

## 研究ノート

# 定年退職，部分引退および完全引退にかんする理論と実証

——労働経済学研究の覚書(7)——

小林 英 夫

## 目 次

I. はしがき	183
II. E・P・ラジアー理論の展開	184
1. 1979年論文	184
§ 1. モデル	185
§ 2. モデルの若干の含意	190
§ 3. 実証モデルと結果	191
2. 1986年論文	194
§ 1. 事実関係と定義	194
§ 2. 過去のモデル	197
§ 3. 過去の実証研究	203
§ 4. 理論展開	206
III. 最近の実証研究	219
1. R・M・ハッチンスの場合	220
2. S・ドーセイの場合	221
3. C・J・ルームの場合	224
4. A・B・クリューガーとJ・ピシュケの場合	230
IV. あとがき	236

## I. はしがき

一般に定年退職制 (mandatory retirement) の存在は当然視されているが，それを経済学的に説明するのは，かならずしも容易ではない。E・P・ラジアーは，それにユニークな説明を与え，さらに労働力からの引退が企業年金や社会保障によってどのように影響

されるかを論じたが、それはあくまでラジアーの主張でしかない。ただ一部の実証研究は、それを裏づけるかのようである。そこでその辺りの議論を紹介し、併せて多少の意見をのべることにしよう。

## Ⅱ. E・P・ラジアー理論の展開

### 1. 1979年論文

まずラジアーの有名な論文「なぜ定年退職制は存在するのか」<sup>1)</sup>からみよう。

従来の定年退職制の説明は数多いが、どれも説得的ではない。①高年齢時の生産性低下に理由を求めれば、個人差は無視される。また生産性低下への調整が賃金ではなく雇用に求められるのはなぜか。②賃金による調整は勤労意欲を損なうとしても、賃金調整より雇用調整の方が望ましいという証拠はない。生産性低下の客観的把握ができないので賃金調整はできないとしても、やはり雇用調整(たとえばゼロの賃金調整としてのレイオフ)は生産性低下への対応としては劣る。③一律定年制によってこそ労働者間差別は回避できるという主張もあるが、他の差別(昇給・昇進などの)は常に存し、退職にのみ一律システムがなぜ支持されるのか。④定年退職制は若年齢層の昇進可能性を生むとも主張されるが、若年齢層の関心は、昇進よりは生涯賃金経路の現在価値にあり、また企業には、若年齢層の昇進のために、賃金と等しいまたはそれ以上の限界生産力をもつ労働者を強制退職させる理由はない<sup>2)</sup>。要するにどの説明によっても、生産性低下にたいして賃金調整より雇用調整の方が適している理由が解明されない。

ラジアーは、フェルドシュタイン流に以下のように考える。労働者の関心は、生涯の「賃金の流れ」(the wage stream)の現在価値にあり、企業のそれは、労働者の生涯の限界生産物の現在価値にある。その両者が等しければ、賃金支払方式(生涯均一賃金か時期別変動賃金)の選択は無差別のはずだが、生産効率を考えるとそうではない。若年期に限界生産物を下まわり高年期に上まわる賃金は、結果的に生産効率を高める。労働者の本来の退職条件は支払賃金(限界生産物価値 VMP)が留保賃金に一致することだが、前記のように高年期に支払賃金が VMP(したがって留保賃金)を上まるとあっては、労働者の自発退職は望めず、定年退職制が必要となる。逆にいえば定年退職日の存在こそが、

1) E. P. Lazear, "Why is there Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol. 87, Nr. 6, December 1979.

2) *Ibid.*, pp. 1262~1263.

労働者をして最適の生涯労働プロファイルを事前に選択させる<sup>3)</sup>。

§1. モデル

以上のラジアーの考え方をモデル化すれば、図1のようになる。支払賃金を  $W^*$ 、留保賃金を  $\bar{W}$ 、限界生産物価値を  $V^*$  とすれば、 $t < t^*$  の期間は  $W^* < V^*$  であり、 $t > t^*$  の期間は  $W^* > V^*$  であって、定年時  $T$  にて  $\bar{W} = V^*$  となる。生涯をつうじての  $V^*$  と  $\bar{W}^*$  の現在価値が等しいかぎり、すなわち

$$\int_0^T W^*(t)e^{-rt} dt = \int_0^T V^*(t)e^{-rt} dt \tag{1}$$

が成立するかぎり、 $W^*$  経路は均衡経路である。均衡経路のなかでも、 $W^*$  が  $V^*$  以下から  $V^*$  以上へと変化する右上り経路の方が、常に  $W^*$  が  $V^*$  に等しい水平経路よりも生涯の富を事後的に大きくする。その理由は、 $W^*$  経路の右上り勾配の急なほど解雇による逸失利得は大きく、したがって不正行為 (malfeasant behavior) に訴える刺激は乏しく、逆に生産性刺激が大きいと考えられることにある。定年制は最適の事前契約の一部であり、事後的にのみ強制的である<sup>4)</sup>。

そこで  $W^*$  経路の決定モデルを考えよう。企業も労働者ともに不正行為の可能性があるとす。ここに不正行為とは、当初の相手の期待を裏切る行為 (cheating) であっ

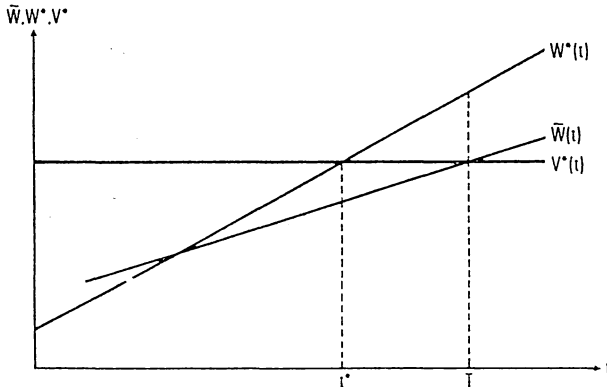


図 1

3) *Ibid.*, pp. 1264~1265. かかる主張の前提には、合衆国の離職者のほとんどはレイオフによるものであり、その多くは元の企業に再雇用されるため、事実上の生涯雇用が存在しているとの認識がある。

4) *Ibid.*, pp. 1265~1266.

て、企業のそれは、賃金約束の違反や定年前解雇などであろう。ただし企業の非意図的の行為(倒産による解雇など)は除き、また企業不正行為の時点的分布  $\bar{g}(t)$  は、労働者が知っているとする。これにたいして労働者の不正行為は、期待水準以下の労働能率や企業物品の持出し・売却などであって、そのもたらす便益を  $\theta$  (労働者  $i$  のそれは  $\theta_i$ ) とする。労働者  $i$  の期待レント  $R(t)$  は

$$R(t) = e^{-rt} \int_t^T \left\{ W^*(\tau) - \bar{W}(\tau) - \bar{g}(\tau) e^{r\tau} \int_\tau^T [W^*(\delta) - \bar{W}(\delta)] e^{-r\delta} d\delta \right\} e^{-r\tau} d\tau \quad (2)$$

