

定年制の離職行動への影響*

大 日 康 史
竹 廣 良 司

第1節 はじめに

本人の意思や能力とは無関係に、一定の年齢に達した時に解雇される定年制は、労働者にとっては重要な関心事である。しかも、その定年年齢が労働市場から退出して引退する年齢よりもはるかに若いならば、つまり定年後の再就職を念頭におかなければならない場合にはなおさらである。表1-1は製造業における企業規模別の定年制実施率を示している。この表から企業規模間で水準の違いがあるものの、一貫して実施率が上昇している事が読み取れる。また、定年年令は表1-2にあるように非常に低く、大部分の企業では60才以下である。60才以下で定年を迎えた場合、再就職をして10年程働かなければならない。このような定年制は、労働者の生涯全体における労働供給行動にどのような影響を与えるであろうか。本稿では、Akerlof-Rose-Yellen (1988) や Ohkusa-Aruga-Brunello-Kishi-Ohta (1990) の様に、離職行動を労働者の生涯期間における効用最大化行動の結果として捉える。その上で、定年制が普及することや定年年齢が引き上げられることが、離職行動へどの様に影響するかを考察する。

* 本稿の作成に当たって、京都有賀健助教授、大阪大学大竹文雄助教授、慶応義塾大学樋口美雄助教授ならびにLSEの太田聰一氏よりより貴重なコメントを頂いた。言うまでもなく、本稿に含まれているかも知れない誤りは筆者の責任である。

表1-1 定年制実施率（製造業）：雇用管理調査報告（退職管理）

	大企業	(事業所数)	中企業	(事業所数)	小企業	(事業所数)
1967	0.936	4180	0.801	18104	0.521	28090
1970	0.998	4274	0.866	21852	0.475	32140
1973	1.000	881	0.941	9992	0.578	25754
1976	0.987	864	0.934	10720	0.750	25575
1978	0.994	772	0.954	9619	0.732	23936
1980	0.999	759	0.965	9532	0.800	23953
1981*	0.990	860	0.939	10315	0.754	25667
1982	0.991	814	0.982	10329	0.860	25704
1983	0.991	768	0.986	10469	0.868	25626
1984	0.994	676	0.977	10508	0.865	26430

*1981年には定年実施率の製造業規模別統計がないため全産業のものを用いている

表1-2 定年年齢（製造業）：雇用管理調査報告（退職管理）一律定年制

		54才以下	55才	56才	57才	58才	59才	60才	61~64才	65才	66才以上	その他
1967	大企業	0.000	0.760	0.139	0.047	0.031	—	0.022	—	0.001	—	0.000
	中企業	0.000	0.730	0.019	0.019	0.041	—	0.191	—	0.000	—	0.000
	小企業	0.000	0.612	0.000	0.011	0.022	—	0.333	—	0.022	—	0.000
1970	大企業	0.000	0.625	0.138	0.138	0.035	—	0.064	—	—	—	—
	中企業	0.012	0.548	0.042	0.084	0.037	—	0.254	—	0.022	—	—
	小企業	0.000	0.564	—	—	0.022	—	0.414	—	—	—	—
1973	大企業	0.000	0.363	0.242	0.157	0.116	—	0.121	—	—	—	—
	中企業	0.000	0.456	0.026	0.116	0.102	—	0.286	0.012	0.001	—	—
	小企業	0.000	0.488	—	0.012	0.012	—	0.432	—	0.055	—	—
1976	大企業	0.000	0.487	0.122	0.112	0.067	0.002	0.167	—	—	—	0.014
	中企業	0.010	0.470	0.065	0.101	0.071	—	0.231	0.010	0.030	—	0.012
	小企業	0.000	0.483	—	0.034	0.047	—	0.388	—	0.024	0.012	0.012
1978	大企業	0.000	0.401	0.126	0.133	0.110	—	0.225	—	—	—	0.004
	中企業	0.000	0.462	0.069	0.126	0.080	0.002	0.250	—	0.005	—	0.007
	小企業	0.004	0.383	0.004	0.082	0.047	—	0.374	0.005	0.055	—	0.009

これまでに定年制に関する研究は、数多くの蓄積がなされている（Lazear（1986）、Gordon-Blinder（1980）、三谷（1992）、大竹（1990）、村松（1987）、清家（1992））。しかし、これらは定年年齢に達した労働者を分析の対象にしているに過ぎず、それ以前の労働者の離職行動については考察されていない。離職行動を労働者の生涯期間における効用最大化行動の結果として捉えれば、若年労働者に対しても定年制は何らかの影響を及ぼしていると考えの方が自然である

う。また、Ohkusa-Arigo-Brunello-Kishi-Ohta（1990）では賃金構造から定年年齢における離職行動を表現できるとしている。この主張が正しいとすると、定年制は単に労働者の効用最大化の結果としての離職行動を制度化しているに過ぎない。

本稿は以下のように構成されている。第2節では、定年制の離職行動に与える影響についての理論的考察がなされる。そこでは、影響の方向は正負の両方が考えられることが示される。また、特に定年退職時の退職金の額が重要であることも示される。第3節では、第2節で強調された定年退職時の退職金の額が、十分に高いか否かを、賃金、ボーナス、退職金の推定結果から確かめる。その結果、十分には高くないことが明らかにされる。第4節では、労働者やその属している企業の細かい属性毎の離職率を推定し、第5節では定年制の離職率に与える影響を検定する。最後に、政策的含意と今後の研究の方向性についてまとめられている。

第2節 離職行動のモデル化

まず、Ohkusa-Arigo-Brunello-Kishi-Ohta（1990）での転職行動のモデルを若干拡張したモデルを描写してみよう。年齢（経験年数）を A 、在職期間を T 、その他の労働者固有の属性（職種²⁾、学歴）を b 、現在勤めている企業のタイプを f （定年制実施企業るとき $f=1$ 、未実施企業るとき $f=0$ ）、マクロの経済の状態を k 、現在勤めている企業の状態を z とする。 k と z はそれぞれ、前期の状態を所与とする条件付き分布に従っているとするとする。さらに、現在勤めていない潜在的な転職先の企業の状態（ z^* で表す）とタイプ（ f^* で表す）は、それぞれ z の無条件分布 G と f の分布 F に従っているとするとする。定年制を実施している企業での定年年齢は M とする。定年年齢とは別に、労働者が労働市場から退出する引退年齢を $N(\geq M)$ とする。

ここで、いくつかの重要な仮定をおく。

仮定1：企業のタイプ（定年制を実施しているか否か）によって賃金構造は変わらない。

仮定2：労働者の状態間移動の選択肢は、

- 現在勤めている企業にとどまる
- On the job search による転職
- Off the job search をする為に失業する

の3種類である。

仮定3：引退後の収入はない。

賃金構造を表す関数を $w(A, T, b, k, z)$ 、割引ファクターを ρ 、On the job search によって求職を行っている労働者が求人を行っている企業に出会う確率を $\lambda(k)$ 、Off the job search によって求職を行っている労働者が求人を行っている企業に出会う確率を $\mu(k)$ で表すとす。当然、 $\lambda(k) \leq \mu(k) (\forall k)$ とする。

2-1 退職金なしの場合

退職金の分析は後回しにして、今は簡単化のために賃金が唯一の生涯所得の源泉であるとする。この時、現在就業している労働者の生涯所得 H は、

$$\begin{aligned} H(A, T, b, f, k, z) &= w(A, T, b, k, z) + \rho E[\max\{H(A+1, T+1, b, f, k', z'), V(A+1, \\ & \quad b, k')\} | k, z] + \rho \lambda(k) E[\max\{0, H(A+1, 0, b, f', k', z^*) - \max\{H \\ & \quad (A+1, T+1, b, f, k', z'), V(A+1, b, k')\}\} | k, z, z^* \sim F] \end{aligned}$$

$$\text{for } A=1, 2, \dots, N-1; T=1, 2, \dots, A; f=0, 1; \forall b, k, z \dots(1)$$

