子については否定され女子については妥当とみなされた。ゆえに篠塚モデルは男子については問題があるが、女子については有用であると考えられる。本節では実際に篠塚モデルを推定し、以上の点を吟味する。

### (a) 篠塚モデルの推定 (男子)

篠塚モデルの OLS (最小二乗法) による推定結果は次のように与えられる。

$$\log m_t = 1.678 + 0.796 \log m_{t-1} + 0.101 \log x_{t-1} - 0.0660 \log w'_{t-1} \quad (41)$$

(2.55) (8.95)                      (2.26)                      (-2.76)

$$\bar{R}^2 = 0.791, \quad DW = 2.14, \quad SE = 0.0144$$

図3a 女子雇業者数(モデルB)

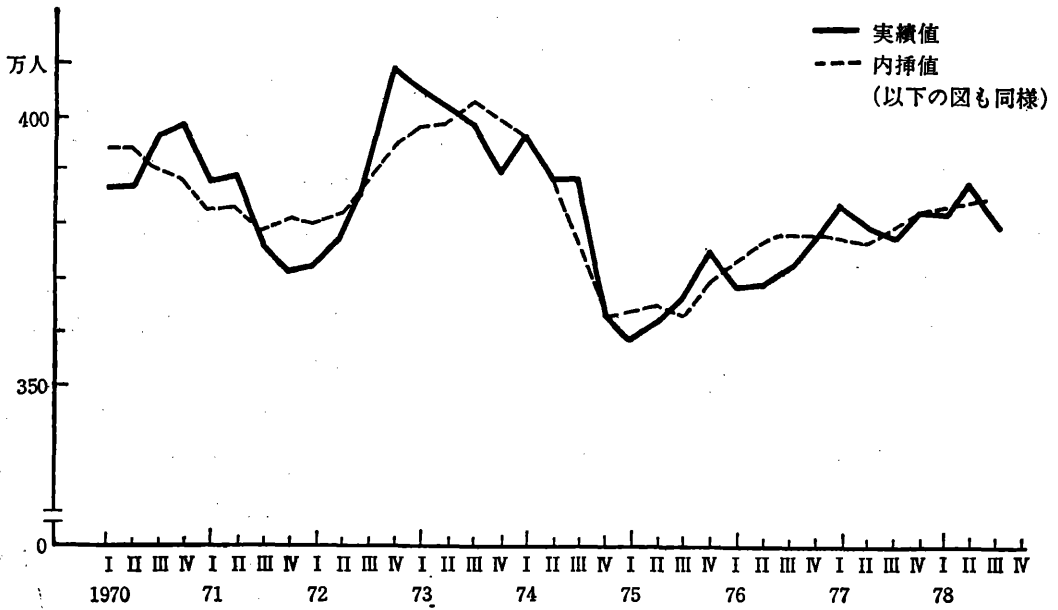
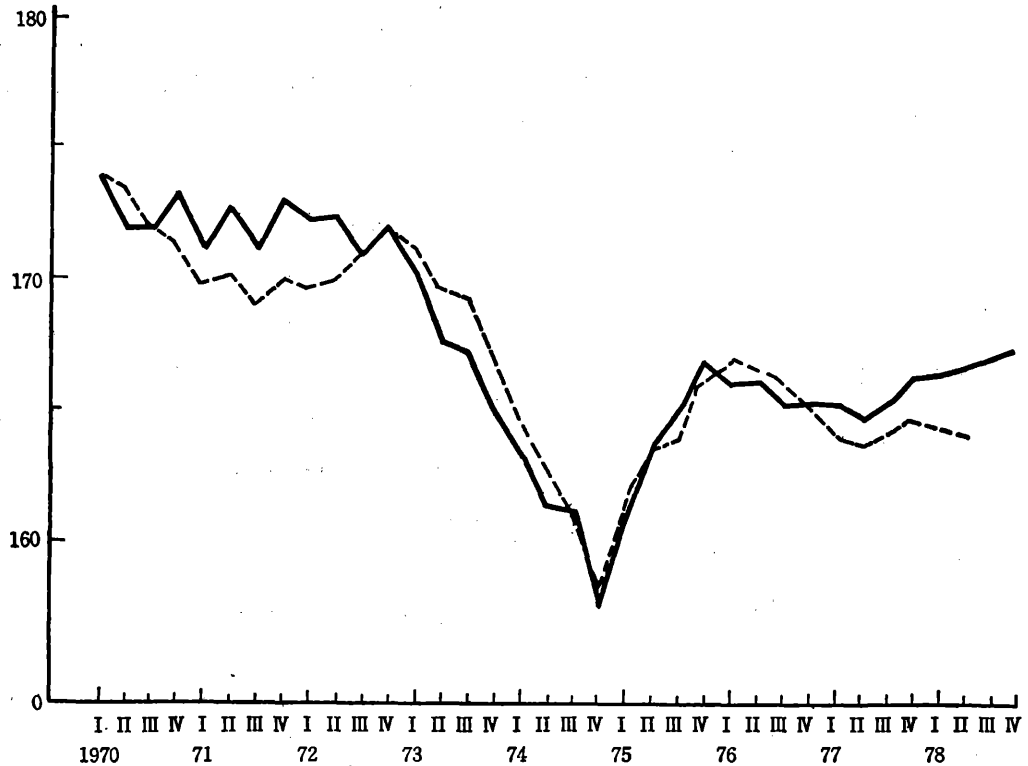