と表わされる。ただし  $W^*(\tau) - \bar{W}(\tau)$  は労働者の名目レント額、 $\bar{g}(\tau)$  は企業の不正行為(早期解雇)確率、 $e^{r\tau} \int_\tau^T [W^*(\delta) - \bar{W}(\delta)] e^{-r\delta} d\delta$  は労働者にとっての企業不正行為の費用である。もし  $\theta_i > R(t)$  なら、労働者は  $t$  時点で不正行為を働くが、その不正行為確率  $\bar{f}(t)$  は

$$\bar{f}(t) = \begin{cases} F[R(0)] & \text{for } t=0 \\ f[R(t)] [R'(t)] & \text{for } R' < 0 \text{ and } t > 0 \\ 0 & \text{for } R' > 0 \text{ and } t > 0 \end{cases} \quad (3)$$

である。ただし  $F \equiv 1 - \int_{-\infty}^R f(\theta) d\theta$  である。かくして  $t=0$  の時点では、若干の個人にとって  $\theta > R(0)$  であり、不正行為が選択される(その確率は  $F[R(0)]$ )。また  $R'(t) > 0$  であれば、 $t=0$  の時点で不正行為をしなかった者が現時点で不正行為をする確率は、さらに低く、 $\bar{f}(t) = 0$  もありうる。もし  $R'(t) < 0$  であれば、 $t=0$  の時点で不正行為をしなかった者も、現時点で不正行為に走る可能性はある(その確率は  $f[R(t)] [R'(t)]$ )<sup>5)</sup>。

企業の課題は、生涯賃金収入が期待 VMP に等しく、かつ定年退職日  $T$  が効率的に設定されているという制約条件の下に、労働者の生涯の富を最大ならしめる  $T$  と  $W^*(t)$  を決定することであろう。式で表わせれば

$$\text{wealth} = \int_0^T \left\{ W^*(t) + \bar{f}(t) \left[ \theta - e^{rt} \int_t^T W^*(\tau) e^{-r\tau} d\tau \right] - \bar{g}(t) e^{rt} \int_t^T W^*(\tau) e^{-r\tau} d\tau \right\} e^{-rt} dt \quad (4)$$

subject to

$$\text{wealth} = \text{expected VMP} = \int_0^T \left[ V^*(t) - \bar{f}(t) e^{rt} \int_t^T V^*(\tau) e^{-r\tau} d\tau - \bar{f}(t) c(t) - \bar{g}(t) e^{rt} \int_t^T V^*(\tau) e^{-r\tau} d\tau \right] e^{-rt} dt - \xi, \quad (5)$$

$$V^*(T) - \bar{f}(T) c(T) = \bar{W}(T) \quad (6)$$

5) *Ibid.*, pp. 1267~1268.

となる。ただし $\bar{w}$ は雇入れ費用である。式(4)は、 $\bar{w}$ とは、[賃金率]に[労働者不正行為確率]と[同行為による便益と費用の差]との積を加え、さらに[企業不正行為確率]と[労働者にとっての同行為の費用]との積を減じ、その合計の現在価値を定年まで集計したものであることを示す。式(5)は制約条件の第1であって、 $\bar{w}$ は期待 VMP に等しく、また期待 VMP は、VMP から[労働者不正行為のもたらす費用=産出高損失]ならびに[付随的外生費用]の和と[労働者不正行為確率]との積を減じ、さらに[企業不正行為確率]と[同行為の限界生産物に及ぼす効果]との積を減じ、その合計の現在価値を定年まで集計し、それより雇入れ費用を差し引いたものであることを示す。式(6)は制約条件の第2であって、定年時には純 VMP が留保賃金に等しくなければならないことを示す<sup>6)</sup>。

式(4)～(6)の解のスケッチは、以下のようである。企業不正行為確率  $\bar{g}(t)$  が外生的で  $W^*(t)$  から独立していれば、労働者不正行為を完全に除去 ( $\bar{f}(t)=0$ ) できるように、 $W^*(t)$  が選定される。労働キャリア-終期の  $W^*(t)$  が当然重要となるが、それは、労働者の不正行為便益  $\theta_i$  の分布と関係する。もしすべての労働者の当該便益が同一 ( $\theta_i=\bar{\theta}$ ) であれば、 $\bar{f}(t)=0$  となるためには、 $W^*(T)-\bar{W}(T)\geq\bar{\theta}$  かつ  $V^*(T)=\bar{W}(T)$  であればよい。労働者が不正行為をすれば、かれは便益  $\bar{\theta}$  を受け、企業は費用  $C(t)$  を負担させられる。その行為が時点  $t^*$  で発生すれば、純VMP および $\bar{w}$ は

$$\int_0^T V^*(t)e^{-rt}dt + [\bar{\theta} - C(t^*)]e^{-rt^*}$$

である。労働者の不正行為がなければ、それは  $\int_0^T V^*(t)e^{-rt}dt$  にとどまる。かくして  $C(t) > \bar{\theta}$  であれば、不正行為をゼロとする  $W^*$  経路が選ばれよう。その均衡経路は、常に  $R(t) > \bar{\theta}$  となるような経路である<sup>7)</sup>。

図2は、かかる  $W^*(t)$  経路として4つのケースを示す。第1のケースは ABP で、労働期間中は常に  $W^*(t) < V^*(t)$  だが、定年退職時  $T$  に労働期間中の総  $W^*(t)$  と総  $V^*(t)$  の現在値を等しくする一時金が支払われる。第2のケースは LQ で、慣習的なものである。第3のケースは LKHQ (ベッカー=スティグラーの解) であって、労働者は LM に等しい保証金支払証券 (a bond) を提示して利子 KM を支払われ、 $T$  時点で保

6) *Ibid.* pp. 1268~1269.

7) *Ibid.*, pp. 1269~1270.

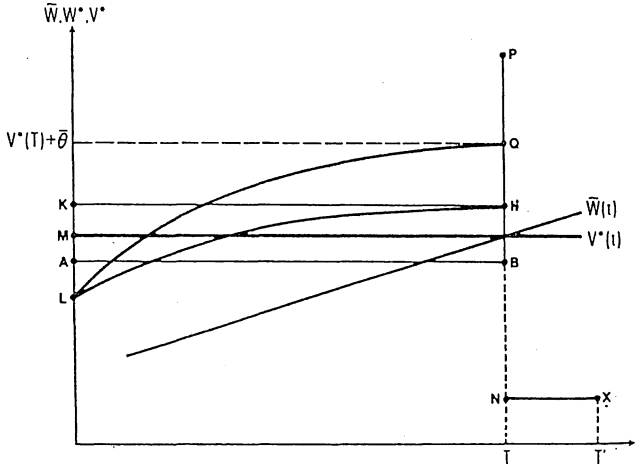


図 2

証金償還を受ける ( $HQ=LM$ )<sup>8)</sup>。第4のコースは  $LHNX$  で、 $T$  時点以降に年金が支給される。レントの現在価値が  $\bar{\theta}$  を上まわり、かつ賃金のみによる支給方式と賃金プラス年金支給方式の支給総額現在価値が等しければ、このコースが最も代表的なものであろう。どのコースも  $W^*(T) > \bar{W}(T)$  であって、 $T$  時点の退職強制(定年)が正当化される。

以上は企業不正行為確率  $\bar{g}(t)$  が外生的な場合だが、 $\bar{g}(t)$  が  $W^*(t)$  によって影響される内生的な場合はどうか。労働期間の終期に近いほど  $\bar{g}(t)$  は高まり、労働者不正行為確率  $\bar{f}(t)$  は低まるが、両不正行為のトレード・オフ関係を決着させるものは、行為費用の