を満たす。また、現在失業している労働者の生涯所得 V は、

$$\begin{aligned} V(A, b, k) &= \rho\{\mu(k)E[H(A+1, 0, b, f^*, k', z^* | k, z^* \sim G, f^* \sim F)] + (1-\mu(k))E[V \\ & (A+1, b, k') | k]\} \end{aligned}$$

$$\text{for } A=1, 2, \dots, N-1; f=0, 1; \forall b, k, z \dots(2)$$

を満たす。仮定3より、引退後の $V(\cdot)$ 、 $H(\cdot)$ とともに0である。したがって、

$H(A, T, b, 1, k, z) = 0$ for $A = M+1, M+2, \dots, N-1; T = 1, 2, \dots, A; \forall b, k, z$ である。これから、

$A = M, f = 1$ で、(1)は

$$\begin{aligned} H(M, T, b, 1, k, z) &= w(M, T, b, k, z) + \rho E[V(M+1, b, k')|k] + \rho\lambda(k)E[\max\{0, H(M+1, 0, b, 0, k', z^*) - V(M+1, b, k')\}|k, z^* \sim G, f^* \sim F] \\ &\text{for } T = 1, 2, \dots, A; \forall b, k, z \quad (1)' \end{aligned}$$

である。このことから、次の補題が導かれる。

補題 1 $H(A, T, b, 1, k, z) \leq H(A, T, b, 0, k, z)$ for $A = 1, 2, \dots, M-1; T = 1, 2, \dots, A; \forall b, k, z$

証明 Appendix 1を見よ。

さて各労働者の離職率は、

$$\begin{aligned} q(A, T, b, f, k, z) &= \lambda(k) \text{Prob.}[H(A+1, 0, b, f^*, k', z^*) - \max\{H(A+1, T+1, b, f, k', z'), V(A+1, b, k')\} > 0 | k, z, z^* \sim G, f^* \sim F] + \text{Prob.}[\max\{H(A+1, T+1, b, f, k', z'), V(A+1, b, k')\} | k, z] \\ &\text{for } A = 1, 2, \dots, N-1; T = 1, 2, \dots, A; f = 0, 1; \forall b, k, z \quad \dots(3) \end{aligned}$$

で与えられる。実際に観察される離職率は、 (A, T, b, k) で分類されているので、³⁾

$$\begin{aligned} Q(A, T, b, k) &= \int \int q(A, T, b, f, k, z) F(df) G(dz) \\ &= (1 - \text{Prob.}[f^* = 1]) \int q(A, T, b, 0, k, z) G(dz) + \text{Prob.}[f^* = 1] \int q(A, T, b, 1, k, z) G(dz) \\ &\text{for } A = 1, 2, \dots, N-1; T = 1, 2, \dots, A; \forall b, k \quad (4) \end{aligned}$$

である。

定年制実施率の $Q(\cdot)$ への影響について、次の命題が成立する。

命題 1 定年制実施率の $Q(A, T, b, k)$ for $A = 1, 2, \dots, M-1; T = 1, 2, \dots, A; \forall b, k, z$ への影響は、引き上げる効果と引き下げる効果がある。

証明 Appendix 1を見よ。

引き上げる効果は、労働者の現在勤めている企業が定年制を行っているかどうかの効果を示している。現在勤めている企業が定年制を実施していれば、補題1より生涯所得が減少するので、離職しやすくなる。これを自企業効果と呼ぶことにする。一方、引き下げの効果は、労働者の潜在的な転職先が定年制を行っているかどうかの効果を示している。もし、定年制実施率が上がると、潜在的な転職先の期待生涯所得が下がるので、離職がしにくくなる。これを外部効果と呼ぶことにする。両効果のいずれが大きいかは、先験的には明かではない。

2-2 退職金ありの場合

前の仮定を緩めて、退職金 $s(A, T, b, f, k, z)$ が退職時に支払われるとしよう。この時、(1)と(1)'はそれぞれ、

$$\begin{aligned}
 & H(A, T, b, f, k, z) \\
 & = w(A, T, b, k, z) + \rho E[\max\{H(A+1, T+1, b, f, k', z'), V(A+1, \\
 & \quad b, k') + s(A, T, b, f, k, z)\} | k, z] + \rho \lambda(k) E[\max\{0, H(A+1, 0, b, \\
 & \quad f', k', z') + s(A, T, b, f, k, z) - \max\{H(A+1, T+1, b, f, k', \\
 & \quad z'), V(A+1, b, k') + s(A, T, b, f, k, z)\} | k, z, z^* \sim G, f^* \sim F] \\
 & \text{for } A=1, 2, \dots, N-1; T=1, 2, \dots, A; f=0, 1; \forall b, k, z \dots(5) \\
 & H(M, T, b, 1, k, z) \\
 & = w(M, T, b, k, z) + s(M, T, b, 1, k, z) + \rho E[V(M+1, b, k') | k] \\
 & \quad + \rho \lambda(k) E[\max\{0, H(M+1, 0, b, 0, k', z^*) - V(M+1, b, k')\} | k, \\
 & \quad z^* \sim G, f^* \sim F] \\
 & \text{for } T=1, 2, \dots, A; \forall b, k, z \dots(5)'
 \end{aligned}$$

である。(2)は、そのままである。

したがって、 $H(A+1, 0, b, f^*, k', z^*)$

$$\begin{aligned}
 & = H(A+1, 0, b, f^*, k', z^*) + s(A, T, b, f, k, z) \tilde{V}(A+1, \\
 & \quad b, k') = V(A+1, b, k') + s(A, T, b, f, k, z) \\
 & \text{for } A=1, 2, \dots, N-2; T=1, 2, \dots, A; f=0, 1; \forall b, k, z
 \end{aligned}$$

とすると、分析は、2-1 退職金なしの場合と同じ様に行える。

ここで、単純化の為に次の仮定を設ける。

仮定4 : $s(A, T, b, 0, k, z) = s(A, T, b, 1, k, z)$ for $A=1, 2, \dots, M-1$; $T=1, 2, \dots, A$; $f=0, 1$; $\forall b, k, z$

また、 $s(M, T, b, 0, k, z) \neq s(M, T, b, 1, k, z)$ for $T=1, 2, \dots, M$; $\forall b, k, z$

仮定4は、退職金は定年退職時を除いて離職行動に関して中立的である事を意味している。しかし、定年制は制度的強制的な解雇を意味するので、定年退職時の退職金はその補償としての意味を持つ。したがって、 $s(M, T, b, 0, k, z) < s(M, T, b, 1, k, z)$ なる可能性は排除しない。

$s(M, T, b, 1, k, z)$ の程度によって、次の3つの場合分けがされる。

$s(M, T, b, 1, k, z) \cong H(M, T, b, 0, k, z) - H(M, T, b, 1, k, z)$

$\Leftrightarrow \begin{cases} \text{over compensated case} \\ \text{full compensated case} \\ \text{under compensated case} \end{cases}$

for $T=1, 2, \dots, A$; $f=0, 1$; $\forall b, k, z$

退職金がある場合の定年制実施率の $Q(\cdot)$ への影響について、次の命題が成立する。

命題2 定年退職時の退職金の大小によって、定年制実施率の増加は、

under compensated case : 自企業効果は、 $Q(A, T, b, k)$ を引き上げる。

外部効果は、 $Q(A, T, b, k)$ を引き下げる。

full compensated case : $\frac{\partial Q(A, T, b, k)}{\partial \text{Prob.}[f^*=1]} = 0$

over compensated case : 自企業効果は、 $Q(A, T, b, k)$ を引き下げる。

外部効果は、 $Q(A, T, b, k)$ を引き上げる。

証明 Appendix1 を見よ。

2-3 定年延長

$f=0, 1$ に加えて、定年年令が $N'(>N)$ なる定年延長企業 $f=2$ を考える。

この時、補題1より、明らかに

$$H(A, T, b, 1, k, z) \leq H(A, T, b, 2, k, z) \leq H(A, T, b, 0, k, z) \\ \text{for } A=1, 2, \dots, N-1; T=1, 2, \dots, A; \forall b, k, z$$

