

# 労働時間制度と従業員の企業定着率

樋口美雄・阿部正浩

## 1. はじめに

本稿では各企業における労働時間の長さやその柔軟性が従業員の企業定着率に与えている影響を実証的に分析することにより、わが国の労働時間制度の抱える問題について考察することにした。

従来の多くの経済分析では、以下のような単純化の仮定の下に、労働時間は企業によって決定されているのではなく、与えられた時間あたり賃金率の下でみずからの効用を最大にするように供給者によって決められていると想定されてきた(大橋(1990))。その仮定とは、労働市場および財市場では完全競争が成立しており、企業の生産関数では労働投入量は労働時間と雇用人数の積として把握され両者を区別する必要はない、また労働者の雇用にかかる費用は時間あたりで支払う賃金だけであって、1人あたりの時間を延長しようと人数を増やそうと費用の面においても無差別である、さらにすべての労働者の生産性は同じである、などである。

こうした仮定が満たされれば、企業にとっては雇用者を増やそうと労働時間を延長しようと一定の労働投入量の下では、生産面でもまた費用面でも同じである。したがって企業が関心を持つのは総労働投入量だけであって、その中身は供給者の選択によって決められることになる。ところがこうした仮定が現実の世界で満たされているかとなると、多くの疑問がもたれ、経済分析の発展の過程で、それぞれの仮定の妥当性やそれが外されたときの帰結について、理論的、実証的に繰り返し検討がなされてきた(Rosen(1969), Feldstein(1975), Hamermesh(1986), 辻村・黒田(1974), 大橋(1990), 吉岡

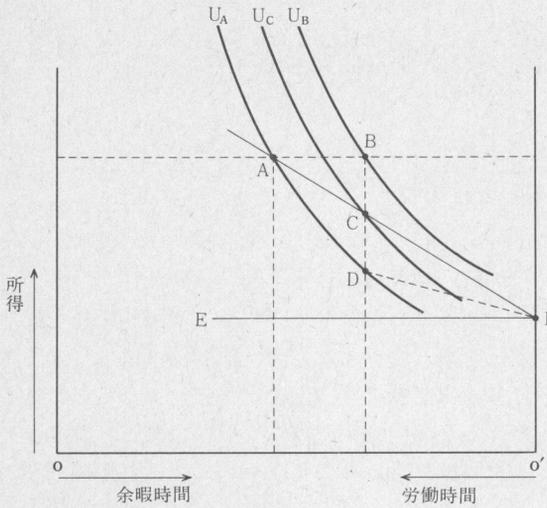
(1991), 早見(1991))。

ところでわが国の企業における実態を先の仮定と照らし合わせた場合、他の国に比べてとくに修正を必要とする度合いが強いように思われる。わが国の企業では、一般に企業内における人材育成に大きな力が注がれていると指摘される。もしそれが事実であるならば、訓練期間中の機会費用も含め1人の労働者にかかる固定費用は莫大な額にのぼろう。またそのような訓練を受けた人とそうでない人の生産性にはおのずから大きな格差が生れてくる。したがって人数と時間に関する費用は同じではないし、同じマン・アワーの投入でも生産量は異なる。

さらにわが国の企業システムを支えているものに、生産労働者も含めた情報の共有化や内部昇進制があるといわれる<sup>1)</sup>。このような下では、一般に外部市場と内部市場との格差は大きく、労働市場では完全競争が成立しにくい。もしこうした特徴がわが国の企業に存在するならば、これらの点を考慮せずに上のような単純化の仮定を容認し分析を進めたのでは、わが国の抱える労働時間問題の本質を見失う可能性が強い。

これまでこれらの特徴が従業員の企業定着率に与える影響については、主に賃金構造との関連から研究がなされてきた。たとえば企業にとって従業員の長期継続就業が重要であるとすれば、企業はそれを促進するために種々の手段を講じる。その1つとして継続就業が従業員にとっても経済的に有利となるような制度、たとえば年功賃金体系が採用されたり、定年時の多額の退職金支払いが行なわれるといった説明がなされてきた(Kuratani(1973), Hashimoto and Raisian(1985), Mincer and Higuchi(1988))。

図1 雇用機会の選択図式



だがこれらの分析では労働時間の問題についてはほとんど考慮されてこなかった。賃金がある程度上昇し、とくに若年層や女性を中心に労働時間に対する選好が強まっているといわれる現在、労働時間をも含めてこうした問題を考察することは緊急な課題になっている。本稿では労働時間の決定の仕組みを直接分析対象とするものではないが、男女別、学歴別の離転職行動を分析することによって、現在わが国の抱えている労働時間の問題に接近してみたい<sup>2)</sup>。

## 2. 分析モデル

先に示した仮定が満たされるとするならば、企業が労働時間の決定に関心を払う必然性はなくなる。そこでは供給者によって労働時間は決められるだけである。したがって現実には観察される労働時間はすべて供給者にとって最適な労働時間となり、労働時間に対する政策的な関与は供給者の効用を引き下げただけということになる。

ところが同じ労働投入量でも、人数が少なくして労働時間の長い場合と、人数が多くて労働時間の短い場合でかかる費用や生産量に違いが生じるとすれば、企業は労働時間の決定に強い関心を払うことになる。こうなると、供給者は労働時間を自由に選択できなくなる。この場合、企業は生産効率と費用を考慮しながら労働時間