- 8) ベッカーとスティグラーは、法の執行を違法行為のもたらす利益と違法行為を思いとどまらせる報酬とのバランスとして経済的に捉え、執行官の適正な報酬体系の構成要素として次の3つを考える。すなわち①違法行為の誘惑(利益額)に等しい入職料(the entrance fee), ②入職料の生みだす利子にほぼ等しい給与の上積み(a salary premium), ③違法行為の誘惑にほぼ等しい資本価値を有する年金, である。いわば法執行官は、違法行為利益に等しい保証金証券(a bond)を提示して、雇用期間中はその証券について利子を受けとり、定年まで違法行為を働かなければ、保証金を返還され、逆に違法行為の故に解雇されれば、保証金を没収される。かかる分析は、法執行官だけでなく、「信頼」を必要とするすべての雇用労働者(公共部門か民間部門かを問わず)にあてはまる。以上の記述については、Gary S. Becker and George J. Stigler, "Law Enforcement, Malfeasance, and Compensation of Enforcers," *Journal of Legal Studies*, Vol. III, Nr.1, January 1974, pp. 9~10, 11.

最小化であろう。そのかぎり  $\bar{g}(t)$  が外生的な場合の不確実性は，この場合にはない。労働期間終期の  $W^*(t)$  のウェイトは，費用最小化のため減ぜしめられよう。 $\bar{g}(t)$  の増加は  $\bar{f}(t)$  の増加を誘発し，定年年齢の引下げを促がすかもしれぬ。ただし賃金，退職金および年金のような対労働者債務の大きさは，かならずしも  $\bar{g}(t)$  水準と関連しない。次世代労働力調達を含めて長期的視点に立てば，逆のことが起こりえよう<sup>9)</sup>。

結論はこうだ。賃金プロファイルの上り勾配の急なほど，労働者が不正行為を意図せず長期定着化する傾向が強く，そのような場合には定年制の実施されている傾向も強い。ただしそれに伴う年金制の導入については，それは必然ではなく可能性にすぎない。その導入促進要因としては，①退職一時金よりも年金に有利な税制の存在，②不正行為の察知には時間を要するが，年金制度があれば，察知時の制裁として給付の支給停止措置がとれること，などが考えられる。だが②は①ほどの誘因でなく，実証的にもその有意性は疑わしい<sup>10)</sup>。

ところで定年を以上のように説明できたとして，定年前の任意退職についてはどうか。図3はその1つの説明法であろう。いま  $t^*$  時点で他企業から賃金オファー  $\bar{W}(t^*)$  が示されたとしよう。 $W^*(t^*) > \bar{W}(t^*)$  だから，労働者は現在の企業にとどまる。だがその他企業では  $\bar{W}(t^*)$  が VMP に等しいとすれば，その労働者の社会的価値は， $W^*(t^*) > V(t^*)$  である現在の企業よりも他企業において大きく，かれが現在の企業にとどまるは非効率であろう。この非効率の除去には適当な退職金の支給が必要である。その一時金は，

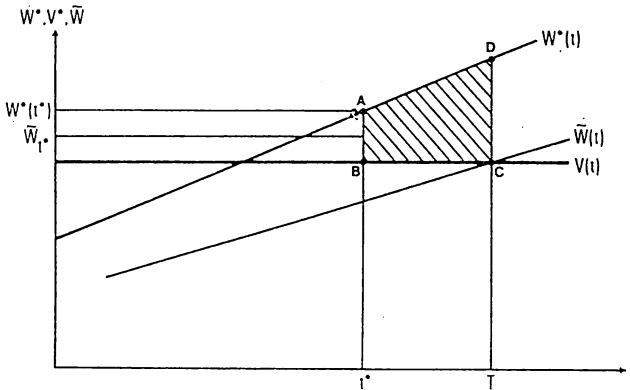


図 3

9) *Ibid.*, pp. 1270~1271.

10) *Ibid.*, p. 1272.

たとえば現在の企業は  $t^*$  時点において、VMP を下まわる過去の賃金支払への補償として対労働者債務 (VMP を上まわる面積 ABCD) を負っているの、同面積相当分であろう。総賃金の現在価値と総限界生産物のそれとが等しければ、均衡条件は満たされ、現在の企業に損失はない。一方労働者は、退職一時金に加えて以後定年まで他企業から賃金収入が得られるから、かれが現企業と他企業から受ける総賃金収入の現在価値は

$$\begin{aligned}
 & \int_0^{t^*} W^*(\tau) e^{-r\tau} d\tau + \int_{t^*}^T [W^*(\tau) - V^*(\tau)] e^{-r\tau} d\tau + \int_{t^*}^T \bar{W}(t^*) e^{-r\tau} d\tau \\
 &= \int_0^T W^*(\tau) e^{-r\tau} d\tau - \int_{t^*}^T V^*(\tau) e^{-r\tau} d\tau + \int_{t^*}^T \bar{W}(t^*) e^{-r\tau} d\tau \quad (7) \\
 &= \int_0^T W^*(\tau) e^{-r\tau} d\tau + \int_{t^*}^T [\bar{W}(t^*) - V^*(\tau)] e^{-r\tau} d\tau
 \end{aligned}$$

となる。転職によってかれは、現在の企業に定年まで在職する場合に比し、 $\bar{W}$  と  $V^*$  の差額の現在価値の  $t^*$  から  $T$  にいたる期間の集計値を余分に受けとる。定年前の企業間移動は効率的だったことになる<sup>11)</sup>。

ところで時点  $T$  は、前記モデルでパラメーターを所与としたときの1つの解にすぎず、実際の  $T$  の分布は、期待されるほど「滑らか」(smooth)ではあるまい。ほとんどの定年年齢が65歳(1975年合衆国にて87%)であるのは、社会保障給付の支給開始年齢を65歳とする条項(外生的要因)による。社会保障制度以前の定年年齢分布がもっと分散していたという証拠はないが、同制度が  $T$  決定要因の1つであることは確かであろう。学歴のごとき個人属性は、労働の価値を余暇の価値以上に高めるかもしれず、他の決定要因たりえよう。企業ないし労働者の不正行為確率に影響するものも、同様に決定要因たりえよう<sup>12)</sup>。

## § 2. モデルの若干の含意

以上のモデルの含意は、次のように整理できよう。①定年制は最適の長期雇用契約の帰結であって、その前提となる賃金プロファイル(当初はVMPを下まわり、後に上まわる)は、短期では実施できない。②賃金成長と定年制の存在とは正の相関をする。③賃金成長と在職年数とは外生変数ではなく、なんらかの生涯的関数の最適化の結果であって、それ故定年は、賃金成長と在職年数の決定変数と相関する。④企業年金は、 $T$  時点の退職

11) *Ibid.*, pp. 1272~1274.

12) *Ibid.*, pp. 1274~1275.