である。つまり、定年延長は、定年実施率の低下と同じ方向に影響する。したがって、命題2から次の命題が導かれる。

命題3 定年退職時の退職金の大小によって定年延長は、

under compensated case: 自企業効果は、 $Q(A, T, b, k)$ を引き下げる。

外部効果は、 $Q(A, T, b, k)$ を引き上げる。

$$\text{full compensated case: } \frac{\partial Q(A, T, b, k)}{\partial \frac{(N\text{Prob}[f^*=1] + N'\text{Prob}[f^*=2])}{\text{Prob}[f^* \geq 1]}} = 0$$

over compensated case: 自企業効果は、 $Q(A, T, b, k)$ を引き上げる。

外部効果は、 $Q(A, T, b, k)$ を引き下げる。

第3節 定年時退職金の評価

前節での命題2, 3で強調されているように、定年時退職金の大きさは非常に重要な役割を持つ。しかし、実際の定年時退職金が、どの場合分けに入るかについてはたぶんに実証的な問題である。そこで、第2節でのモデルを非常に単純化したモデルをたてて、生涯所得を計算して確かめる。

追加的な仮定として、まず失業しての Off the job search は行わないとする。また、所得の源泉として賃金、ボーナス、退職金を考え、これらは k, z に依存していないとする。言い替えると、労働者は将来に対して静的な期待を持っているとする。さらに、離職率は本来は内生化されるべきものであるが、ここでは単純化のために55~59才では13%、60才以上は37%と外生的に与えて固定する。これらの数値は、雇用動向調査から得た。この時、(5)は

$$H(A, T, b, f)$$

$$=w(A, T, b)+b(A, T, b)+\rho(1-q(A))H(A+1, T+1, b, f)+\rho q(A)(H(A+1, 0, b, f^*)+s(A, T, b, f)) \quad \dots(6)$$

for $A=1, 2, \dots, N-1; T=1, 2, \dots, A; f=0, 1; \forall b, k,$

z

となる。この(6)を用いて、

$$\Delta(M, T, b)=H(M, T, b, 0)-H(M, T, b, 1)-s(M, T, b, 1) \quad \text{for } T=1, 2, \dots, M; \forall b$$

を定義する。言うまでもなく、 $\Delta(M, T, b)>0$ の場合に under compensated であり、 $\Delta(M, T, b)<0$ の場合に over compensated である。

賃金、ボーナス、退職金の構造は、職種毎に以下のような推定式の推定結果として与える。

$$\log W = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}A + \beta_{1,2}A^2 + \beta_{1,3}T + \beta_{1,4}T^2 + \beta_{1,5}A \cdot T + \beta_{1,6}ED \quad \dots(7)$$

$$\log B = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}A + \beta_{2,2}A^2 + \beta_{2,3}T + \beta_{2,4}T^2 + \beta_{2,5}A \cdot T + \beta_{2,6}ED \quad \dots(8)$$

$$\log S = \beta_{3,0} + \beta_{3,1}T + \beta_{3,2}T^2 + \beta_{3,3}ED + \beta_{3,5}RSN \quad \dots(9)$$

但し、ED は学歴ダミーベクトル

RSN は定年退職ダミー（定年退職時に0，その他1）

(7)式でのWと(8)式でのBはそれぞれ、製造業（企業規模計）男子労働者の労働時間当たり賃金とボーナスである。(9)式でのSは、(7)、(8)で用いたのと同じ労働者の退職金である。(9)式において経験年数（A）に関する項が抜けているのは、この調査では経験年数と在職期間を分けて報告されていないために、両者を同時に推定式に入れると完全な多重共線性を起こすからである。賃金とボーナスの出典は、賃金センサス（1983年）で、標本数はブルー・カラーで154、ホワイト・カラーで296である。退職金の出典は、退職金制度・支給実態調査（1975、1978、1981、1985年）で、標本数はブルー・カラーで268、ホワイト・カラーで405である。推定方法は、Whiteの不均一分散に関して頑健性のある推定法を用いる。

推定結果は、表2-1と表2-2にそれぞれまとめられている。いずれの推定結果も、決定係数はかなり高く、係数も全て有意なので、これらの関数型は適

表 2-1 所得関数の推定（ブルー・カラー）

	賃 金	ボーナス	退 職 金
定 数 項	-0.468 (-16.4)	3.749 (161.5)	6.2790 (63.35)
年 齢	0.0433 (22.7)	0.0649 (48.01)	
年 齢 ²	-0.808 E-3 (-26.0)	-0.740 E-3 (-39.8)	
勤 続 年 数	0.0246 (12.3)	0.0179 (7.49)	0.3151 (29.68)
勤 続 年 数 ²	-0.203 E-3 (-3.70)	-0.150 E-3 (-2.81)	-0.438 E-2 (-19.9)
年齢と勤続年数の交差	-0.120 E-3 (-2.05)	0.1491 E-4 (0.26)	
高 卒 以 上 タ ミ ー	0.0513 (5.02)	0.0610 (8.98)	0.2259 (4.23)
退 職 理 由			-0.508 (-10.6)
R ²	0.943	0.890	0.958
標 本 数	154	154	268

() は t 値

表 2-2 所得関数の推定（ホワイト・カラー）

	賃 金	ボーナス	退 職 金
定 数 項	-0.498 (-25.5)	3.159 (62.76)	6.0941 (65.75)
経 験 年 数	0.0546 (34.7)	0.0936 (35.69)	
経 験 年 数 ²	-0.101 E-2 (-30.4)	-0.995 E-3 (-29.8)	
勤 続 年 数	0.0150 (8.42)	0.6316 E-2 (2.34)	0.3394 (37.72)
勤 続 年 数 ²	-0.284 E-3 (-4.08)	-0.184 E-3 (-3.00)	-0.498 E-2 (-24.2)
経験年数と勤続年数の交差	0.228 E-3 (3.42)	0.2266 E-3 (3.35)	
高 卒 タ ミ ー	0.0962 (9.98)	0.1243 (12.44)	
高 専 短 大 卒 タ ミ ー	0.187 (11.7)	0.2312 (19.29)	
大 卒 タ ミ ー	0.304 (21.2)	0.3782 (25.78)	0.2992 (7.41)
退 職 理 由			-0.5229 (-13.5)
R ²	0.922	0.789	0.961
標 本 数	296	296	405

() は t 値

切であると判断できる。推定された係数値からなるベクトルを β ，その分散共分散行列を Σ とする。 β を用いて，大卒で，定年年齢は55才で引退年齢は70才での $\Delta(M, T, b)$ を(6)を用いて求める⁴⁾。求められた職種毎の $\Delta(M, T, b)$ とその99%信頼区間を，在職期間に関して図示したのが図1-1と図1-2である。信頼区間は， $N(\beta, \Sigma)$ にしたがって $\beta^i (i=1, 2, \dots, 1000)$ を draw し，それに基づいて求められる $\Delta^i(M, T, b) (i=1, 2, \dots, 1000)$ の99%が含まれる領域として設定した。