を賃金とセットとして供給者に提示するようになる。

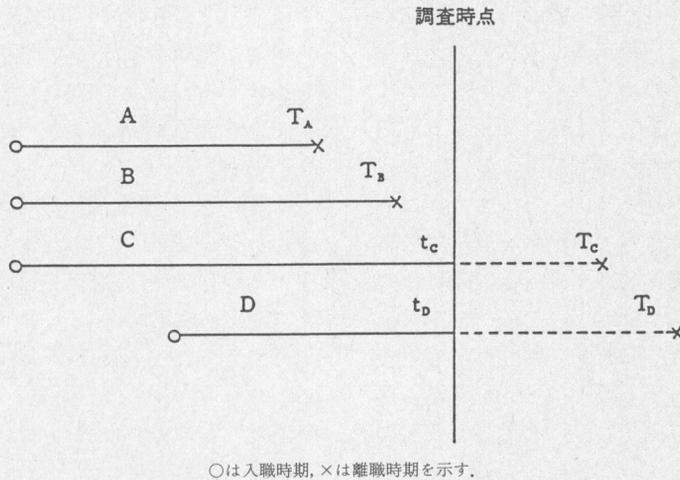
図1はこの様子を示している。いまこの人が働かなくとも得られる勤労所得以外の所得を  $O'I$  とする。そして2つの企業が点A、点Bで示されるような雇用条件を提示したとするならば、両点では所得は同じでかつ点Bのほうが労働時間は短いから、無差別曲線の形にかかわらずだれもが点Bを選択するはずである。

それでは点Bの代わりに、点Cが提示されたらどうだろうか。この点は点Aと比べ時間あたり賃金率(角EIA)は同じであるから、労働時間の短い分だけ所得は低い。点Aと点Cとどちらの企業が選択されるかは無差別曲線の形状によって異なる。この図の例では  $U_C$  の方が  $U_A$  より北東に位置するから、労働時間の短い点Cが選ばれることになる。このように、たとえ所得は低くても企業から指定された労働時間が短い場合、そのような企業の選択される余地が現われてくる。

今の例(点Aと点C)では同一の時間あたり賃金率が提示されていたが、それでは労働時間が短ければ賃金総額ばかりではなく時間あたり賃金率が低くても選択される可能性はあるのだろうか。労働時間は点Cと同じでIDの賃金線で示されるよりも高い時間あたり賃金率が支払われれば、その点の方が点Aより高い効用を与えることになるから、時間あたり賃金率は低くても時間の短い雇用機会が選択されるはずである。このように企業によって指定される労働時間の長さが就業を選択するうえでいかに重要であるかがわかる<sup>3)</sup>。図1のモデルは雇用条件や無差別曲線の形が一定であるという短期的な状態を想定した選択図式であったが、もし長期間勤めるとなればこれらの変化も考慮した理論モデルが必要になる。

さらにこれまでの例は、今まで就業していなかった人が新たに就業する場合の選択の様子を示していたが、もしこれが今まで勤めていた人の離転職行動を記述するモデルとなると、モデルはもっと複雑にならざるをえない。将来も含めて完全情報の世界ならばいざ知らず、そうで

図2 打ち切りサンプルと継続サンプルの概念点



ない場合には、就職時の選択結果と就職後の選択結果には違いが生じてくる。あるいは所得や時間に対する必要性はその人のおかれた環境によって変化するから、時点間によって就業先を変えた方が得であるという場合も存在しよう。そこに転職の可能性が生れてくる。

企業定着率の問題を考えるには、このように雇用条件の変化と無差別曲線の変化の両者を考慮する必要がある。終身雇用と年功賃金との関連で行なわれた人的投資理論や効率賃金理論、あるいは Lazear (1979) らのこれまでの研究の多くは異時点間で無差別曲線の形状は大きく変わらないと想定し、雇用条件のうち主に賃金との関連を分析してきた。

だが日常生活においても時間に対する必要性は時によって大きく変わる。さらに長期的には結婚や育児、介護などその人のおかれた環境の変化に応じて時間に対する必要性は変わる。所得に対する必要性もライフ・ステージに応じて変わるだろう。それでも所得の方は必要性に応じて前もって貯蓄し準備しておくこともできるし、あるいは借入れを行なうことも可能である。だが時間となるとそうはいかない。異時点間、あるいは異個人間で時間を融通しあうことは難しく、必要なときにその人がいてはじめて意味があるといった性質を持つ。このため就業を継続するかどうかを決める際には、労働時間

の長さ、従業員の必要性に応じ時間の変更をどこまで企業が認めるかといった柔軟性が重要な要素となろう<sup>4)</sup>。

### 3. 統計資料と推定方法

企業定着率を計る統計資料として、しばしばその企業における従業員の勤続年数別構成比が用いられる。だがこの資料はある限定された条件の下では有効であるが、一般には適切な指標とはいえない。その限定された条件とは、すべての企業が毎年同じ人数だけ採用している場合である。図2の概念図を用いてこれを説明しよう。

図2にはAからDまでの4人の人の就職時期と離職時期が記されている。いまA、B、Cは同じときに就職したが、A、Bは調査時点ですでに離職しており、Cだけは依然としてその企業で勤めている。さらにDはこの3人より遅れて就職し、調査時点でも就業を続けている。この場合、従業員の勤続年数別構成比は現在就業を続けているCやDだけを対象として、彼らの就職してから調査までの期間  $t_c$  や  $t_d$  の分布を見たものである。

$t_c$  と  $t_d$  の違いは単に両者の就職時期の違いを反映しているにすぎない。時期により企業間で就職者数に違いがあるとすれば、現在の勤続年数分布は離職者の数ばかりではなく、時点間