強制にたいする1つの補償方法であって，その導入誘因として，退職一時金に不利な税制や労働者不正行為発覚のタイム・ラグが考えられ，そのかぎり年金制と定年制とは正の相関をする。⑤このモデルでは，企業特殊の労働（firm-specific labor）が含意されており，レイオフされた高年齢労働者が従来と同一賃金で他企業に雇われることは，賃金がVMPを上まわる故に困難だとされる。⑥定年を必要ならしめる急勾配の賃金経路は，労働努力を日常的に把握できないことによる代理的管理（agency problem）の帰結であるから，出来高労働者に定年制はありえない。法定定年年齢の引上げ（70歳定年法）にたいして企業と組織労働者（相対的若年層）が反対し，定年年齢に比較的近い労働者層が大賛成をしたというが，以上のようにみれば納得できよう<sup>13)</sup>。

### § 3. 実証モデルと結果

ラジアーは以上の実証モデルとして次式を考える。すなわち

$$\text{Prob}(MR=1) = \frac{1}{1 + \exp\{-[\alpha_0 + \alpha_1 E + \alpha_2(AWG - A\hat{W}G)]\}} \quad (8)$$

ただしMRは定年制の有無を示すダミー変数，Eは現在の企業における勤続年数，AWGは労働期間の平均賃金成長水準，A $\hat{W}G$ は賃金成長回帰による予測賃金成長水準である。Eの回帰方程式は

$$E = \beta_0 + \beta_1 \text{Male} + \beta_2 \text{White} + \beta_3 \text{Ed} + \beta_4 \text{Urban} + \beta_5 \text{Married} + \beta_6 \text{AFJ} \quad (9)$$

であり，Edは教育年数，AFJは最初の入職年齢，その他はダミー変数（1または0）を示す。AWGの回帰方程式は

$$AWG = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Male} + \gamma_2 \text{White} + \gamma_3 \text{Ed} + \gamma_4 \text{Urban} + \gamma_5 \text{Married} + \gamma_6 \text{AFJ} \quad (10)$$

である。式(9)と(10)を式(8)に代入すれば

$$\text{prob}(MR=1) = 1 / \{1 + \exp[-(\eta_0 + \eta_1 \text{Male} + \eta_2 \text{White} + \eta_3 \text{Ed} + \eta_4 \text{Urban} + \eta_5 \text{Married} + \eta_6 \text{AFJ})]\} \quad (11)$$

を得る。定年制ダミー変数に代って年金制ダミー変数PPを導入すれば，式(8)より

$$\text{prob}(PP=1) = \frac{1}{1 + \exp\{-[\delta_0 + \delta_1 \text{Ed} + \delta_2(AWG - A\hat{W}G)]\}} \quad (12)$$

を得る。パラメータ $\delta_1$ と $\delta_2$ がパラメータ $\alpha_1$ と $\alpha_2$ と同符号なら，PPとMRの間に正の単純相関が期待できる。なおAWGは

13) *Ibid.*, pp. 1275~1277.

$$AWG \equiv \frac{W_t - W_{t_0}}{t - t_0} \quad (13)$$

と定義され、 $t_0$  は最初のフルタイム職務に就いた年齢、 $W_{t_0}$  はその賃金率、 $t$  は調査時の年齢、 $W_t$  はその時点で就いている職務の賃金率を示す。ただし在職年数  $E$  は、現職務に就いた日から調査日までの期間を示す<sup>14)</sup>。

ラジアーの用いたデータは、1967年～1971年の縦断的引退経歴調査 (the Longitudinal Retirement History Survey, 略して LRHS) によるもので、1969年現在で58歳～63歳だった1,100人の個票調査を基礎としている。ラジアーは、そのデータを実証モデル [式(8)～(12)] に当てはめた結果を表にまとめているが、それによれば、式(8)の定年制適用確率に及ぼす在職年数および賃金成長の影響は明らかである。 $\alpha_1 = .02727(.00249)$ 、 $\alpha_2 = 2.8992(.502)$  であって (ただしカッコ内は標準誤差)、とくに  $\alpha_2$  の値の大きいことは、賃金プロフィールにかんする刺激説ないし代理的管理説を裏づける。すくなくとも順番待ち理論ないし差別理論では、定年制は説明しきれない。式(12)の企業年金適用確率についても同様であって、 $\delta_1 = .02958(.00249)$ 、 $\delta_2 = 5.8557(.5791)$  である。とくに注目すべきは、定年制適用確率の平均値 (.352) が年金制適用確率の平均値 (.485) にかかなり近いことであろう。当該調査標本では、年金制適用者の62%が定年制の適用下にあり、また定年制適用者の86%が年金制の適用下にあったが、このことは、両制度が対をなすことを示すものであろう。退職一時金が税制上不利であり、また労働者不正行為の発覚にタイム・ラグが伴う場合には、生涯賃金収入の現在価値が同一であるかぎり、賃金経路は定年制だけでなく、年金制をも伴うだろう<sup>15)</sup>。

定年退職年齢の変動についての若干の証拠は、表1によって与えられる。それによれば、まず第1に学歴  $Ed$  は、定年年齢に有意の正の効果のあることを示す。それは、高学

14) *Ibid.*, pp. 1278～1279. なおいうまでもないが、式(8)はロジスティック分布  $P = \frac{1}{1+e^{-\theta}}$  を想定している。ただし  $\theta = \mathbf{x}\beta + \epsilon$ 。前式を変形すれば  $e^\theta = \frac{P}{1-P}$ 、したがって  $\theta = \log\left(\frac{P}{1-P}\right)$  である。よってロジット・モデルの推定式は  $\log\left(\frac{P}{1-P}\right) = \mathbf{x}\beta + \epsilon$  となる。

15) *Ibid.*, pp. 1280～1281. なお新規採用者は、定年制を含めた企業内情報を熟知せず、そのため定年制ダミー変数のデータにバイアスが生じるおそれがある。そこで在職期間が第20百分位以内のものと同然らざるものに区分して推定しても、結果は基本的に変わらなかったという。

表 1

## REGRESSION AND LOGIT RESULTS

	MR Age OLS
Male	-.093 (.256)
White	-.387 (.246)
Ed	.118 (.017)
Urban	-.133 (.120)
Married	.198 (.225)
AFJ	-.005 (.009)
E	-.032 (.004)
Constant	66.4 (.4)
R <sup>2</sup>	.066
N	1,429
SEE	2.25

NOTE.—Standard errors are in parentheses.

歴者の自発的退職年齢もまた高いことを暗示する。第2に在職期間  $E$  は、有意の負の効果を及ぼす。標本年齢はほぼ同じ（58歳～63歳）であるから、在職期間は、逆算すれば現職務に就いた時点の代理指標たりうる。かくして  $E$  のパラメーターが負であることは、現職務への入職の新しいほど定年年齢の遅いことを示唆する。その理由は、余暇の価値が予期したほど上昇しなかった（ $\bar{W}[t]$  のプロファイルが予期した以上にフラットであった）か、労働者の生産性が予期した以上に高かった（ $V^*[t]$  が予期した以上に高水準であった）ことであろう。第3に白人たることの係数は負であり（ただし有意ではない）、それは、他の条件が一定なら、白人の定年退職年齢が黒人より早いことを示す。おそらくその理由は、他の条件（学歴や都市生活歴など）が同一の白人の所得は黒人のそれより高く、しかも賃金変動のほとんどが学歴効果で説明されるかぎり所得差は非賃金所得の差であり、したがって余暇にたいする所得（非賃金所得）効果が正であることに求められえよう<sup>16)</sup>。