図3b 女子総労働時間(モデルB)



人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析

図3c 女子雇用量 (man-hour) (モデルB)

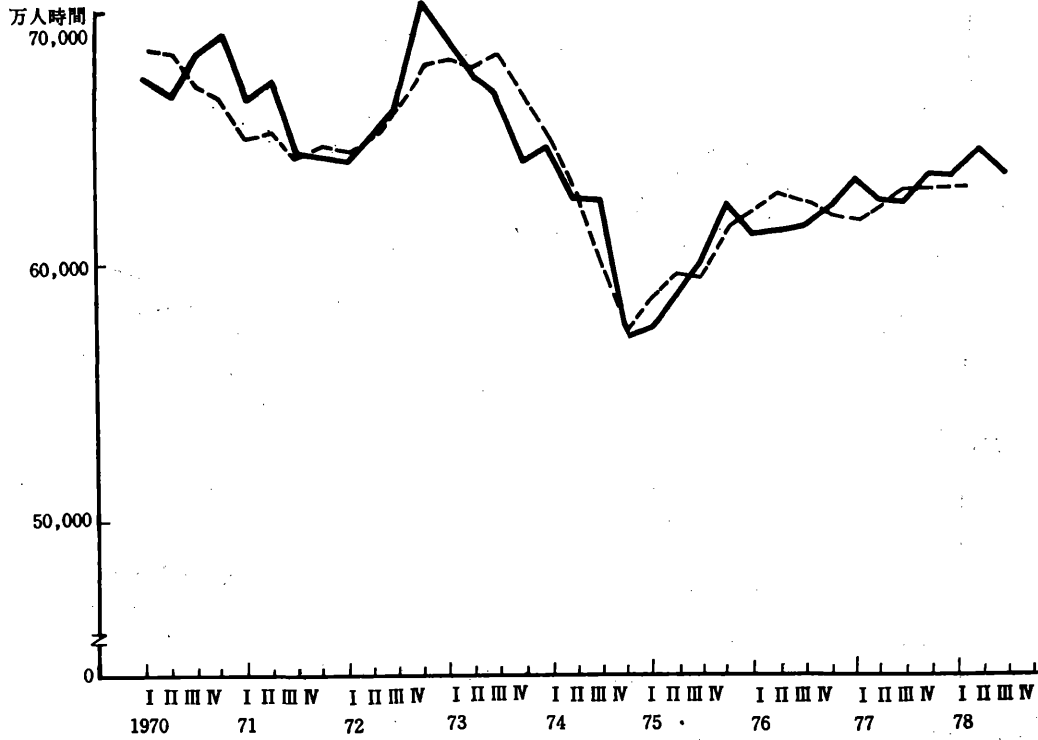


図4a 女子雇用者数 (モデルC)