による就職者数の違いを反映してしまう。逆にこの指標が従業員の定着率を計るうえで適切な指標であるためには、毎年同じ人数の人を採用している企業間の比較のときだけということになる。企業は新規就業者を大量に採用する時期もあれば、採用を手控える時期もある。しかもそれは産業の盛衰や景気によって大きく異なるから、産業間の企業定着率の違いを分析対象にするときには、勤続年数別従業員構成比に頼るわけにはいかない。

それではその場合、何をもって分析に当たるのが適当であろうか。その1つとして考えられるのが、就職後一定期間が経過した後何%の人が残っているかといった指標である。図2でこの点を考えると、すでに離職したAやBを含め5年後、10年後の継続就業者割合を考えればよい。ただしそのときに問題となるのは、現在も就業を続けているCやDの人の離職までの期間をどう見積もるかという点である。離職者についてはもうすでに離職までの期間 $T_A$ 、 $T_B$ が確定しているから、これを資料として用いればよい。だが、就業を続けている人については今後の行動は未知数であり、いつまで就業するかはわからない。わかっているのは現在までの年数 $t_C$ 、 $t_D$ だけである。しかしもしCやDの人を除いて離職者だけで分析を行えば、調査時点で就業を続けている人の中には長期の定着者が多数含まれるから、分析結果にはバイアスが発生する。

このような問題に対する1つの対処法として開発されたのが survival analysis (R.G.Miller Jr.(1981), Kiefer(1988))である。この分析方法では、すでに離職した者を noncensored sample(打ち切り標本, A, B)、いまだに就業を続けている者を censored sample(継続標本, C, D)と呼び、それぞれが発生する尤度を考え、最尤推定法により各要因の効果を分析する。

この方法では、各説明変数の就業期間に対する影響の仕方や就業期間の分布が特定化される<sup>5)</sup>。いま就業してから離職までの期間を $T$ とし、変数 $X$ は離職期間に対し指数的に作用すると仮定する。したがって勤続期間 $T$ は $T=$

$\exp(X'\beta) T_0$ という確率変数によって表現できると仮定される。 $T_0$ は $X=0$ のベースラインの人が離職するまでの期間とし、これは分布を形成すると想定する。いま $y$ 、 $y_0$ をそれぞれ $T$ 、 $T_0$ の対数値とすると、(1)式が導かれる。

$$(1) y = X'\beta + y_0$$

これは $y_0$ が攪乱項の役割を果たしている対数線形モデルである。この場合、就業してから $t$ 年後の残存確率(継続就業確率)は

$$(2) \text{prob}(T > t | X) \\ = \text{prob}(T_0 > \exp(-X'\beta)t)$$

と示される。

通常、この種のモデルではベースラインに対し離職行動が発生するまでの期間の長さの違いを記述するための定数 $\mu$ と、それをべき乗する役割を果たすスケール・パラメータ $\sigma$ が導入される。

各サンプルが発生する尤度を考えると、打ち切り標本はすでに離職してしまっているから、離職までの勤続期間 $T$ は確定しており観察できる。いま $T$ 期に離職する確率密度関数を $g(T)$ とすれば、このようなサンプルが発生する尤度は $g(T)$ となる<sup>6)</sup>。他方、今も就業を継続している者については、就職してからこれまでの期間を $t$ 、離職までの全体の就業期間を $T$ とし、現在まで就業を続けてきたという情報を基にこのサンプルの尤度を考えると、これは $t$ 期における残存確率 $\text{prob}(T \geq t) = G(t)$ となる。いま離職者については $\delta_i$ を1、就業を続けている者については $\delta_i$ をゼロと仮定し、 $g(T)$ 、 $G(T)$ を $W_i = (y_i - X_i'\beta) / \sigma$ となるよう変数変換したときの確率密度関数、残存確率関数を $f(W)$ 、 $F(W)$ とすると、サンプル全体の尤度は(3)式で示される。

$$(3) \log L = \sum_i \{ \delta_i \log(f(W_i) / \sigma) \\ + (1 - \delta_i) \log(F(W_i)) \}$$

これを最大にするパラメータを求めれば、それがこのモデルの最尤推定量に他ならない。いま離職までの期間がそれぞれワイブル分布に従うと特定化し、各パラメータの推定を行なうことにする<sup>7)</sup>。

モデルの推定には昭和62年の『就業構造基

表1 労働時間に関する Survival Analysis の推定結果(女子)

式番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数	4.36079* (2198.3)	3.48044* (1246.2)	4.21282* (1529.2)	4.04593* (1415.9)	0.64037* (18.302)
賃金水準		1.54063* (539.88)		-13.6963* (179.69)	
賃金勾配			2.18728* (7.2974)	2.22567* (702.03)	
高卒ダミー	0.05497 (3.9023)	-0.00725 (0.0687)	0.04698 (2.8192)	0.01789 (0.4198)	0.09325* (11.485)
短大卒ダミー	0.17656* (37.385)	0.04519 (2.4025)	0.16512* (32.014)	0.06086 (4.3871)	0.15488* (29.537)
大卒ダミー	0.33831* (115.14)	0.18063* (31.928)	0.32653* (105.25)	0.18623* (34.214)	0.23306* (55.552)
大都市ダミー	-0.18396* (230.19)	-0.17598* (214.25)	-0.18366* (229.49)	-0.17387* (210.50)	-0.17446* (211.96)
中規模ダミー					0.21135* (242.24)
大規模ダミー					0.60286* (874.31)
労働時間	-0.01284* (765.08)	-0.00821* (272.93)	-0.01203* (479.20)	-0.01134* (424.65)	0.00555* (56.287)
SCALE PARA.	0.68283 (.00372)	0.67600 (.00368)	0.68268 (.00371)	0.67385 (.00367)	0.67399 (.00366)
LOG LIKELIHOOD	-40780.5	-40516.4	-40776.9	-40424.8	-40325.1