結局のところラジアーの結論はこうだ。定年退職制とは、労働者と企業の双方の最適化行動の結果として、若年期にはVMPを下まわり高年期にはVMPを上まわる賃金の長期

16) *Ibid.*, pp. 1281～1283

的流れ〔他の場合よりも生涯的VMPを高める〕が採られる場合に、VMPを上まわる賃金をもはや支払うに値しなくなった時点で退職を強制する制度であると。定年退職制は社会的かつ個人的に最適のものであり、「その強制的性格は幻想上のもの」だともいう。したがって在職期間の長い有能な労働者（たとえば高学歴者）ほど定年制適用の可能性は高く、そのことは実証されてもいる。したがって一方で70歳未満定年を違法とする法律を定めながら、他方で社会保障給付の受給年齢を65歳のままにしておく（70歳まで引き上げない）とすれば、効率のロスというものであろう<sup>17)</sup>。

## 2. 1986年論文

ラジャーはその後も精力的に論文<sup>18)</sup>を発表しているが、ここでは『労働経済学ハンドブック』に寄せた長文の論文「労働力からの引退」<sup>19)</sup>をとりあげよう。その理由は、それが以後の研究成果をとり入れているだけでなく、企業年金や社会保障との関連にも言及し、しかも分りやすいからである。以下にそれをみよう。

### §1. 事実関係と定義

ラジャーによると、引退年齢の過去の低下トレンドは、所得効果の結果などという単純解釈では説明しきれないという。それに引退 (retirement) とは漸進のプロセス (a graduate process) であるから、引退の定義如何によって結論も変わりうる。また引退は労働供給の「どちらかといえば極端な」(rather extreme) 表現であろうから、個別的に扱われるべきものでもあろう。ともあれ過去の理論モデルは、労働・余暇選択の1期モデルから動学的な異時点間の最適モデルに至るまで多様である。その場合退職一時金・企業年金を含めて報酬パッケージ (the compensation package) は外生的とされ、定年制 (mandatory retirement) はその最適化の帰結として導入される。だが諸研究にみられるパラメーターの大きさや符号は、企業年金以外に社会保障給付を導入しても、かなら

17) *Ibid.*, p. 1283

18) その中でとくに挙げるとすれば、E. P. Lazear, "Agency, earnings profiles, productivity, and hours restrictions", *American Economic Review*, Vol. 71, Nr. 4, September 1981 であろう。ただしこの論文は、1979年論文をかなり踏襲している。

19) E. P. Lazear, "Retirement from the Labor Force", in Orley Ashenfelter and Richard Layard, ed., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, North Holland, 1986.

ずしも一致しない。確実なのは、急勾配の年齢・年金プロフィールが引退を遅らせ、また保険数理上の年金価値が引退年齢の上昇にかんして逆U字型の変化をすることだといふ<sup>20)</sup>。

まずは引退の事実関係からみよう。引退状況の如何は、当該年齢の労働力率に直接反映されよう。表2は合衆国の例を示す。それによれば、高年齢男子の労働力率低下は顕著である。女子については、たとえば35歳～44歳労働力率にたいする65歳以上労働力率の低下にみられる早期引退効果は、全体的な労働力率上昇トレンド（とくに55歳～65歳）によって圧倒されている。また高年齢者の平均余命 (life expectancy) は上昇傾向にあり、たとえば1950年と1980年における65歳男子のそれは13年と14年、70歳男子のそれは10年と11年であった。これは、引退生活年数の増加を意味する。

だが表3をみると、高年齢者（65歳以上）労働力率の水準と変化は国により大きく異なる。労働力率水準の高いのはデンマークと合衆国であり、低いのはベルギーとオランダである。労働力率低下が最大なのはフランスであり、最小なのはデンマークである。これと関連して所得成長と労働力率低下との相関は、横断面（国際比較）でも時系列でも確認でき

表 2  
Labor force participation rates.

Group	Year	LFPR	LFPR	LFPR/LFPR
		65+	55-65	65+ / 35-44
Males	1947	47.8	89.6	0.49
	1954	40.5	88.7	0.41
	1959	34.2	87.4	0.35
	1964	28.0	85.6	0.29
	1969	27.2	83.4	0.28
	1974	22.4	77.4	0.23
	1979	20.0	73.0	0.21
	Females	1947	8.1	24.3
1954		9.3	30.1	0.23
1959		10.2	36.6	0.24
1964		10.1	40.2	0.22
1969		9.9	43.1	0.20
1974		8.2	40.7	0.15
1979		8.3	41.9	0.13
White males		1954	40.4	89.2
	1979	20.1	73.6	0.21
Nonwhite males	1954	41.2	83.0	0.43
	1979	19.6	66.9	0.22
White females	1954	9.1	29.1	0.23
	1979	8.1	41.6	0.13
Nonwhite females	1954	12.2	41.2	0.21
	1979	10.6	44.3	0.16

20) *Ibid.*, pp. 305~307.

ず、早期引退化にたいする所得効果の証拠はほとんどない<sup>21)</sup>。

ところで引退とは一体何か？ その定義は多様であって、ラジアーは「定義の妥当性は主として用語の使われ方による」とまでいうが、「若干の可能な客観的定義」として次の5つをあげる。①終生の労働力退出、②通常(current)水準以下の労働時間の継続、③企業年金給付の受給、④退職者名簿への登載、⑤本人名義の社会保障給付の受給、がそうである。どの定義が適切かは研究の目的と性格によるから、引退の最も実りある定義方法など存しない。たとえば既述の引退経歴調査(LRHS)では、労働時間ゼロの者が「引退している」と回答し、35時間以上の者が「働いている」と回答したのは当然だとして、25時間～29時間の者の73%は「部分的に引退している」(“partially retired”)と回答している。かれらも40時間労働への復帰を考慮していれば、自分を部分的引退者とは考えないだろうし、レイオフ中の者なら当然そうであろう。要するに引退の客観的尺度がないのだ<sup>22)</sup>。

過去の研究(たとえばA・ガストマンとT・スタインマイヤー)によれば、就業状態を脱した者の1/4以上が自らを部分的引退者とみており、部分的引退者とそうでない者について異なる賃金収入関数(earnings function)が推定される。その理由としては、労働時間数と賃金収入との間には強い相関が存するが、部分的引退者を無視すると、年齢上昇とともに賃金収入減少が過大視されかねないことや、また労働時間の賃金に及ぼす効果と賃金の労働時間に及ぼす効果とは切り離しえないことが考えられる。そこで引退を生涯労働供給のタームでみた特別なケースと考えれば、確かに分析上の一貫性は保たれようが、

表 3

Labor force participation rates, 65+ (in percent).

Country	1956	1975
Belgium	13.8	6.3
Denmark	20.0	19.9
Finland		8.9
France	20.7	7.1
Germany	16.5	10.0
Italy	15.6	7.1
Japan		30.7
Netherlands	13.1	6.8
Norway	20.6	
Sweden	20.5	10.9
United Kingdom	16.2	10.7
United States	23.7	14.6

21) *Ibid.*, pp. 307~309.

22) *Ibid.*, pp. 309~310.