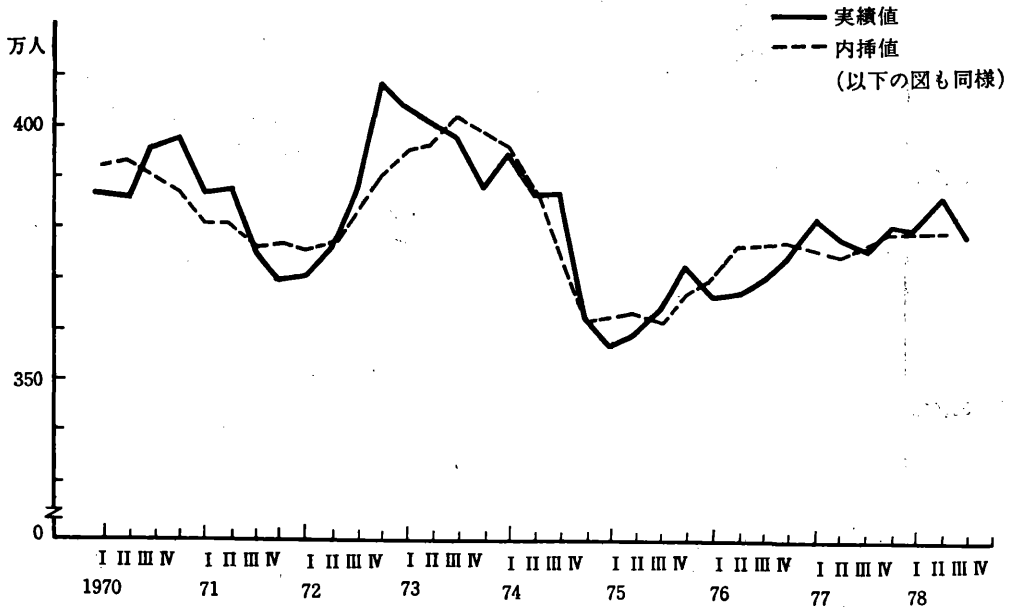


図4b 女子総労働時間(モデルC)

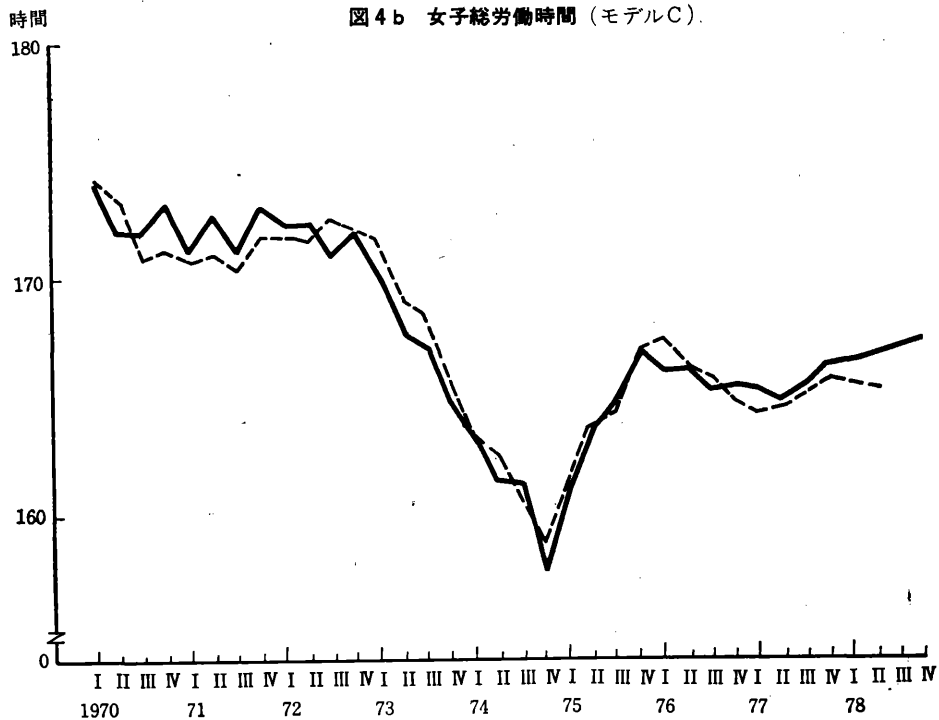


図4c 女子雇用量 (man-hour) (モデルC)