(注) 括弧内の数字は、帰無仮説  $H_0: \beta = 0$  に対するカイ自乗検定量(Rao(1973))を示す。すなわち  $\beta = 0$  という制約下の最尤推定量における log likelihood の微分を  $g$  とし、 $V$  を  $V = I_{11} - I_{12}I_{22}^{-1}I_{21}$  (ただし  $I$  は information matrix を示し、添字 1 は制約付きパラメータを、2 は無制約パラメータを示す) としたときの  $x^2 = g^2/V$  を示す。ただし Scale Parameter については標準誤差を示す。\*は 1% 水準で有意なものである(以下の表でも同じ表示をしている)。なお、標本数は 41,891 であり、そのうち打ち切り標本は 21,044、継続標本は 20,847 である。

本調査』を用いる。分析対象は昭和 48 年から 62 年に常用雇用者として企業に就職した学校卒業後 15 年以下の比較的若い男女とする。この調査では、前職の有無や離職経験について調査しているから、離職経験を持たず現在も最初に就職した企業で勤め続けている者を継続標本と見なし、他方、現在就業しているか非労働力化してしまったかにかかわらず、前職の経験がありすでにその企業をやめた者を打ち切り標本として考える。したがって継続標本にとっての勤続年数  $t$  は現在の企業におけるこれまでの勤続年数を観察変数として対応させ、また打ち切り標本の離職までの勤続期間  $T$  は、前の企業における就業年数を使うことにした。

他方、(1)式の独立変数  $X$  であるが、これは『就業構造基本調査』における各サンプルの学歴ダミー(中卒をベースとした高卒、短大卒、大卒ダミー)や 11 大都市ダミー、企業規模ダミー(100 人未満企業をベースとした 100~999 人規

模、1000 人以上規模ダミー)のほかに、次のような方法で計測された該当産業  $j$  の時間あたり賃金率水準  $\gamma_j$ 、および勤続年数の賃金率効果  $\theta_j$ 、および労働時間関係の変数を採った。各産業の賃金率水準、勤続の賃金率効果は『就業構造基本調査』に賃金率の調査項目がないから、昭和 62 年の『賃金構造基本調査』の資料を用い、次の式から男女それぞれについて推定された各産業の  $\gamma_j$ 、 $\theta_j$  の推定値を用いた。

$$(4) \log w = c_0 + c_1S + c_2S^2 + c_3K1 + c_4K2 + c_5A + c_6A^2 + c_7T + \sum_j \gamma_j IND_j + \sum_j \theta_j IND_j * T$$

賃金率の資料として年間賞与を含む時間あたり賃金率を用いた。また企業規模  $K1$ 、 $K2$  は 10~99 人規模を基準としたときの、それぞれ 100~999 人、1000 人以上規模を示し、産業  $IND_j$  は食料品製造業をベースとした産業中分類の 20 産業のダミー変数である。したがって  $\gamma_j$ 、 $\theta_j$  はこの基準産業と比較した各産業の相対的な賃

表2 労働時間に関する Survival Analysis の推定結果(男子)

式番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
定数	9.23626* (2558.9)	8.55860* (1963.1)	9.66680* (2466.8)	8.82047* (1738.1)	4.53388* (302.23)
賃金水準		2.59519* (135.66)		-6.48489* (9.9891)	
賃金勾配			-14.3864* (58.154)	2.31807* (94.370)	
高卒ダミー	0.25580* (26.856)	0.28476* (33.197)	0.26307* (28.482)	0.28468* (33.228)	0.24239* (24.566)
短大卒ダミー	0.26451* (19.665)	0.31752* (28.161)	0.31181* (27.078)	0.33306* (30.804)	0.30522* (26.619)
大卒ダミー	0.48324* (88.361)	0.53608* (107.82)	0.53237* (105.59)	0.55219* (113.32)	0.48090* (89.421)
大都市ダミー	0.04660 (3.0249)	0.05802 (4.6855)	0.04523 (2.8601)	0.05598 (4.3665)	0.03130 (1.3859)
中規模ダミー					0.23001* (74.108)
大規模ダミー					0.93294* (567.46)
労働時間	-0.03277* (1516.5)	-0.02942* (1071.4)	-0.03484* (1493.8)	-0.03069* (958.09)	-0.01084* (80.699)
SCALE PARA.	0.96970 (.00846)	0.96943 (.00845)	0.96825 (.00844)	0.96878 (.00844)	0.96168 (.00836)
LOG LIKELIHOOD	-30465.4	-30390.8	-30436.3	-30385.8	-30107.2

(注) 標本数は 40,339 であり、そのうち打ち切り標本は 9,770、継続標本は 30,569 である。

金率水準の高さ、および勤続年数の賃金効果を示している。なお、この式で S は学校教育年数、A は年齢、T はその企業における勤続年数を示す。こうして推定された  $\gamma_i$ ,  $\theta_j$  を(3)式の独立変数 X として survival analysis に適用すれば、産業間の賃金率水準の違いや勤続効果の違いが離職までの期間に与える影響を数量的に捉えられるはずである<sup>9)</sup>。

#### 4. 労働時間の長さや企業定着率の推定結果

いま昭和 62 年の『賃金構造基本調査』における男女別、産業中分類別(20)、企業規模別(3)の常用労働者の月間総実労働時間を、該当する各企業における労働時間の長さを示す資料として使い、前節に示したモデルの推定を行なった結果が表 1、表 2 である。

表 1 は女子の勤続期間を分析した結果であり、労働時間として女子の総実労働時間をとっている。推定結果を見ると、学歴ダミーでは高卒、短大卒、大卒と学歴が高くなるにつれ、推定された係数は大きな値をとっているから、高学歴