図 1-1 定年時退職金（ $\Delta(M, T, \cdot)$ ）の評価（ブルー・カラー）

単位 1000円（1983年価格）

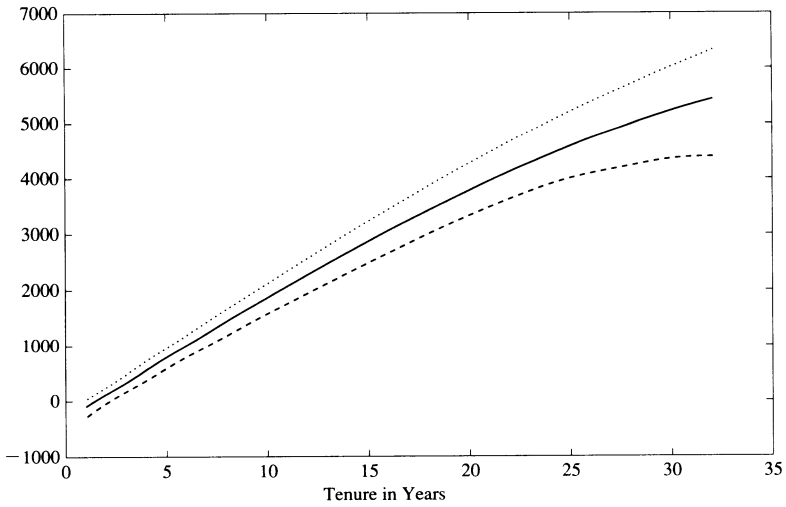
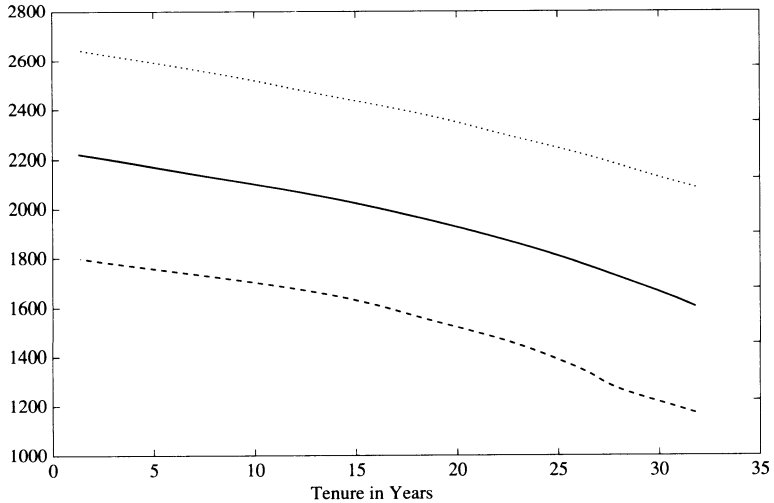


図 1-2 定年時退職金（ $\Delta(M, T, \cdot)$ ）の評価（ホワイト・カラー）

単位 1000円（1983年価格）



図から明らかなように、ブルー・カラーでの在職期間がごく短い労働者を例外として、ほとんど全ての労働者で有意に $\Delta(M, T, b) > 0$ 、つまり定年時退

職金は *under compensated* である。また、全体的にはブルー・カラーよりもホワイト・カラーの方がより多く補償されており、 $\Delta(M, T, b)$ が小さい。さらに、ブルー・カラーでは勤続年数が長いほど補償が不十分であるが、ホワイト・カラーでは逆に勤続年数が短いほど不十分である。

本節の分析から、定年時退職金は *under compensated* であることが分かった。したがって前節での考察から、定年制実施率の増加にともなって離職率が上昇（低下）すれば、自企業効果が相対的に外部性効果を上（下）回っていることを意味している。また、定年年齢の引き上げによって離職率が上昇（低下）すれば、自企業効果が相対的に外部性効果を下（上）回っていることを意味している。

第4節 離職率の推定

本節ではまず、大日・岸・太田・西山・竹広（1991）で行ったカルマン・フィルターを用いた離職率の推定について説明する。この研究は、離職率が、実際には経済成長や景気循環といったマクロの状態、産業や企業規模などの企業側の状態や性別、職種（ブルー・カラー、ホワイト・カラーの別）、年齢、在職期間、学歴といった労働者の属性に広く依存しているにもかかわらず、利用可能な公表データではこのような細かい分類がなされていないという問題点を克服する事を目的としている。より具体的には、賃金センサスのデータから事前情報に基づくカルマン・フィルターによって1964年から1983年の間の製造業、企業規模別、男子、学歴別、年齢別、在職期間別、職種別の離職率の推定値を求めたものである。以下にその方法を示す。

賃金センサスのデータを用いて、製造業、男子の企業規模別、職種別、学歴別で年齢区分、勤続年数区分により作られるコーホートから、コーホート間の労働者の離職率を導出し、コーホート毎の離職率の推移を求めることができ、これによって、雇用動向調査では捉えられない、労働者や企業の属性に細かく

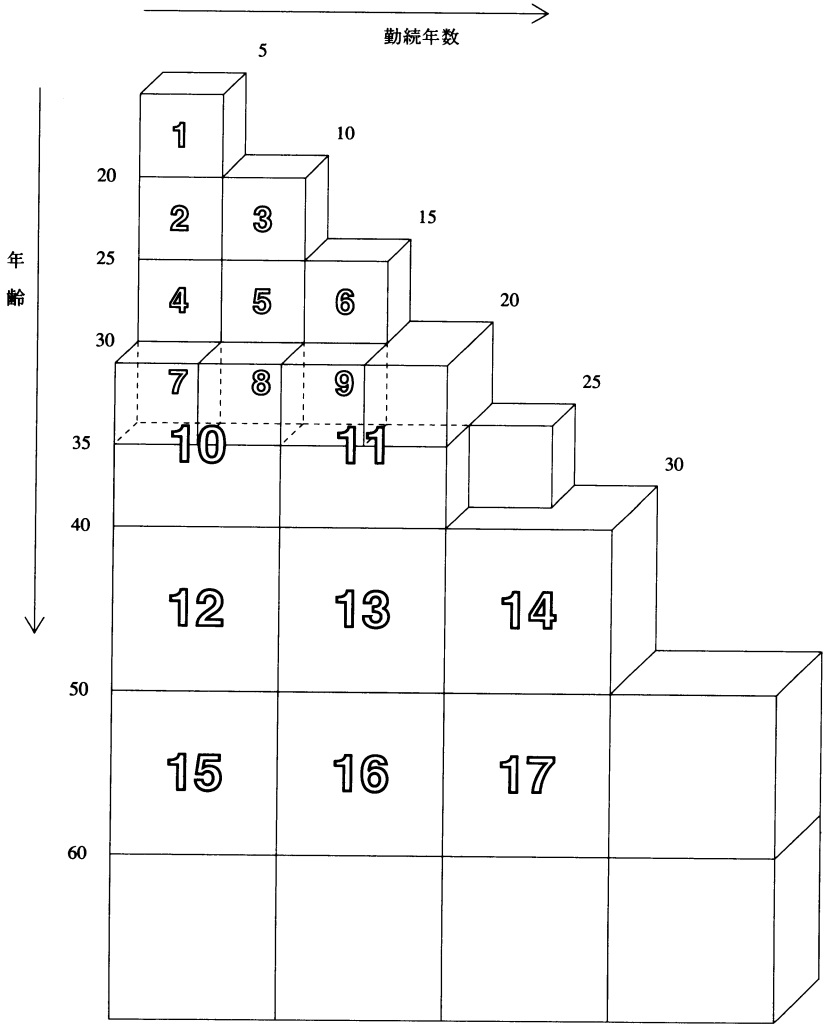
分類された離職率を、時系列的に整合的に得ることができる。

賃金センサスでのいくつかのコーホートを足し合わせると、年齢34歳以下では5年刻みに年齢と在職期間を区切れる。一方、35歳以上59歳以下の労働者は、賃金センサスの区分上10年刻みで年齢と在職期間を区切られている。したがって、年齢と在職期間に関して正方形をしたコーホートの組を取ることができる。図2にその模様が示されている。図の垂直方向、水平方向の目盛りは、それぞれ労働者の年齢と勤続年数を示している。例えば、コーホート1の労働者は年齢19歳以下、勤続年数5年未満である。図での小さい正方形は5年刻みで区切られるコーホートを、大きい正方形は10年刻みで区切られるコーホートをそれぞれ示している。

コーホート1の労働者は離職していなければ5年後にはコーホート3に移動していることになる。このように各コーホートの労働者は5年後（ないしは10年後）一つずつ右下のコーホートに移動し、その人数の差が離職者である。この離職者数を下のコーホートの労働者数で割ったものが求める離職率である。この離職率は、年齢と在職期間に関して5年（ないしは10年）毎に区切られたコーホートでの平均離職率であることに留意しなければならない。例えば、最も在職期間が短いコーホートは在職期間が5年未満であるが、在職期間が1年未満の労働者と4年以上5年未満の労働者の離職率は大きく異なると考えられる。また、19歳以下在職期間が5年未満の中卒労働者と高卒労働者の離職率と比較する時、両者のコーホート内での労働者の分布が異なることに注意しなければならない。なぜならば、高卒労働者で18歳未満の者や在職期間が3年以上の者は定義上存在しないからである。