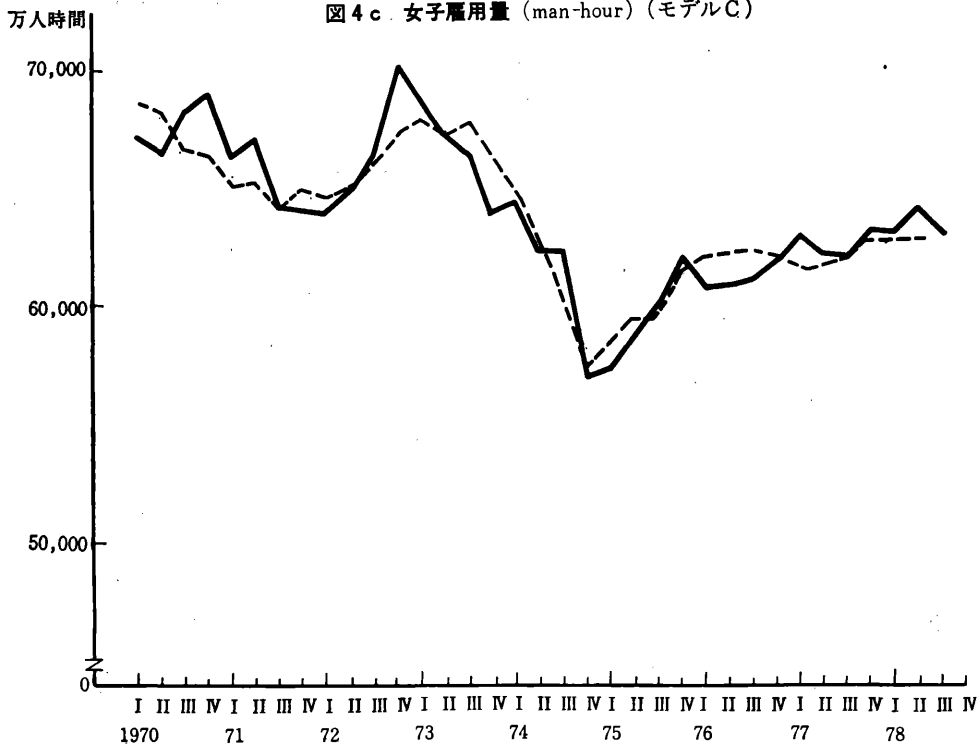


図5a 生産高1%上昇のインパクト効果(女子)