ほど長期勤続者の多いことがわかる。また大都市ダミーを見ると統計的に有意で負の係数をとっているから、11 大都市に居住する女性の方がそれ以外の居住者に比べ企業定着率は低い。

次に賃金率水準や賃金率勾配の係数であるが、労働時間とともにそれぞれを別個に加えた第 2 欄、第 3 欄では有意な正の値をとっており、賃金率水準の高いほど、あるいは賃金率勾配の大きいほど企業定着率は高いといえる。ただし両者を同時に加えた第 4 欄の結果では賃金率水準の方が負の係数になっている。これは多重共線性によって発生している可能性が強く、今後検討しなければならない課題の 1 つである。

ここで注目される労働時間の係数であるが、第 1 欄から第 4 欄ではいずれも負の係数をとっており、労働時間の長い産業では企業定着率の低いことがわかる。このことはある意味では注目すべき結果となっている。図 1 の点 A と点 B の比較で示したように、もし賃金総額が同じで労働時間が短ければ、労働時間が短い分だけ効用水準はだれにとっても高いはずであるから

表3 シミュレーションの結果(継続就業確率%)

女子		1年後	5年後	10年後
ベース*		94.20	52.44	16.53
短大卒		94.63	55.03	18.91
大卒		95.58	61.33	25.59
大都市以外		95.50	60.80	24.97
賃金率水準	外生変数	1年後	5年後	10年後
最低産業	-0.080943	91.86	39.93	7.73
最高産業	0.24599	96.05	64.68	29.67
労働時間	外生変数	1年後	5年後	10年後
最短産業	162時間	95.50	60.80	24.97
最長産業	203時間	92.71	44.11	10.21
(以上、表1の(2)式による結果)				
男子		1年後	5年後	10年後
ベース*		96.38	82.36	67.25
短大卒		96.50	82.89	68.14
大卒		97.19	86.09	73.63
大都市以外		96.16	81.38	65.63
賃金率水準	外生変数	1年後	5年後	10年後
最低産業	-0.0634225	95.73	79.47	62.52
最高産業	0.3021009	98.37	91.73	83.82
労働時間	外生変数	1年後	5年後	10年後
最短産業	168時間	98.33	91.51	83.42
最長産業	227時間	90.39	58.78	33.74
(以上、表2の(2)式による結果)				

(注) \*ベースは高卒、大都市居住。

企業定着率が高くなっているのは当然のことである。

ところがこの推定式で賃金の変数として用いたのは時間あたりの賃金率変数である。したがって賃金率水準を独立変数として入れた第2欄の労働時間の係数は、図1の点Aと点Cの比較を示しているはずである。両点では時間あたり賃金率は同じであるから、給与総額が多くて労働時間の長い雇用機会と給与総額は低いが労働時間の短い雇用機会を比較していることになる。したがってどちらが高い効用水準を与えてくれるかは無差別曲線の形状により異なり、一般にはどちらの定着率が高いかは予見できない。ところが推定結果を見ると労働時間の係数は負の係数をとっており、労働時間の短い企業の方が定着率が高いという結果になっている。この

結果は総実労働時間の代わりに所定内労働時間を用いた結果でも変わらない。

ただし企業規模ダミーも同時に入れた第5欄の結果では、係数は正の値になっている。これは労働時間が産業別規模別の資料になっており、企業規模とかなり強い相関が見られるためである。そこでこの資料の代わりに産業別規模計の労働時間を用いて推定を行なったが、その結果では第4欄までと同様、負の係数をとる。

女性の定着率についてみる場合、女性自身の労働時間を外生変数として用いたのでは、その労働時間にみずからの選択結果が反映してしまって適当ではないとの指摘がある(King(1978))。そこで女子の総実労働時間の代わりに男子の総実労働時間を用いたが、推定結果は統計的有意性においても、また係数の符号においてもまったく変わらなかった。

表2は男子の企業定着率に関する推定結果である。学歴効果や賃金率水準、労働時間の効果は女子の推定結果と大きさこそ違え、符号や有意性については同じである。女子と比べて違いが見られたのは大都市ダミーで、男子では有意な係数にはなっていない。また女子のときには企業規模ダミーを入れた第5欄では労働時間の係数はプラスになってしまったが、男子の場合には依然として負で有意な係数になっている。

表1、表2に示された第2欄の推定結果を用いて、1年後、5年後、10年後の継続就業確率(残存率)を試算したシミュレーション結果が表3に示されている。標準ケースとして高卒の大都市居住者が想定されており、それぞれ学歴や居住地、賃金率水準、労働時間が変わった場合の各ケースについて継続就業者割合が示されている。これを見ても、賃金率水準とともに労働時間は定着率に大きな効果を与えていることがわかる。

男女の労働時間や賃金率に対する反応の違いを比較するために、第2欄の推定結果を使って、労働時間が1%延長されたときにもとの定着率を維持するために、時間あたり賃金率は何%引上げられなければならないかという試算をした<sup>9)</sup>。その結果は女子では0.98%であったのに

表4 労働時間に関する学歴別 Survival Analysis  
の推定結果(男女)

女子	高卒	短大卒	大卒
	賃金率水準	0.53828* (50.957)	3.47600* (697.86)
労働時間	-0.01006* (333.68)	-0.00474* (19.411)	-0.01107* (17.084)
	3.4890%	0.2504%	0.3560%
男子	高卒	短大卒	大卒
	賃金率水準	3.43743* (129.36)	1.82312* (4.6629)
労働時間	-0.02688* (555.28)	-0.02929* (72.907)	-0.03835* (489.07)
	1.5135%	3.1350%	6.4267%