なお、企業そのものの企業規模間移動や沖縄復帰等による企業の新設以外の理由で労働者数が増えることがしばしばある。これらは、本来は労働者は必ず在職期間が低いコーホートからより高いコーホートへの動くが、かつて在職期間が低いコーホートに分類されることもなく突然に高い在職期間を持つコーホートに分類される労働者が存在することを意味している。その点を回避するために労働者数は右下のコーホートと比較する際に該当する企業規模の企業数

図2 賃金センサスにおけるコーホートの構成



で標準化している。このことによって、労働者数は1企業当たりの労働者数に定義し直され、さらに対象となっている5年間（ないしは10年間）で企業数が不変であるという状況での離職率を求めることになるので、企業数の変化とは独

立に離職率を求められる。

このようにして離職率が求められるコーホートは、1964～1983年のコーホート1～9と1964～1978年のコーホート10～17である。このようにコーホートによって離職率が求められる期間が異なるのは、コーホートの年齢や在職期間の区切りが5年と10年とがあるので、最後の5年後と10年後の組が定義できる年に5年間の差が生じるためである。⁵⁾（詳しい導出方法はAppendix2にある。）

第5節 定年制の影響

雇用管理調査報告は数年に一度、退職管理に関する調査を実施している。これにより定年制実施状況及び定年年齢の企業数分布を得ることができる。表1は雇用管理調査から、定年制実施率と平均定年年齢の趨勢を示している。これによると定年制実施率は近年徐々に上昇し、企業規模が大きくなるほど実施率は高くなっている。また、定年年齢も徐々に高く設定される傾向にある。はたして、定年制は離職行動にどのような影響を与えるのだろうか。また、若年労働者と中高年労働者とは影響が異なるのであろうか。

まず、理論的に考えられる仮説を整理してみよう。全部で4つの仮説が考えられる。Ohkusa-Arigo-Brunello-Kishi-Ohta (1990)によれば、賃金構造のみから定年年齢付近での離職行動が説明される。つまり、定年制は内生的である。この場合には定年制実施率は何ら離職行動に影響を及ぼさない。⁶⁾

一方、Ohkusa-Arigo-Brunello-Kishi-Ohta (1990)の主張が否定されるならば定年制は労働者にとって外生的である。つまり、第2節で想定していた経済である。この場合、定年時退職金の程度によって3つの場合—under compensated case, full compensated case, over compensated case—が考えられた。しかし、第3節の分析によって、under compensated を想定するのがもっとも適当であることが明らかにされた。この場合には、二つの効果は次のように解釈される。ある労働者の属する企業に定年制が導入されるならば、それは瞬間

的な生涯所得の減少を意味しており、この労働者は定年制の導入されていない企業への転職を望むであろう。つまり、自企業効果は定年制実施が離職行動を促進させる効果である。一方で、定年制実施率の上昇は潜在的な転職先の企業が次々と定年制を導入することを意味している。これによって、転職による利益が減少するので、現在の企業にとどまることを選択し、離職行動は抑えられる。つまり、外部性効果は定年制実施が離職行動を抑制させる効果である。定年年齢の変化に関しても、定年年齢の引き上げ（引き下げ）は定年制実施率の実質的な低下（上昇）とみなすことができ、同様の議論ができる（命題3）。

以上の仮説を確かめるために、被説明変数を第4節で推定した離職率を用い、定年実施率と平均定年年齢をそれぞれ TR, TA として、次のような式を推定する。

$$\begin{aligned} \log(S/(1-S)) = & \beta_0 + \beta_1 C + \beta_2 FL + \beta_3 FM + \beta_4 EH + \beta_5 EU + \beta_6 A_{22} + \beta_7 A_{27} \\ & + \beta_8 A_{32} + \beta_9 A_{45} + \beta_{10} A_{55} + \beta_{11} T_5 + \beta_{12} T_7 + \beta_{13} T_{12} + \beta_{14} T_{15} + \beta_{15} T_{25} \\ & + (\beta_{16} + \beta_{17} C + \beta_{18} FL + \beta_{19} FM + \beta_{20} EH + \beta_{21} EU + \beta_{22} A_{22} + \beta_{23} A_{27} \\ & + \beta_{24} A_{32} + \beta_{25} A_{45} + \beta_{26} A_{55} + \beta_{27} T_5 + \beta_{28} T_7 + \beta_{29} T_{12} + \beta_{30} T_{15} \\ & + \beta_{31} T_{25}) \cdot X \end{aligned}$$

(X = TR, TA) …(10)

A_y , T_y は、それぞれ経験年数あるいは在職期間が y 年を中心とするコーホートに属する労働者を 1, それ以外を 0 とするダミー変数である。定数項は、年齢 17 歳、在職期間 2 年を中心とするコーホートに属する労働者である。一般的な Human Capital の指標として労働者の職種 C（ブルー・カラー=1, ホワイト・カラー=0）、学歴 EH（高卒=1, その他=0）、EU（大卒=1, その他=0）また、労働者が現在勤めている企業の属性として、企業規模 FL（大企業=1, その他=0）、FM（中企業=1, その他=0）を用いる。(6)~(9)式とは異なり年齢や在職期間のダミーを多く入れた式を推定するのは、定年制の年齢毎に与える影響をより細かく捉えるためである。推定には雇用管理調査の実施された 1967 年、1970 年、1973 年、1976 年、1978 年のデータのみを用いた。推定法は、(6)~(9)式と同じ、White の不均一分散に関して頑健性のある推定法を用いる。標本数は

表 3-1 定年制実施率(TR)を入れた推定結果

			TR との交差項			
定	数	項	-1.800***	(-4.49)	-0.528	(-1.05)
職		種	-0.072	(-0.27)	1.162***	(3.40)
大	企	業	7.185***	(3.49)	-8.597***	(-4.10)
中	企	業	1.897***	(4.64)	-2.675***	(-5.89)
高	校	卒	-0.149	(-0.87)	-0.027	(-0.12)
大	学	卒	-0.240	(-0.69)	0.467	(1.05)
年	齢	20 ~ 25	0.346	(0.90)	-0.761	(-1.61)
年	齢	25 ~ 30	0.519	(1.38)	-1.102**	(-2.36)
年	齢	30 ~ 35	0.264*	(1.76)	-1.215***	(-2.80)
年	齢	40 ~ 50	-1.546***	(-4.91)	2.891***	(6.28)
年	齢	50 ~ 60	-2.545***	(-7.67)	5.491***	(11.49)
在	職	期 間 0 ~ 5	-0.954***	(-3.43)	0.719**	(2.11)
在	職	期 間 5 ~ 10	-1.108***	(-3.02)	0.606	(1.36)
在	職	期 間 10 ~ 15	0.791**	(2.09)	-1.837***	(-3.65)
在	職	期 間 15 ~ 20	-0.267	(2.09)	-1.241**	(-3.65)
在	職	期 間 20 ~ 30	-2.814***	(-5.21)	1.698**	(2.41)
標	本	数	1287			
	R ²		0.647			

()内は t 値

***: 1%有意 **: 5%有意 *: 10%有意

1287である。表 3-1 は定年制実施率を、表 3-2 は定年年齢を入れた推定結果を示している。表 3-1, 2 における推定された係数値はあくまでも、定数項である労働者からの差に過ぎない。しかし、以下の議論では、各年令層毎の定年制の変化に対する離職率の反応が中心となるので、定数項である労働者からの差ではなく全体的な反応が重要である。例えば、45才を中心とするコーホートにおける定年制の離職率への影響は、 $\beta_{16} + \beta_{25}$ である。このように、年齢に関する係数のみを表現し直した係数値を表 4 にまとめておく。