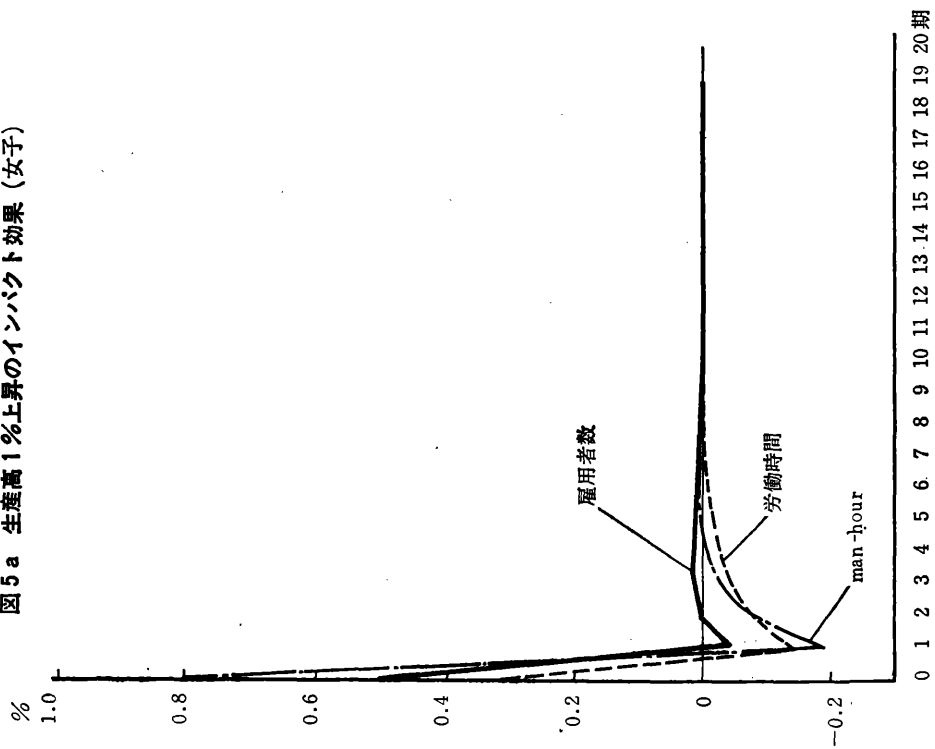


図5b 生産高1%上昇の累積効果(女子)

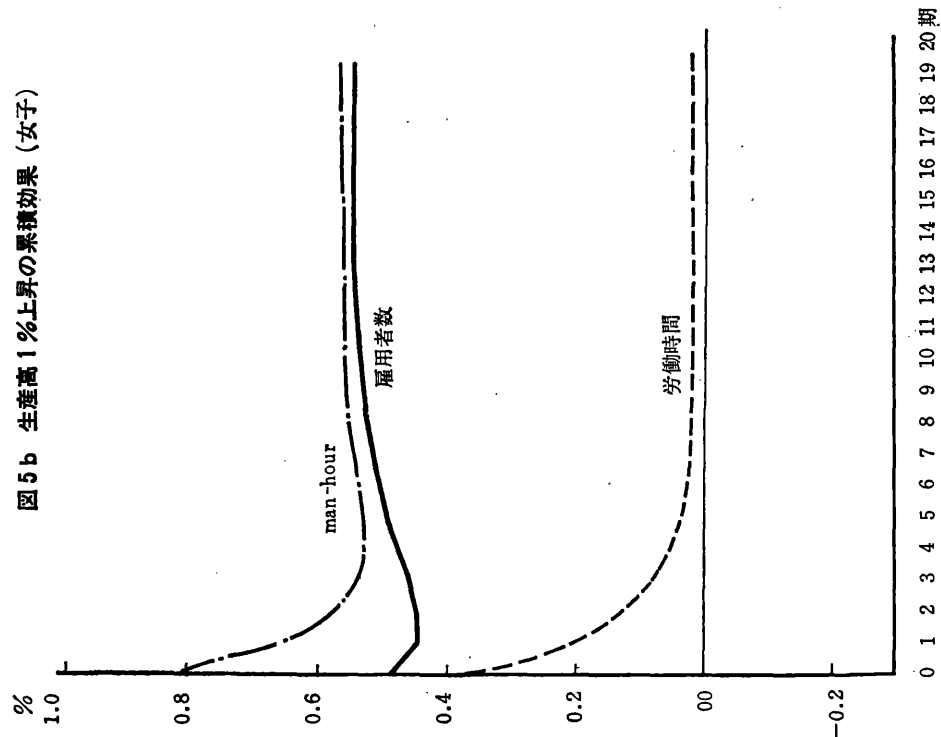




図5c 実質賃金1%低下のインパクト効果(女子)