(注) 推定式にはこのほか、定数項および大都市ダミーが含まれている。また直線の下のパーセント表示の数字は、労働時間が1%延長されたときに企業がもとの水準の定着率を保つために保証しなければならない時間あたり賃金率引上げ率を示す。なお標本数は女子高卒が24,724、短大卒が11,383、大卒が4,754、男子高卒が19,982、短大卒が2,944、大卒が16,348である。また短大卒の中には高専、および修学年数が短大に該当する専門学校が含まれる。

対し、男子では2.20%と女子よりも高い賃金率引上げを必要とする結果になっている。

この間の様子をもう少し詳しく見るために、いま学歴別のデータを使って表1、表2の第2欄と同じ式を推定した(中卒は標本数が少ないために省略)。表4がこの推定結果である。全体のサンプルのときと同じようにいずれの結果でも定着率に対し賃金率水準はプラスの効果で、労働時間はマイナスの効果を持っている。そこでこの推定値を使って先と同じ試算をしてみると、女子については高卒の方が大卒に比べてもとの定着率を維持するためには高い賃金率引上げが要求されるのに対し、男子では逆に高学歴

の方が高い賃金率引上げを必要とする。その結果、学歴別に男女を比較すると、高卒では女子の方が高い賃金率引上げを必要とするが、短大卒、大卒では男子の方が高い賃金率引上げを必要とすることがわかる<sup>10)</sup>。

いま女子の賃金率水準と労働時間の個々の係数を学歴別に比較すると、労働時間の係数は高卒と大卒でほとんど差がないか、あるいは大卒の方が大きいくらいであるのに対し、賃金率の係数は明らかに高学歴の方が大きな係数をとっている。

### 5. 労働時間の柔軟性と企業定着率の推定結果

前節では企業における労働時間の違いに着目し分析を進めてきたが、この節では従業員の必要性に応じどこまで労働時間の調整が許されるかといった柔軟性の効果を検討する。労働時間の柔軟性をどのような代理変数で示すかは難しいところであるが、ここでは有給休暇の平均取得日数、および育児休業制度を持っている事業所割合(%)で示すことにする<sup>11)</sup>。

表1の労働時間の代わりに、昭和59年の『賃金労働時間制度等総合調査』における産業別有給休暇の平均取得日数を独立変数として加えた結果が表5である。取得日数が多ければそれだけ従業員の必要性に応じ労働時間を調整できると考えると、取得日数の多い企業では定着率が高いと期待される。推定結果を見ると、女子では賃金率水準を独立変数として加えなかった第1欄でも、これを加えた第2欄でも、ともに有給休暇取得日数はプラスでしかも統計的に有意な推定結果になっている。したがって有給休暇

表5 有給休暇取得日数に関する Survival Analysis の推定結果

	女子		男子	
	有給休暇取得日数	0.02190* (45.121)	0.01144* (13.197)	-0.31011 (4.6540)
賃金率水準		1.63476* (723.40)		3.13249* (236.86)
SCALE PARA.	0.67419 (0.0037)	0.66537 (0.0036)	0.96429 (0.0084)	0.96180 (0.0084)
LOG LIKELIHOOD	-40329.9	-39976.7	-30145.6	-30010.1

(注) 推定式にはこのほかに、定数項、高卒ダミー、短大卒ダミー、大卒ダミー、中規模企業ダミー、大規模企業ダミー、大都市ダミーが含まれている。

表6 育児休業制度に関する学歴別 Survival Analysis の結果(女子)

	全サンプル	高卒	短大卒	大卒
育児休業制度割合	0.03221* (823.66)	0.01121* (64.750)	0.04828* (519.80)	0.07665* (284.62)
賃金率水準	1.00450* (246.73)	0.80554* (126.65)	1.42865* (103.43)	0.75010 (5.4304)
SCALE PARA.	0.65646 (0.0036)	0.63234 (0.0043)	0.65439 (0.0070)	0.73830 (0.0136)
LOG LIKELIHOOD	-39571.9	-23569.0	-10241.0	-4167.67

(注) 独立変数として他に表5と同じ変数を含んでいる(表5注を参照)。

を多く取れる企業では企業定着率が高いという期待した結果になっている。

しかし男子についてはそのような結果は得られておらず、むしろ逆に係数はマイナスの符号をとっている。もっとも統計的には有意な結果になっていないから、系統的な影響はないというべきであろう。このように有給休暇取得日数が企業の時間に対する柔軟性を示す指標であると考えらるならば、柔軟性が男子の定着率にどのような影響を及ぼすかははっきりしないが、少なくとも女子については定着率を向上させる効果を持つといえよう。

そこで、さらに女子について育児休業制度の効果を検討する。いま有給休暇の取得日数の代わりに、産業別の育児休業制度を備えている事業所割合(昭和60年『女子雇用管理基本調査』)を推定式に入れて、その効果を検討することにした。推定結果は表6に掲げてある。この結果を見ると、企業規模等をコントロールしても育児休業制度を用意している事業所割合の高い産業では、明らかに女子の定着率は高くなっている。推定結果を使って平均賃金率水準の支払われている100~999人規模企業における大都市居住の高卒女子についてシミュレーションを試みると、育児休業制度の普及率の低い鉄鋼非鉄産業では10年後の継続就業確率は5.81%であるのに対し、この制度の普及割合の高いサービス業では24.73%と定着率は高い<sup>12)</sup>。

いまこの効果を学歴別のデータを使って推定し直してみると、表6の第2欄から第4欄に見られるように、高卒よりは短大卒、短大卒よりは高卒とこの効果は大きくなっており、高学歴女性ほど育児休業制度を持っている企業ではよ