検定すべき仮説は次のようになる。Ohkusa-Aruga-Brunello-Kishi-Ohta (1990) での主張を帰無仮説とすると、TR (TA) に関する項は 0 である。また、定年年齢にのみ影響が現れるならば、定年年令である55才を中心とするコーホート以外では推定値は 0 である。さらに、定年制の影響が全年齢に及ぶ場合、自企業効果は、それらの項が、X が TR のときには正で X が TA のときには負になる。一方、外部性効果は自企業効果とは逆の符号になる。

表3-2 定年年齢（TA）を入れた推定結果

		TA との交差項				
定	数	項	-4.888	(-1.10)	0.045	(0.57)
職		種	2.123	(0.63)	-0.022	(-0.37)
大	企	業	-0.930	(-0.29)	-0.003	(-0.05)
中	企	業	5.015**	(2.03)	-0.096**	(-2.21)
高	校	卒	1.066	(0.35)	-0.022	(-0.41)
大	学	卒	2.093	(0.43)	-0.034	(-0.40)
年	年	齢 20 ~ 25	-5.975	(-1.53)	0.100	(1.45)
年	年	齢 25 ~ 30	-7.055	(-1.56)	0.116	(1.47)
年	年	齢 30 ~ 35	-7.149	(-1.87)	0.118*	(1.76)
年	年	齢 40 ~ 50	19.216***	(2.60)	-0.326**	(-2.50)
年	年	齢 50 ~ 60	36.406***	(4.57)	-0.611***	(-4.34)
在	職	期 間 0 ~ 5	1.642	(0.49)	-0.035	(-0.59)
在	職	期 間 5 ~ 10	2.836	(0.75)	-0.060	(-0.91)
在	職	期 間 10 ~ 15	-13.777**	(-2.29)	0.232**	(2.18)
在	職	期 間 15 ~ 20	-5.395	(-0.72)	0.073	(0.56)
在	職	期 間 20 ~ 30	7.004	(0.72)	-0.147	(-0.85)
標	本	数	1287			
	R ²		0.564			

()内はt値

***: 1%有意 **: 5%有意 *: 10%有意

表4 年齢に関する項

定年実施率		TR との交差項				
年	年	齢 20 ~ 25	-1.45411	(-3.56)	-1.28856	(-2.47)
年	年	齢 25 ~ 30	-1.28117	(-3.12)	-1.62938	(-3.07)
年	年	齢 30 ~ 35	-1.17573	(-3.33)	-1.74252	(-3.80)
年	年	齢 40 ~ 50	-3.34551	(-6.55)	2.36301	(3.41)
年	年	齢 50 ~ 60	-4.34539	(-8.46)	4.96369	(7.19)
定年年齢		TA との交差項				
年	年	齢 20 ~ 25	-10.86300	(-1.94)	0.14440	(1.48)
年	年	齢 25 ~ 30	-11.94373	(-1.96)	0.16115	(1.51)
年	年	齢 30 ~ 35	-12.03687	(-2.26)	0.16289	(1.77)
年	年	齢 40 ~ 50	14.32814	(1.65)	-0.28131	(-1.86)
年	年	齢 50 ~ 60	31.51803	(3.52)	-0.56604	(-3.60)

()内はt値

これらの仮説に基づいて、推定の結果を評価してみよう。TR (TA) に関する項の全てが有意に0ではないので、Ohkusa-Arigo-Brunello-Kishi-Ohta

(1990)の主張は棄却される。また、定年制は55才を中心とするコーホート以外にも明らかに影響を及ぼしている。これは、第3節において明らかにした定年時退職金は定年制による生涯賃金の損失を完全には補償していないという結論と整合的である。

これらの仮説に基づいて、推定の結果を評価してみよう。TR (TA)に関する項の全てが有意に0ではないので、Ohkusa-Arigo-Brunello-Kishi-Ohta (1990)の主張は棄却される。また、定年制は55才を中心とするコーホート以外にも明らかに影響を及ぼしている。これは、第3節において明らかにした定年時退職金は定年制による生涯賃金の損失を完全には補償していないという結論と整合的である。

β_{16} は、有意でない。これは、最も若く在職期間が短い労働者は定年制や定年年齢の影響を受けていないことを示している。表3から明らかに、定年制実施率の増加は有意に若年労働者の離職を減少させていることがわかる。つまり、外部性効果の方が大きい。逆に、定年制実施率の増加は有意に中高年労働者の離職を増加させている。つまり、自企業効果の方が大きい。しかし、在職期間ダミーとTRとの交差項に、有意な係数が多いものの年齢の場合ほど明かなパターンは見いだせない。これは、定年制が基本的に在職期間ではなく年齢に関する制度である事によると思われる。全体的に係数は、在職期間の低い労働者(15年以下)では負であり、在職期間の長い労働者(25年)で正であると解釈できる。その他の属性とTRとの交差項は以下のようなものである。定年制実施率の増加の離職行動に与える影響は、ホワイト・カラーよりブルー・カラーの方が、また、企業規模が小さいほど大きい。学歴に関しては、有意な差はない。この結果は、定年制実施率が比較的低い属性を持つ労働者の方が相対的に自企業効果が大きくなることを示しているのかもしれない。

一方、定年年齢の変化の離職行動に与える影響も、定年制実施率の影響と符号を逆にしてほぼ同じことが言える。ただ、全体的にはかなり結果が不安定であり、定年制実施率では有意であった係数が有意でない場合もある。⁷⁾

推定の結果をまとめると次のようになる。まず、Ohkusa-Arigo-Brunello-

Kishi-Ohta (1990) での定年制が内生的であるという主張は、強く否定される。また、定年制における退職金も完全な補償ではない。また、相対的に若年労働者ほど外部性効果が大きく、中高年労働者ほど自企業効果が大きい。

第6節 結びに代えて

本稿では、定年制の離職行動への影響を、まず理論的に考察した後に、実証的に検討した。理論的な考察によって、自企業効果と外部性効果があり、定年退職金の程度が重要な役割を担っていることを明らかにした。また、賃金、ボーナス、退職金の関数を用いた簡単な生涯所得の計算から、定年時退職金は定年という強制的な解雇による生涯所得の損失分を補償していないことが明かにされた。

離職率の定年制との推定の結果、定年制実施率の上昇は中高年労働者には離職を促す効果があることが明らかになった。逆に定年年齢から遠い若年労働者にとっては、定年制実施率の上昇が離職をおさえるという結果を得た。これは、中高年労働者では自企業効果が強く、若年労働者では外部性効果が強いとする理論的考察と整合的である。最近、高齢化政策の中心的課題として定年延長の必要性が注目されているが、本稿で得た結果によれば、定年制に関する問題を議論する場合に、中高年労働者のみならず定年年齢から遠い若年労働者への影響も考慮に入れる必要があろう。

今後の研究の方向性としては、定年制そのものが企業の人事政策としてどのように運営されているのかを明らかにする事が重要であると思われる。定年制と経済成長については Mincer-Higuchi (1988) 等でも指摘されているが、景気循環との関連はそれほど明かではないと思われる。しばしば言われているように、もし企業の雇用調整がもたら定年年令付近の労働者を対象に行われるものであるならば、労働需要に対して重要な含意を持つと考えられる。

Appendix 1

補題 1 の証明

帰納法で示す。(1)' より, for $T=1, 2, \dots, M; \forall b, k, z$

$$H(M, T, b, 1, k, z)$$

$$\begin{aligned} &= w(M, T, b, k, z) + \rho(1 - \lambda(k))E[V(M+1, b, k')|k] + \rho\lambda(k)E[\max \\ &\quad \{V(M+1, b, k'), H(M+1, 0, b, 0, k', z^*)\}|k, z, z^* \sim G, f^* \sim F] \\ &\leq w(M, T, b, k, z) + \rho(1 - \lambda(k))E[\max\{V(M+1, b, k'), H(M+1, \\ &\quad T+1, b, 0, k', z')\}|k, z] + \rho\lambda(k)E[\max\{V(M+1, b, k'), H(M+1, \\ &\quad T+1, b, 0, k', z'), H(M+1, 0, b, 0, k', z^*)\}|k, z, z^* \sim G, f^* \\ &\quad \sim F] \\ &= H(M, T, b, 0, k, z) \end{aligned}$$