引退が特有の制度的特徴（企業年金，社会保障，定年制など）と結びつくことは否定できない。また引退後のゼロ労働供給は余暇の一括取得であり，かかる労働供給の分断ないし不連続は，別個の観察対象たるべきであろう<sup>23)</sup>。

§ 2. 過去のモデル

引退にかんする「最もやさしい原初的モデル」は，労働生涯期間内の各年を独立したものとし，引退をその年のその時点に影響するものとみるモデルであって

$$U = U(L_1, X_1, L_2, X_2, \dots, L_t, X_t) \tag{14}$$

と書ける。各期を1期フレームで示せば

$$U = U_1(L_1, X_1) + U_2(L_2, X_2) + \dots + U_t(L_t, X_t) \tag{15}$$

とも書ける。ただし  $L_t$  と  $X_t$  は，任意の  $t$  期に消費される余暇と財を示す。余暇が正常財であるかぎり，期内の所得増加はその期内の労働供給を減ぜしめ，余暇が総利用可能時間と等しくなると，引退となる。だが賃金増加の場合には所得効果と代替効果が作用するため，純効果は不確定である。またこのモデルでは，過去や未来との関係にふれずに引退を論じるため，引退決定に関わる特有の因子が包摂されることはない。

その意味でこのモデルは，社会保障の引退に及ぼす効果の分析に適している。たとえば図4は，予算制約が，社会保障によって  $\overline{AB}$  から  $ACDEB$  に屈折せしめられることを示す。稼得収入テスト (earnings test) により，稼得が  $Y_0$  以下であれば社会保障給付

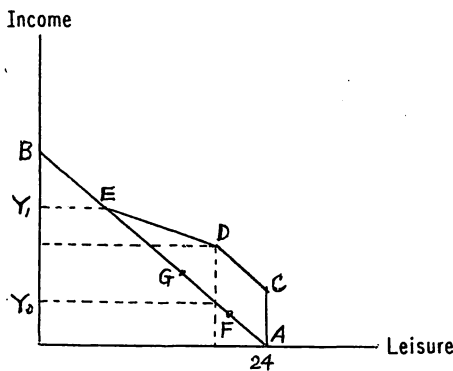


図 4

23) *Ibid.*, pp. 310~311.

が満額  $\overline{AC}$  支給され、稼得が  $Y_0$  を超えれば、その超過額におうじて給付が定率で減額され、稼得が  $Y_1$  に達すると給付はゼロとなる。このような予算制約の部分的上方移動と屈折は、労働供給ビヘイビアーを微妙に変化させる。その変化は、 $A$  から  $D$  へ、あるいは  $F$  から  $C$  へ、あるいは  $G$  から  $D$  へとさまざまであろう。だがこのモデルは、異時の変化を無視する。たとえば稼得収入テストがなくとも、高齢者(72歳以上のような)はもはや再労働力化しないだろうし、また若年齢期の人的資本蓄積は高年齢期の生産性に影響を及ぼそうし、さらに社会保障給付や企業年金給付は引退前の稼得水準や就業年数の関数であるが、それらは無視される<sup>24)</sup>。

ライフ・サイクルが引退決定に及ぼす効果は、どのように考慮されるべきであろうか。最も単純な方法は、標準的な余暇需要フレームを用いることであろう。余暇を非労働年数(生涯年数  $T$  - 労働年数  $L$ ) とし、年間給与を  $W$  とすれば、労働者の生涯効用最大化とは

$$\begin{aligned} \max_{s.t} \quad & U(\text{余暇}, \text{消費支出}) \\ \text{消費支出} = & LW = (T - \text{余暇})W \end{aligned} \quad (16)$$

であろう。所得効果は引退年齢の低下を意味し、代替効果はその上昇を意味するが、その純効果は不確定である。労働市場における時間の価値は年齢とは独立のものとされているが、生産性は外生的(身体的)にも内生的(人的資本による)にも変化するため、実際はそうではない。だから余暇の価値がその利用時期を問わず不変であれば、特定時期の労働が他の時期のそれよりも選好されよう。

だが余暇の価値も変化する。もし時間の市場価値が不変なら、余暇の生涯的均等化(毎週末の休暇、頻繁な短期休暇、サブティカル休暇など)が行なわれてよいものを、実際には一括取得(bunching)される。熟練も、使わなければ陳腐化して減価するから、労働時期の一括化が望ましい。労働にせよ余暇取得にせよ期間の一括化は、固定費用の回収に有効であろう。

かくして引退の条件は、余暇の価値が労働の価値を上まわることであって、高年齢者の生産性が若年齢者のそれを下まわることではない。図5はそれを示す<sup>25)</sup>。

以上の単純モデルとは対照的に、複雑な多期間モデルを考えることもできる。1期モデルの問題点は「非常に強い意味での可分性」にあり、引退決定に影響するのはその時点の

24) *Ibid.*, pp. 312~313.

25) *Ibid.*, pp. 314~316.



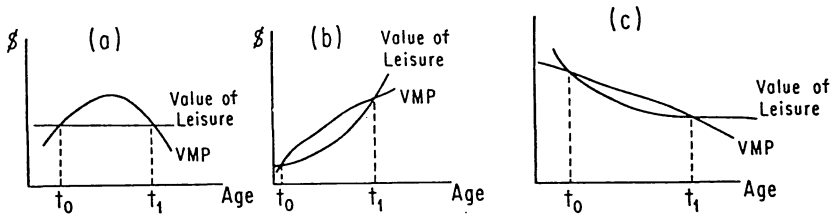


図 5

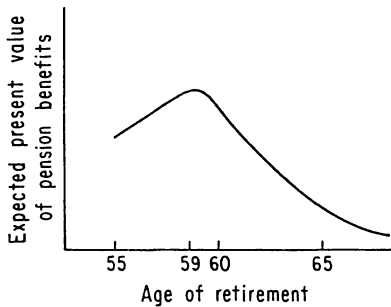


図 6

賃金ないし企業年金の水準だとされるが、たとえば年金価値すら引退年齢から独立していない。その故に「年金は保険数理的に公正である必要はない」（R・ブルクハウザー）ともいわれるが、年金給付の期待現在値の引退年齢別経路を描けば、図6のようになる（C・ライマース）。図の通りとすれば、55歳の労働者は当然現職にとどまる。いまや引退決定要因は賃金と年金価値の和（J・バロウ）というべきであろう。ラジャーはそれを「真の」（“true”）賃金とみて

$$\bar{W}_t \equiv W_t + (P_t - P_{t-1}) \quad (17)$$

と定義する。ただし  $\bar{W}_t$  は  $t$  期の真の賃金、 $W_t$  は  $t$  期の観察賃金、 $P_t$  は  $t$  期に引退する場合の年金給付の現在期待値である。当然  $P_t > P_{t-1}$  であれば  $\bar{W}_t > W_t$ 、 $P_t < P_{t-1}$  であれば  $\bar{W}_t < W_t$  となる<sup>26)</sup>。

真の賃金は、付加給付の価値の変化を考慮して有用な概念だが、真の賃金の如何だけで引退が決意されるわけではない。たとえば図7(a)の場合、 $t_0$  期の  $\bar{W}_t$  はピークであ

26) *Ibid.*, pp. 316~317.