り定着的であることがわかる。

実際にどれだけ多くの人が育児休業制度を利用したかはわからないが、この指標が企業における女性の継続就業を支援する制度の整備状況を示しているとすれば、そのいかんは女性の企業定着率に大きく影響すると言える。

## 6. 結びにかえて

以上の分析結果から、労働時間の短縮は男女を問わず若年就業者の企業定着率を引上げるのに大きな効果のあること、また労働時間の柔軟性の確保は少なくとも女子の企業定着率を向上させる効果のあることが確認された。ただしここで用いた賃金率や労働時間、あるいはそれに関連する諸制度のデータは、個々の供給者について得られないため、該当する産業や企業規模の平均データで代用した。このため分析結果からもわかるように、多くの変数間で強い相関を示し、多重共線性の問題をもたらしている。今後分析を進めるうえで解決しなければならない問題の1つである。

従来分析では、多くの研究が賃金水準、あるいは賃金構造と従業員の企業定着率の関係に焦点を当ててきた。そこでは無差別曲線の形状が異時点間で変わるようなことは想定されてこなかった。確かにそれらが分析対象としてきた男子の場合、異時点間で時間に対する必要性の変化は相対的に小さいかもしれない。しかし女子の企業定着率の問題を考える場合、これらを考慮することがどうしても必要になるし、男子についても今後避けて通れない問題を含んでいる。

所得に対する必要性もライフ・ステージに応

じて変化する。しかし所得の場合、貯蓄や借入れを通じ異時点間の調整を行うことが可能である。だが時間となると、こうした異時点間の調整をやりにくいといった性質がある。

労働者の募集費や採用費、さらには訓練費のように労働時間とは関係なしに要する固定費割合の高い企業では、労働費用極小化の下に人数が減らされ労働時間が延長されることが指摘されてきた(Rosen(1969), 大橋(1990))。しかしここでは、無差別曲線の変化にともなう従業員の離職行動は正面から考えられてこなかった。もしこれらを考慮するなら、労働時間の弾力化、あるいは短縮化を通じて定着率を高めることが費用の削減につながる可能性もある(Altonji and Paxon(1988))。

今後わが国の労働力人口を見通すとき、労働供給の伸びは鈍化し、2000年以降労働力は減少するといわれている。これまでの硬直的な労働時間制度の下では継続就業を断念した人も多かった。今後このような人にも、能力発揮の場を提供することが就業者ばかりではなく、企業の立場からも必要になってこよう。わが国では、平成4年4月より育児休業法が施行されるようになったし、フレックス・タイム制をとる企業も増えている。はたして経済学的にはこうした変更はどのような意味を持つのか。単に労働需給の数量的な過不足の議論ではなく、日本経済の構造的な変化を考えるうえでも、労働時間制度を含めたミクロ的な経済分析がますます必要になってくると考える。

(慶應義塾大学商学部・慶應義塾大学  
大学院商学研究科)

## 注

- 1) Aoki(1988), 村松(1983)を参照のこと。
- 2) 本稿は労働省女子労働政策研究会において、筆者の分担した研究結果をもとにしている。
- 3) 樋口(1991)第7章はこの図式を短時間雇用、普通雇用、無業の三者択一モデルに当てはめ実証分析を行なっている。また労働時間が賃金率に与える効果分析の1つとして、ヘドニック賃金による接近がある。Rosen(1974), 木下(1990), 中馬・中村(1990)を参照されたい。
- 4) 昭和62年『就業構造基本調査』によると、転職希望者のうち男子では収入を理由に挙げる者が25.4%、

時間(時間的肉体的負担や余暇の増加, 家事の都合)を理由に挙げる者が27.2%であり, 女子では収入が25.4%, 時間が32.1%と, 時間を転職希望理由に挙げる者が多い。

5) 確率密度関数を特定化しなくても non-parametric model を使えばそれぞれの要因効果を分析することも可能であるが, 今のところ non-parametric model でも hazards(注7を参照)に比例性を仮定するなど, かなり厳しい条件を仮定しないと各要因の影響を分析できない(Kiefer(1988), Tachibanaki and Taki(1990))。また婚姻状態や子供を含めた家族の状況など分析したいところであるが, これらの分析期間中に変化する要因について分析することは計量経済学的に未知のところも多く, いまのところ難しい。同時に、『就業構造基本調査』では就業経歴以外の経歴(たとえばいつ結婚したかなど)は調査されていないため, ここではこれらの点について分析を行なわなかった。

6) 本来  $g(T)$  は確率密度関数であるから, 離職までの勤続年数  $T$  年のサンプルが発生する確率は近似的に  $g(T)\Delta T$  と書くべきであるが,  $\Delta T$  は1であるので本文のように記述することにした。

7) 離職までの期間をワイブル分布に特定化した場合, baseline における確率密度関数  $f(W)$ , 残存確率関数  $F(W)$  は次のように示される。

$$f(W) = \exp((W-\mu)/\sigma) \exp(-\exp((W-\mu)/\sigma)) / \sigma$$

$$F(W) = \exp(-\exp((W-\mu)/\sigma))$$

そしてこれに対応した  $X=0$  の人が  $t$  期において離職する確率密度関数を  $g(t)$ , 残存確率関数を  $G(t)$  とすると, それぞれ次のようになる。

$$g(t) = at^{a-1} \exp(-at^a)$$

$$G(t) = \exp(-at^a)$$

ただし  $a=1/\sigma$ ,  $\alpha = \exp(-\mu/\sigma)$  とする。するとこれまで継続就業してきた者が  $t$  期に離職する条件付き確率(hazard function)は

$$h(t) = g(t)/G(t) = at^{a-1}$$

と示される。なおワイブル分布の代わりに, log normal 分布, log logistic 分布を仮定して推定を行なったが, 結果はほとんど変わらなかった。