$A = a < M, a > 2$ で $H(a, T, b, 1, k, z) \leq H(a, T, b, 0, k, z)$ for $T=1, 2, \dots, a; \forall b, k, z$ が成り立っているとしよう。

$A = a - 1$ では, for $T=1, 2, \dots, a-1; \forall b, k, z$

$$\begin{aligned} &H(a-1, T, b, 1, k, z) - H(a-1, T, b, 0, k, z) \\ &\geq \rho E[H(a, T+1, b, 1, k', z') - H(a, T+1, b, 0, k', z')|k, z] \\ &\geq 0 \qquad \qquad \qquad \text{Q. E. D.} \end{aligned}$$

命題 1 の証明

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q(A, T, b, k)}{\partial \text{Prob.}[f^*=1]} &= \int \{q(A, T, b, 1, k, z) - q(A, T, b, 0, k, z)\} G \\ &\quad (dz) \\ &+ (1 - \text{Prob}[f^*=1]) \int \frac{\partial q(A, T, b, 0, k, z)}{\partial \text{Prob.}[f^*=1]} G(dz) \\ &+ \text{Prob}[f^*=1] \int \frac{\partial q(A, T, b, 1, k, z)}{\partial \text{Prob.}[f^*=1]} G(dz) \end{aligned}$$

第一項は、補題 1 より

$H(A+1, T+1, b, 1, k', z') \leq H(A+1, T+1, b, 0, k', z')$ より
 $q(A, T, b, 1, k, z) - q(A, T, b, 0, k, z) \geq 0$

第二, 三項での $\frac{\partial q(A, T, b, f, k, z)}{\partial \text{prob.}[f^*=1]}$ は,

$\text{prob.}[H(A+1, 0, b, f^*, k', z^*) - \max\{H(A+1, T+1, b, f, k', z'), V(A+1, b, k')\}] > 0 | k, z, z^* \sim G, f^* \sim F]$

$$\begin{aligned} &= \text{prob.}[(1 - \text{prob.}[f^*=1])H(A+1, 0, b, 0, k', z^*) + \text{prob.}[f^* \\ &= 1]H(A+1, 0, b, 1, k', z^*) - \max\{H(A+1, T+1, b, f, k', z'), \\ &V(A+1, b, k')\}] > 0 | k, z, z^* \sim G] \end{aligned}$$

より補題1から $\frac{\partial q(A, T, b, f, k, z)}{\partial \text{prob.}[f^*=1]} \leq 0$ Q. E. D.

命題2の証明

1) full compensated case

補題1の証明から, $A=1, 2, \dots, M-1; T=1, 2, \dots, A; \forall b, k, z$ で

$$H(A, T, b, 1, k, z) = H(A, T, b, 0, k, z)$$

特に, $E(H(A+1, 0, b, 0, k', z^*) | k, z^* \sim G]$

$$= E[H(A+1, 0, b, 1, k', z^*) | k, z^* \sim G]$$

$$= E[H(A+1, 0, b, f, k', z^*) | k, z^* \sim G, f^* \sim F]$$

$\therefore q(A, T, b, 1, k, z) = q(A, T, b, 0, k, z)$ for $A=1, 2, \dots, M-1; T=1, 2, \dots, A; \forall b, k, z$

つまり, 命題1での自企業効果, 外部効果は共に無くなり

$$\frac{\partial Q(A, T, b, k)}{\partial \text{prob.}[f^*=1]} = 0 \text{ for } A=1, 2, \dots, M-1; T=1, 2, \dots, A; \forall b, k$$

2) under compensated case

$s(M, T, b, 1, k, z) < H(M, T, b, 0, k, z) - H(M, T, b, 1, k, z)$ for $T=1, 2, \dots, M; \forall b, k, z$ の場合, 補題1は, 若干読みかえる事で成り立っている。したがって, 命題1が成り立つ。

3) over compensated case

$s(M, T, b, 1, k, z) > H(M, T, b, 0, k, z) - H(M, T, b, 1, k, z)$ for $T=1, 2, \dots, M; \forall b, k, z$ の場合、補題1での全ての符号が逆転し、補題1の証明から、 $A=1, 2, \dots, M-1; T=1, 2, \dots, A; \forall b, k, z$ で

$$H(A, T, b, 1, k, z) \geq H(A, T, b, 0, k, z)$$

$\therefore q(A, T, b, 1, k, z) \leq q(A, T, b, 0, k, z)$ for $A=1, 2, \dots, M-1$

;

$T=1, 2, \dots, A; \forall b, k, z$

つまり、自企業効果が $Q(A, T, b, k)$ を引き下げ、外部効果が $Q(A, T, b, k)$ を引き上げる。 Q. E. D.

Appendix 2

この Appendix では、各コーホートでの毎年の離職率を推定するアルゴリズムについて説明を行う。⁸⁾ 5年刻みで離職率が定義されるコーホートと10年刻みで定義されるコーホートに対するアルゴリズムは原理的には全く同じであるので、以下では5年刻みで離職率が定義されるコーホートについてのみ行う。

1) $n(t, A, T)$ を t 期での年齢が第 A 区分で在職期間が第 T 区分である労働者数とすると、

$$S(t, A, T) = (n(t, A, T) - n(t+5, A+1, T+1)) / n(t, A, T)$$

なる $S(t, A, T)$ は、5年間の離職率の加重幾何平均である。次に、 t 期に (A, T) コーホートに属していた労働者の集合を考える。彼らの $t+i$ 期 ($i \geq 0$) における平均的な離職率を $s(t+1, A, T)$ と表すとすると、

$$1 - S(t, A, T) = \prod_{i=0}^4 (1 - s(t+1, A, T))$$

を満たしている。注意しなければならないのは、時間の経過に伴いその労働者の集合はもはや1つのコーホートとしては捉えることができず、分類上複数のコーホートにまたがることになる。したがって、このような設定は、厳密にはコーホート上の動きを追っているわけではない。上式を対数変換して得られる

$$\log(1-S(t, A, T)) = \sum_{i=0}^4 \log(1-s(t+1, A, T))$$

に攪乱項（ $\xi(t, A, T)$ ）を加えた式は，UC モデル（Unobservable Component Model）として理解できる。

2) ここで重要なのは， t 期に（ A, T ）コーホートに属していた労働者の集合での i 期後（ $i \geq 0$ ）における平均的離職率を $s(t+1, A, T:t)$ と表すとすると，一般に任意の $j > 0$ において $s(t, A, T:t-j) \neq s(t, A, T:t-j-1)$ である。これは $t-j$ 期に（ A, T ）コーホートに属していた労働者の集合と $t-j-1$ 期に（ A, T ）コーホートに属していた労働者の集合は多くの部分が重なり合っているものの厳密には異なるからである。そこで以下では，

$$1-s(t, A, T:t-j) = (1-s(t, A, T:t-j-1)) \cdot \varepsilon(t, A, T:t-j-1)$$

$$\log \varepsilon(t, A, T:t-j-1) \sim N(0, g\sigma_2^2)$$

と想定する。これは $\log(1-s(t, A, T:t-j))$ が平均的には $\log(1-s(t, A, T:t-j-1))$ には等しいが， $g\sigma_2^2$ の正規分布にしたがって乖離していることを意味している。

3) 以上のことをカルマン・フィルターを用いて表現すると，各（ A, T ）コーホートにおいて，

$$\text{観測方程式 } \log(1-S(t, A, T,)) = Z\alpha(t, A, T,) + \xi(t, A, T,)$$

$$\text{遷移方程式 } \alpha(t, A, T,) = Y\alpha(t-1, A, T) + \eta(t, A, T,)$$

但し， $Z = [1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1]$

$$\alpha_t^{i,j} = \begin{bmatrix} \log(1-s(t-1, A, T:t-5)) \\ \log(1-s(t-2, A, T:t-5)) \\ \log(1-s(t-3, A, T:t-5)) \\ \log(1-s(t-4, A, T:t-5)) \\ \log(1-s(t-5, A, T:t-5)) \end{bmatrix},$$

$$Y = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix},$$

$$\eta(t, A, T) = \begin{bmatrix} \varepsilon(t-1, A, T:t-5) \\ \varepsilon(t-2, A, T:t-5) \\ \varepsilon(t-3, A, T:t-5) \\ \varepsilon(t-4, A, T:t-5) \\ \varepsilon(t-5, A, T:t-5) \end{bmatrix},$$

$$E[\xi(t, A, T) \quad \eta(t, A, T)'] = [0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0],$$

$$\text{Var}[\xi(t, A, T) \quad \eta(t, A, T)'] = g \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