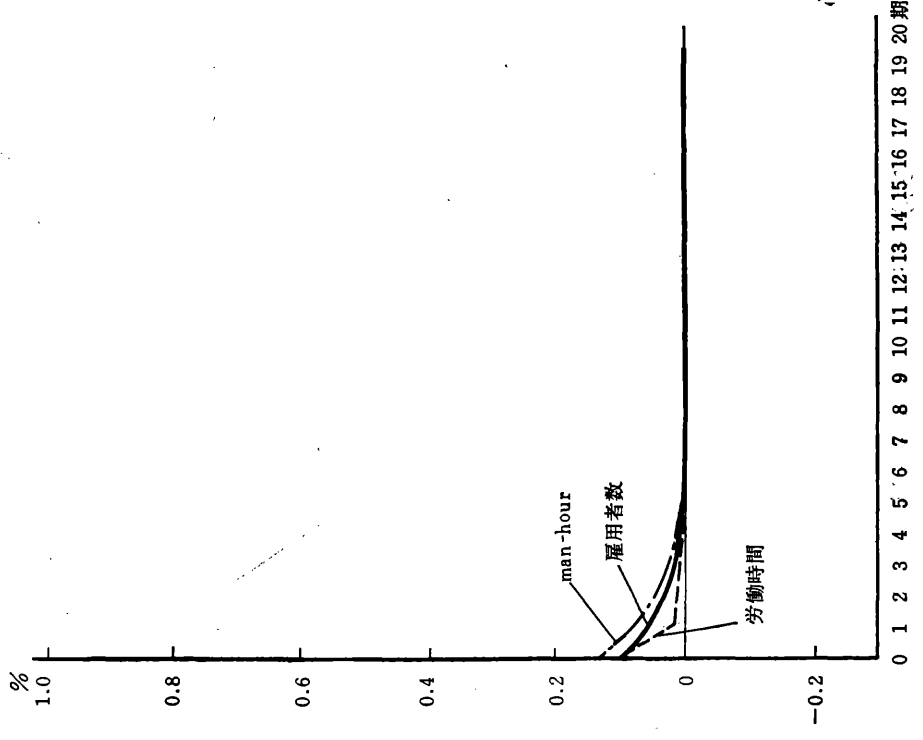
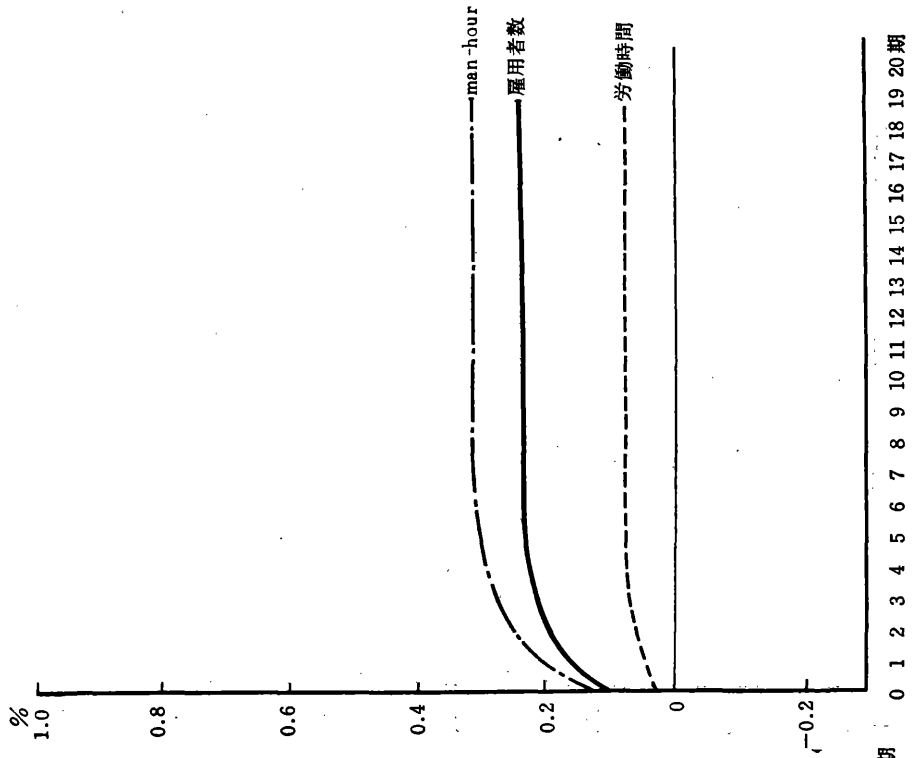


図5d 実質賃金1%低下の累積効果(女子)