るのに余暇の価値は低く、 $\tilde{W}_t$ の低下する $t_0+1$ 期でも余暇の価値はなお低い。 $\tilde{W}_t$ と余暇の価値の一致する点が引退期だという主張(E・シェシンスキー)も、図7(b)のように複数の交点の存する場合には正しいとはいえない<sup>27)</sup>。

ライフ・サイクルよりみた引退は、動学的最適化の問題として捉えられる。すなわち式(14)に代り

$$\max U = \int_0^{T'} U(L(t), X(t)) e^{-\rho t} dt, \quad (18)$$

$$\text{s. t.} \quad \int_0^{T'} X(t) e^{-r t} dt = \int_0^T W(t) e^{-r t} dt + P(T) \quad (18a)$$

を考えればよい。ただし $T'$ は死亡年齢、 $\rho$ は割引率、 $r$ は市場利率、 $P(t)$ は $T$ 期に引退した場合の企業年金・社会保障給付の期待現在値である。この一般モデルの特定化としてラジアーは、5つの型の実証研究例をあげる。第1の型(O・ミッチェルとG・フィールズ)は、期待生涯所得の現在価値および引退時期を織りこんだ間接効用アプローチである。欠点は、効用可分性を前提し、ライフ・サイクルを単一期間別に解消するおそれのあることや、また所得のライフ・サイクル面を捉えるにしても、余暇選択のライフ・サイクル面(引退後の余暇一括取得とその早期分割取得との間のトレード・オフなど)を無視することなどだが、「比較的扱いやすい」という。第2の型(R・クラーク、T・ジョンソン、A・マクダーメッド)は、引退決定を世帯の枠組のなかで捉える。その枠組では配偶者の存否、配偶者所得、子供の将来性・富裕度が引退ビヘイビアに影響しよう。第3の型(G・ゴッツとJ・マッコール)は、とくに退役軍人を分析して諸種の不確実性(現在のジョブの賃金の流れ、他企業からの求人、余暇の価値など)を変数として織りこむ。第4の型(A・ガストマンとT・スタインマイヤー)は、同じく退役軍人の民間就

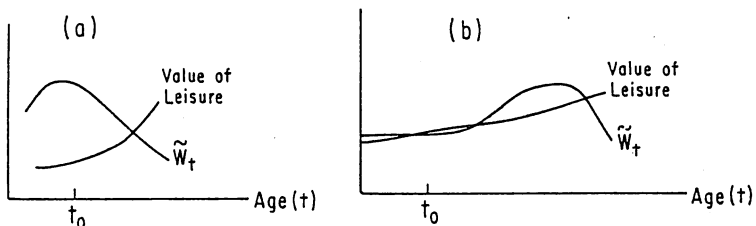


図 7

27) *Ibid.*, pp. 317~318.

職にかんして説明変数として選択的民間賃金（企業年金と社会保障を含む）を明示的に織りこむ。第5の型（B・アシュ）は，パラメーター表示されがたい異質因子，たとえば引退決意上の趣好（高年金・低賃金かそれとも高賃金・低年金か）をとりあげる<sup>28)</sup>。

だがラジャーによれば，以上の実証モデルは，制約条件の存在理由，制約条件の重要性，稼得収入と年金との関係，年金の第一義的存在理由を究明しようとしなない。制約条件の最も明白なものは定年であろう。完全就業している労働者がある日賃金調整もなしに直ちに雇用調整されるというのは，経済学的には困惑を覚えさせる。ラジャーの既述の1979年論文はその点を解明したものだが，かれは，さらに年金を賃金と同一フレームワークのなかで論じ，年金給付の保険数理的非中立性（the actuarial non-neutrality）を説く<sup>29)</sup>。かれによれば，その基本的な考え方は以下のとおりである。

労働者の生涯報酬プロファイルの形状は，①労働時間選択（引退日はその特殊な場合）に影響を及ぼし，②労働努力水準のコントロールをつうじて生涯的労働生産性にも影響を及ぼし，労働供給ビヘイビアを変える。問題は，労働努力水準適正化のための年齢・稼得プロファイル調整が，引退時期を含めた時間選択を歪める点にある。図8がそれを示す。 $V(t)$ を限界生産物価値， $\bar{W}(t)$ を留保賃金とすれば，効率的引退時期はその交点であろう（ $W(t)$ は支払賃金経路）。だが $W(t)$ が $t^*$ 期以前は $V(t)$ を下まわり以後は上まわる賃金経路を採ると， $t=0$ から $t=T$ までの $W(t)$ および $V(t)$ の流れの現在価値

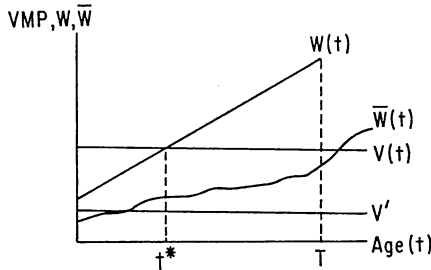


図 8

28) *Ibid.*, pp. 318~320.

29) 民間保険会社の個人年金保険を別として，公的年金は保険数理を当初から貫徹させようとしていないし，企業年金も同様だとすれば，企業年金は報酬形式の1つになってしまう。

が等しければ、労働者にとって、賃金経路としての  $W(t)$  と  $V(t)$  は無差別に選択できよう。だがまず第1に、 $T$  時点で  $W(t) > \bar{W}(t)$  であれば自発的引退は望めず、引退強制が必要となろう。第2に、その他の条件は等しくないし、また労働努力水準は賃金経路の選択から独立していない。たとえば支払賃金が  $V(t)$  水準のときに労働努力水準を  $V'$  まで下げれば、おそらく解雇されようが、失職費用  $V(t)$  と余暇利得 ( $\bar{W}(t)$  相当の効用) の差は僅少だから、労働刺激は乏しい。だが支払賃金が  $W(t)$  であれば失職費用と余暇利得との差 ( $W(t) - \bar{W}(t)$ ) は大きく、労働刺激は大きいであろう。直観的にいえば、若年齢労働者の高い労働努力水準は、高年齢期の高い賃金水準を期待したもので、現行の賃金水準を反映したものではない<sup>30)</sup>。

$W(t)$  プロファイルの右上り勾配が急であるほど、企業が労働者期待を裏切ろう(定年前解雇ないし期待以下の賃金支払い)とする刺激は強い。他方最終期まで最適労働努力を持続させるには、労働者報酬の一部を退職後に支払う方策が必要であり、このことが労働者報酬の一部年金化を正当化する。この分析視角は、任意退職、強制退職(定年)、賃金収入、および企業年金を統一的に把握するものだが、欠点はその決定論的などところにある。いわばそれは、健康上の理由もしくは他企業に移った場合の自己生産性(VMP)予測の不完全性という理由から、他の型の時間利用が選択された場合に生じる可能性のある非効率を無視している。それに企業年金が保険数理的にみて公正であることは、おそらく稀であろう。ラジアーは、引退年齢に対応した年金給付の期待現在値パターンを図6のように逆U字型とみる。そのピークは労働者ないし企業によって異なろうが、通常の早期退職年齢(55歳)後の低下は珍しくもない。その理由は、図8のように、 $t^*$  歳以後の支払賃金  $W(t)$  が限界生産物価値  $V(t)$  を上まわっていることにある。 $T$  歳以前の退職にたいして、企業は喜んで退職手当を支払うであろう。<sup>31)</sup>

定年( $T$ 歳)前退職の効率性を示すのが、図9である。労働者は退職時  $T$  まで賃金  $W(t)$  を支払われ、その後死亡まで( $TT'$ )、年金を支払われる。 $t_0$  歳時の時間の予測価値(他の型の時間利用の場合)は  $\bar{W}(t_0)$  であるが、もしそれが他企業からの予想外の高賃金オファーもしくは余暇の価値上昇により  $\bar{W}_0$  となれば、 $\bar{W}_0 > V_0(t)$  の故に離職することが効率的であるはずだが、なお  $W(t) > \bar{W}_0$  であるため自発的退職は行われぬ。 $t_0$  歳時に任意退職を促がすには、定年まで在職した場合の  $V(t)$  を上まわる賃金部分(面

30) *Ibid.*, pp. 320~322.