と表される。Yの第1行の要素が〔1, 0, 0, 0, 0〕になっているのは、 $\log(1-s(t-1, A, T:t-5))$ はt-1期での離職率であるためにt-2期以前の離職率からなる $\alpha(t-1, A, T)$ の要素では表現できないので、便宜上 $\log(1-s(t-2, A, T:t-6))$ を平均とし、分散が σ_1^2 である正規分布にしたがうように想定していることを意味している。

4) このカルマン・フィルターを用いて実際に観察される $s(t, A, T)$ から以下の手順にしたがって $s(t, A, T:t)$ の推定値を求める。

- 初期値の推定 $t=0, 1, 2, \dots, N$ (但し, N は標本数)の $\log(1-S(t-1, A, T))$ を用いて $h=1, 2, \dots, 5$ (以下 $h=1, 2, \dots, 5$ とする)での初期値 $\log(1-s(-h, A, T:0))$ とその分散共分散行列を $P(0, A, T)$ を求める。そのために、未知パラメーターである σ_1^2

と σ_2^2 を適当に想定し、

$$\log(1-s(N-h, A, T : N-5))=0,$$

$$P(N, A, T)=\text{Var}(\log(1-s(N-h, A, T : N-5)))=kI$$

但し k は十分に大きい正数

から時間を逆に ($t=N$ から $t=0$ に向けて) カルマン・フィルターを行う。この過程から得られる最後の推定値 $\log(1-s(-h, A, T : 0))$ と $P(0, A, T)$ を初期値とする。

- 一期間予測分解 $\log(1-\hat{s}(-h, A, T :))$ と $P(0, A, T)$ から今度は正しい時間の流れに沿って ($t=0$ から $t=N$ に向けて) カルマン・フィルターを行う。この過程での一期間予測誤差から尤度が得られる。
- 尤度最大化 上の2つの作業（初期値の推定と一期間予測）を繰り返して尤度を最大化する未知パラメーターである σ_1^2 を σ_2^2 を選ぶ。
- 平滑化 尤度を最大化する σ_1^2 を σ_2^2 に基づく一期間予測から得られる最後の推定値 $\log(1-\hat{s}(N-h, A, T : N-5))$ と $\hat{P}(N, A, T)$ から時間を逆に ($t=N$ から $t=0$ に向けて) 平滑化を行う。平滑化は一期間予測が過去の情報にのみに基づく推定であるのに対して平滑化によって得られた推定値は全情報に基づく推定である。

最後に得られた平滑化推定量 $\log(1-\hat{s}(t-h, A, T : t))$ の中で $\log(1-\hat{s}(t-5, A, T : t-5))$ を変換した $1-\exp(\log(1-\hat{s}(t-5, A, T : t-5)))$ からなる系列が各年の (A, T) コーホートにおける離職率の最終的な推定値である。

データの出典

推定に用いた変数の定義と出典は以下の通りである。

賃金	(出典)	賃金センサス	労働省
総労働時間	(出典)	毎月勤労統計調査	労働省
退職金	(出典)	退職金制度・支給実態調査	労働省
労働者数	(出典)	賃金センサス	労働省

従業者数で測った企業規模別企業数

（出典） 工業統計表 通産省

死亡率 （出典） 人口動態統計 厚生省

離職率 （出典） 雇用動向調査 労働省

定年制実施率（定年制採用事業所／全事業所数）

（出典） 雇用管理調査報告－退職管理 労働省

定年年齢（定年年齢分布から求めた加重平均定年年齢）

（出典） 雇用管理調査報告－退職管理 労働省

- 1) Gordon-Blinder（1980）は引退要因について研究を行い、年齢、健康状態、年金、市場賃金などの影響を確認している。Lazear（1986）は賃金プロファイ、退職金、年金定年制などについて多面的な分析を行っている。Lazear（1986）の研究を応用したものに三谷（1992）、清家（1992）がある。三谷（1992）は継続雇用の機会が高齢者の就業確率を高めるが、職種や属性により影響を受けると結論づけている。清家（1992）では推定結果より公的年金、不労所得、健康状態、年齢、賃金について高齢者の引退－就業選択への影響を検討し今日の高齢者労働問題に対して政策提言を行っている。村松（1987）では中途半端な定年延長と年金制度の充実による高齢者の就業率低下が指摘されている。大竹（1990）では高齢者の労働供給関数を推定し、公的年金の被用（被雇用）者就業・被用者以外の就業・非就業に与える影を検討している。
- 2) ここでの職種は、ブルー・カラーとホワイト・カラーの別を指す。
- 3) 本稿で用いる離職率についての詳しい説明は第4節で行われる。
- 4) $\Delta(M, T, b)$ の算出に当って、賃金は年間総労働時間を掛けている。
- 5) 推定された離職率や推定に関する統計量等については筆者に問い合わせ頂きたい。
- 6) Ohkusa-Arigo-Brunello-Kishi-Ohta（1990）に従い、定年制実施率の変化を賃金構造全体の変化によるものと考え、若年の労働者の離職行動にも影響を与える。しかし、その方向は明かではないので本稿では無視する。
- 7) 大日・竹広（1992）の様に、(10)式に有効求人倍率等のマクロの状態や、マクロの状態とTR（TA）との交差項を入れた推定も行ったが、結果は全く同じであったので割愛する。
- 8) Kitagawa-Gersch（1984）が詳しい。

参考文献

- Akerloff, G., A. K. Rose and J. Yellen (1988), "Job Switching and Job Satisfaction in the U. S. Labor Market," *Brookings Paper*, 495-582.
- Gersch, W and G. Kitagawa (1983), "The Prediction of Time Series with Trends and Seasonalities," *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, No. 3, 253-264.
- Gordon, H and A. Blinder (1980), "Market Wages, Reservation Wages, and Retirement Decisions," *Journal of Public Economics*, 14, 277-308.
- Harvey, A. C (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge.
- Kitagawa, K and W. Gersch (1984), "A Smoothness Priors-State Space Modeling of Time Series with Trend and Seasonality," *Journal of the American Statistical Association*, 79, No. 386, 378-389.
- Lazear, E. (1986), "Retirement from the Labor Force," *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers BV, chap. 5.
- Mincer, J and Y. Higuchi (1988), "Wage Structure and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2, 97-133.
- Ohkusa, Y., K. Ariga, G. Brunello, M. Kishi and S. Ohta (1990), "Modeling and Simulating the Labor Market Dynamics, II -Procyclical Quits and Firm Specific Human Capital-", *ISER Discussion Paper*, No226.
- Ohkusa, Y. and R. Takehiro (1992), "Age-Limit System and Separation Behavior," manuscript.
- 三谷直紀 (1992), 「継続雇用と高齢者の就業・引退行動」, manuscript.
- 村松久良光 (1987), 「60歳定年制の就業率への影響」, 『南山経済研究』, 1987年6月, 第2巻, 第1号, 44-70。
- 大日康史・岸基史・太田聰一・西山慶彦・竹広良司 (1991), 「離職率と賃金構造」, ISER Discussion Paper No. 250.
- 大日康史・竹広良司 (1992), 「遭遇確率の離職行動への影響」『日本労働研究雑誌』, 1992年4月号, 12-18。
- 大竹文雄 (1990), 「公的年金と男子高齢者の労働供給」関西労働研究会報告論文。
- 清家 篤 (1992), 『高齢者の労働経済学』, 日本経済新聞社