人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析

$$\begin{aligned} \log m_i h_i &= 4.57 + 0.670 \log m_{i-1} + 0.583 \log h_{i-1} + 0.482 \log x_i \\ &\quad (2.53) (4.94) \quad (2.86) \quad (3.58) \\ &\quad - 0.336 \log x_{i-1} - 0.130 \log w_{i-1} \\ &\quad (-2.64) \quad (-2.24) \end{aligned} \quad (42)$$

$$\bar{R}^2 = 0.914, DW = 2.03, SE = 0.0168$$

ここで、(41)における $w'_i$ は雇用者一人当りの実質賃金（具体的には、文末の変数の説明を参照された）であり、篠塚〔9〕の結果と合わせるために用いた。

このモデルを用いた内挿の平均絶対誤差率は、第3節(3)の表1に与えられている。結果は、モデルA、モデルBに比べて悪い。これは、われわれが先に予想したとおりである。

(b) 篠塚モデルの推定（女子）

OLSによる推定結果は、以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \log m_i &= 3.26 + 0.491 \log m_{i-1} + 0.440 \log x_i - 0.182 \log x_{i-1} - 0.127 \log w'_{i-1} \\ &\quad (3.25) (3.31) \quad (4.04) \quad (-1.47) \quad (-3.14) \end{aligned} \quad (43)$$

$$\bar{R}^2 = 0.806, DW = 1.58, SE = 0.0160$$

$$\begin{aligned} \log m_i h_i &= 5.36 + 0.455 \log m_{i-1} + 0.544 \log h_{i-1} + 0.710 \log x_i \\ &\quad (2.12) (1.96) \quad (1.96) \quad (3.88) \\ &\quad - 0.477 \log x_{i-1} - 0.143 \log w_{i-1} \\ &\quad (-2.49) \quad (-2.59) \end{aligned} \quad (44)$$

$$\bar{R}^2 = 0.869, DW = 1.76, SE = 0.0197$$

この推定結果を用いた内挿の平均絶対誤差率は、第4節(2)の表2に与えられている。結果はモデルAよりは悪いが、モデルBよりは多少ながら良い。われわれの予想では、女子の場合この篠塚モデルがモデルAとモデルBのいずれより良い（または悪くない）はずである。ゆえに半分だけあっていることになる。

さて第3節(2)(c)の最後で述べたように、 $b=0$ という仮定を考えた場合には、雇用量(man-hour)関数(15)においても $\log h_{i-1}$ が消えるはずである。一方、(44)では限界的であるが有意であり、一見したところ議論が整合的でないように見える。しかし(15)には $\log h_i^*$ （具体的には $\log h_{Bt}$ ）が含まれているが、篠塚モデルの雇用量関数(44)には仮定によって含まれていない。ここで $\log h_{Bt}$ を含めた形で推定すると次の結果をうる。

$$\begin{aligned} \log m_i h_i &= 0.313 + 0.517 \log m_{i-1} - 0.586 \log h_{i-1} + 0.388 \log x_i \\ &\quad (0.15) (3.02) \quad (-1.49) \quad (2.09) \\ &\quad - 0.0636 \log x_{i-1} - 0.125 \log w_{i-1} + 1.952 \log h_{Bt} \\ &\quad (-0.31) \quad (-2.54) \quad (3.72) \end{aligned} \quad (45)$$

$$\bar{R}^2 = 0.898, OW = 0.985, SE = 0.0177$$

上式より明らかなように、 $\log h_{i-1}$ の係数は値自体は大きいが無意味ではない。ゆえに雇用量関数

を第2節(3)での定式化(15)に戻せば、結果は  $b=0$  という仮説と整合的となる。

以上のように、篠塚モデルの推定結果はわれわれのモデルの結果によって、かなり整合的に説明できる。これは逆に、われわれのモデルによる分析が頑健であることを示唆している。

最後に篠塚モデルについての、一般的コメントを述べるとする。このモデルはやや恣意性が強いが、推定法は OLS を用いればよいので簡単であり、かつわれわれの種々の実験においてかなり安定的な性質を示した。ゆえにマクロモデルに含まれるべきものとしての実用性は高いと思われる。