8) 賃金率関数の推定結果は紙幅の都合から省略した。なお産業分類は以下の通りである。1. 食品製造, 2. 繊維, 3. 木材木製品, 4. 化学, 5. 石油石炭製品, 6. ゴム製品, 7. 窯業土石, 8. 鉄非鉄製品, 9. 金属製品, 10. 一般機械, 11. 電気機械, 12. 輸送用機械, 13. 精密機械, 14. その他製造, 15. 公益業, 16. 卸小売, 17. 金融保険, 18. 不動産業, 19. 運輸通信, 20. サービス業。

9) いま賃金率水準を  $\gamma$ , 労働時間を  $H$ , 他の変数を  $Z$  とし, 本文中の(1)式が  $\log T = \beta_0 + \beta_1 \gamma + \beta_2 H + \beta_3 Z$  となっていたとすると,  $\gamma$  が片対数の賃金率方程式の切片であることを考慮すれば,  $H$  が1%延長されたとき, もとの  $T$  を維持するために必要とされる賃金率上昇率は次の式で示されることがわかる。

$$\Delta W/W = \exp(-0.01H\beta_2/\beta_1) - 1$$

なお本稿で使った時間あたり賃金率は, 特別給与や所定外給与を含めた賃金率となっており, 所定内給与をベースとした残業割増率の議論と対比させることはできない。

10) もともと供給者は就職時に労働時間や賃金率の情報を基に就業先を決めているはずであり、元来企業間で労働者の仕事に対する考え方に違いが生じている可能性がある。この分析では学歴や居住地、企業規模を統一することによってこうした違いを取り除こうとしたが、推計結果には一部にこうした就職時の選択が影響していることは否めない。ただし仕事に多くの時間を投じたいと思っている人はもともと長時間労働の雇用機会を選択しており、そのような人の中には長期間勤める人が多いであろうから、こうした影響は労働時間と定着率の間に正の相関を生み出すはずである。したがってこの効果を取り除いたら、本稿で推計された労働時間の短縮が定着率向上に与える効果はもっと大きくなるかもしれない。他方、学歴別の資料に基づき、男女別に企業規模、居住地をコントロールし、survival analysisを行なった結果を使って、男子の企業定着率の高い産業で女子も高いかどうかを検討すると、高卒では両者間に統計的に有意な正の相関が観察されるのに対し、大卒では逆に有意な負の相関が観察されることは注目される。

11) フレックス・タイム制を設けている企業割合をとることも考えられるが、この分析が対象としている期間中にこの制度をもっていた企業は非常に少なく、また当時の企業割合を調べている統計資料も見つからなかった。

12) サービス業のうち教育サービスでは育児休業制度を設けている事業所割合が他と比べ極端に高いため、これを除いたサービス業における割合をここでは使用した。

### 参考文献

- Altonji, A. G and C. H. Paxon(1988), "Labor Supply Preference, Hours Constraints, and Hours-Wage Trade-offs," *Journal of Labor Economics*, Vol. 6, No.2.
- Aoki, M.(1988), *Information, Incentives, and Bargaining in the Japanese Economy*, Cambridge Univ. Press.
- 中馬宏之・中村二郎(1990)「女子パート労働賃金の決定因」『日本労働研究雑誌』No. 369.
- Feldstein, M. S.(1967), "Specification of the Labour Input in the Aggregate Production Function," *Review of Economic Studies*, Vol. 34.
- Hamermesh, D. S.(1986), "The Demand for Workers and Hours and the Effects of Job Security Policies: Theory and Evidence," *NBER Working Paper*, No.2056.
- Hashimoto, M and J.Raisian(1985), "Employment, Tenure, and Earning Profiles in Japan and the United States," *American Economic Review*, Vol. 75, No. 3.
- 早見均(1991)「雇用量、労働時間、投資の決定関式」*KEO Occasional Paper*, No. 11.
- 樋口美雄(1991)『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
- Kiefer, N. M.(1988), "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature*, Vol. 26, No. 2.
- King, A. G.(1978), "Industrial Structure, the Flexibility of Working Hours, and Women's Labor Force Participation," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 3.
- 木下富夫(1990)『労働時間と賃金の経済学』中央経済社。
- Lazear, E. P.(1979), "Why Is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6.
- Miller, Jr. R. G.(1981), *Survival Analysis*, John Wiley and Sons.
- Mincer, J. and Y.Higuchi(1988), "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 2, No. 2.
- 村松久良光(1983)『日本の労働市場分析』白桃書房。
- 大橋勇雄(1990)『労働市場の理論』東洋経済新報社。
- Rao, C. R.(1973), *Linear Statistical Inference and its Applications*, John Wiley & Sons.
- Rosen, S.(1969), "On the Interindustry Wage and Hours Structure," *Journal of Political Economy*, Vol. 77.
- Rosen, S.(1974), "Learning by Experience as Joint Production," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 86.
- Tachibanaki, T. and A. Taki(1990), "The Effects of Individual Characteristics and of Parametrics and Non-parametric Approach on Job Duration in Japan," *Kyoto Institute of Economic Research Discussion Paper*, No. 293.
- 辻村江太郎・黒田昌裕(1974)『日本経済の一般均衡分析』筑摩書房。
- 吉岡完治(1990)「労働時間短縮の効果についての一試論」*KEO Occasional Paper*, No. 11.