## 6. 結 論

われわれは調整コストを含む比較的簡単なコスト関数を想定し、その最小化の一階の条件として、雇用者数と労働時間の連立方程式を導いた。この理論モデルは、構造型として表現できるところがユニークな点である。これはよく知られた誘導型に関する Nadiri-Rosen モデルの一つの特殊例と見なせるが、構造型モデルもとのコスト関数のパラメータとの間に対応がつくので、推定結果の経済学的意味づけがより明解になる。またこの理論モデルは、これまで日本の雇用調整の計量分析に用いられた篠塚モデルおよび村松モデルの双方を特殊ケースとして含む一般性を持っている。

実証分析の結果は、男子については、われわれの想定した基本的な構造型モデルが受け入れられた。ゆえに男子については、 $b=0$  という仮説(すなわち、労働時間の調整コストは0という仮説)は否定された。一方、女子については基本的モデルは否定され、 $b=0$  という仮説を追加したモデルが適当であるとみなされた。

内挿のあてはまり具合は、図より判断するかぎりやや女子の方が良かった。また男女とも、労働時間の方が雇用者数よりすぐれていた。男子の雇用者数は一番あてはまりが悪く、今後改善の余地が残されている。乗数効果については、女子の方がより敏感かつ大きく外的変化に反応する。特に男子の場合と違って、雇用者数についても短期的に大きく反応する点が重要であろう。また、男女いずれの場合も、実質賃金変化の効果は小さく、生産高の変化の効果の半分位しかない、ということが明らかになった。

### (附録) 変数の説明(注)

$h_{Bt}$  : 所定内労働時間男子(女子), (単位) 時間/月, (出典)「毎月勤労統計調査報告」。

$h_t$  : 総実労働時間男子(女子), 時間/月, 「毎月勤労統計調査報告」。

$m_t$  : 製造業雇用者男子(好), 万人, 「労働力調査」。

$t$  : トレンド, 1970年第2四半期=22でそれ以降1四半期ごとにプラス1。

$t_A$  : トレンド A, このデータの作成法については第3節(2)を参照されたい。

人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析

$WPI_t$ : 工業製品卸売物価指数, 1975年=100, 「経済統計月報」。

$W_t$ : 現金給与総額男子(女子), 円/月, 「毎月勤労統計調査報告」。

$w_t$ : 実質賃金,  $w_t = W_t / (h_t \cdot WPI_t)$  によって作成。

$x_t$ : 製造業生産指数, 1975年=100, 「鉱工業生産・出荷在庫統計」。

(注) 本稿におけるデータは, 篠塚〔9〕と全く同一である。 $h_{Bt}$ ,  $h_t$ ,  $m_t$ ,  $W_t$  についてのより詳しい説明は同論文を参照されたい。

【参 考 文 献】

- [1] A. S. Goldberger. *Econometric Theory*, Wiley, New York 1964.
- [2] R. E. Lucas, "Optimal Investment Policy and the Flexible Accelerator" *International Economic Review*, 8, 1967, 78-85.
- [3] R. Meese, "Dynamic Factor Demand Schedules for Labor and Capital under Rational Expectations," *Journal of Econometrics*, 14, 1980, 141-158.
- [4] 村松久良光, "所定内労働時間の短縮と雇用調整", 『アカデミア』(経済経営編), 67, 1980, 71-92.
- [5] M. I. Nadiri and S. Rosen, "Interrelated Factor Demand Functions", *American Economic Review*, 59, 1969, 457-471.
- [6] M. I. Nadiri and S. Rosen, *A Disequilibrium Model of Demand for Factors of Production*, National Bureau of Economic Research, New York, 1973.
- [7] T. J. Sargent, "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, 86, 1978, 1009-1044.
- [8] R. Schramm, "The Influence of Relative Prices, Production Conditions and Adjustment Costs on Investment Behavior", *Review of Economics and Statistics*, 37, 1970, 361-376.
- [9] 篠塚英子, "労働市場モデル", 「労働供給に関する実証研究」職業研究所・日本経済研究センター, 1980.
- [10] 篠塚英子・石原恵美子, 「オイルショック以降の雇用調整」, 『日本経済研究』, 6, 1977, 39-52.
- [11] R. M. Solow. "Short-run Adjustment of Employment to Output". in *Value, Capital and Growth*, ed. by J. N. Wolfe, Edinburgh Univ. Press, 1969.

(創価大学経済学部助教授)