31) *Ibid.*, pp. 322~323.

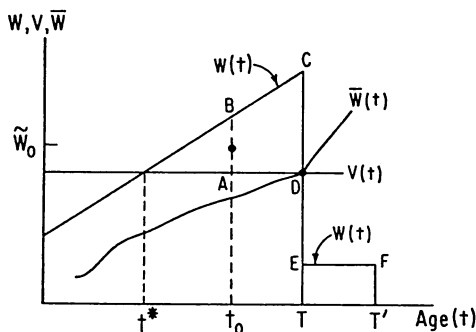


図 9

積  $ABCD$ ) と定年後の年金 (面積  $EFT'T$ ) の合計が年金として支払われ，それが本人にとっても効率的であることを要する。

すなわち定年まで在職すれば，現企業より

$$[V(t_0)](T - T_0) + ABCD + EFT'T$$

を受け， $t_0$  時に任意退職すれば，現企業より  $ABCD + EFT'T$  を，また新企業からの賃金として (もしくは余暇の価値として)  $\bar{W}_0(T - t_0)$  を受けとる。かくして  $\bar{W}_0 > V(t_0)$  の場合には， $t_0$  時点の任意退職が効率的である。そのことは，年金の現在価値が  $T$  時点よりも  $t_0$  時点において高く，その経路が逆U字型であることを示す<sup>32)</sup>。

### § 3. 過去の実証研究

引退ビヘイビアに及ぼす稼得 (賃金) 収入の効果は，稼得収入の現在価値だけでなく年齢・稼得プロファイルの形状にも影響される。そのプロファイルの勾配と稼得の流れの現在価値との間に相関がなければ，稼得現在価値の引退に及ぼす効果は，所得効果 (早期引退を促がす) と代替効果 (それを思いとどまらせる) のために相殺されて不確定である。一部の研究 (R・ブルクハウザー， R・ゴードンと A・ブラインダー) によれば，代替効果が所得効果を上まわる。別の研究 (J・ミンサー) によれば，学歴水準の高いほど年齢・稼得プロファイルの勾配は急である。多くの研究は，「その時の賃金」 (the

32) *Ibid.*, pp. 323~324.

current wage) は引退決定に「ほとんどないしまったく」影響がないとみるが、その「抑制効果」を認めるものもある。「その時の賃金」という言葉の意味の曖昧さもあるが、プロフィールの引退確率に及ぼす効果は不明確である。なお部分的引退 (partial retirement) を考えれば、他社の提示する選択的賃金も引退決定上の要因であり、それは「小さな負の効果」を及ぼすという (A・ガストマンとT・スタインマイヤー)<sup>33)</sup>。

引退行動に及ぼす社会保障の効果についてはどうか。社会保障は高齢者労働力率を低下せしめるとの研究 (M・ボスキン, M・ハード) は存するが、概して社会保障の労働力行動に及ぼす作用は多様なので、推論には困難を伴う。だが社会保障給付の受給資格は早期引退と関連するとの研究 (J・クイン) が、他にも存する。他方社会保障の富の大きいほど引退傾向は低いとの研究 (A・ペレキオ, R・ブルクハウザー, M・ハードとM・ボスキン) があり、またその富は、とくに女子労働力化に強い負の効果をもつという (G・ハノッホとM・ホニッヒ)。これは、社会保障給付の保険数理的価値が、企業年金と違って引退年齢の遅れとともに上昇するだけでなく (G・フィールズとO・ミッチェル)、62歳と65歳の間では公正な (fair) 水準を上まわる (A・ブラインダー, R・ゴードン, D・ワイズ) からである。ある研究 (J・ハウスマンとD・ワイズ) は、勤続増加による社会保障給付加算の増大は引退確率を有意に低下させるという<sup>34)</sup>。

ラジャーによれば、社会保障は多くの点で企業年金の公共版であり、引退ビヘイビアにたいする企業年金効果の研究は、社会保障のそれと「精神と方法論の上で類似している」という。だが企業年金プランは多様なので、年金受給資格上の多様さが注目される。労働者は、自分の好む年金プランを選択できる。重要なのは、企業年金が市場競争をつうじて賃金と直接結びついていることであろう。社会保障給付の変化は外生的だが (賃金との関連は間接的)、企業年金給付の増額は、生産性上昇のないかぎり賃金調整で相殺されねばならない。だがこの点が無視されやすい。

過去の研究を要約すれば、以下のものである。高齢者労働力率の劇的な低下は、企業年金適用労働者比率の上昇と対応しているが (A・ブラインダー)、他方在职期間 (tenure)

33) *Ibid.*, pp. 325~326.

34) *Ibid.*, pp. 326~328. 序ながら日本の場合ではどうか。清家篤氏によると、利用する調査データによって計測値は異なるが、総じて公的年金1%上昇は、就業確率が0.25%低下させるという (清家篤『高齢化社会の労働市場』東洋経済新報社、1993年、第4章と第5章)。

の増大につれて年金価値は低下するので（E・ラジャー），勤務年限の長い者ほど早期引退を受諾しやすい（R・ブルクハウザー）。かくして年金制度の存在は引退確率を高めるが（R・ゴードンとA・ブラインダー，A・ガストマンとT・スタインマイヤー，J・クイン），その逆も考えられる（C・ライアース，R・ブルクハウザーとJ・クイン，L・コトリコフ）。この点では性差があり，年金制度を有する者の引退傾向は，そうでない者に比して男子の場合は大きく，女子の場合は小さい（R・クラークとT・ジョンソン）。なお年金の富（pension wealth）ではなくて賃金・年金を併せた貨幣的富（monetary wealth）を論じ，勤続追加年数のもたらす貨幣的富の増加が小さいほど引退傾向は大きいという主張（O・ミッチェルとG・フィールズ）も存する<sup>35)</sup>。

実証結果が多様なのは，コントロールされている条件が異なるためである。たとえば年金制度の有無と引退年齢の高低との間の単純相関は，それ自体なら特定情報を与えない。年金価値が引退年齢とは無関係で，かつ保険数理的に公正であれば，年金効果は所得効果（引退確率の増大）のみであろう。引退延期は，等価年金の支払期間圧縮を意味するにすぎない。だが多くの企業年金給付算式は，給付額を賃金収入と直結させており，賃金と年金とは正の相関をしている（B・アシュ，P・タウプマン）。また賃金水準と賃金成長率の高いほど引退は抑制されやすい（代替効果）。かくして年金と賃金との相関は，ライフ・サイクルをつうじて余暇の最適経路に微妙な影響を及ぼす。年金ないし社会保障の10%給付上げは，引退年齢を3/40年低下させるという（O・ミッチェルとG・フィールズ）<sup>36)</sup>。

部分的引退を論じた研究（A・ガストマンとT・スタインマイヤー）を別とすれば，主たる職務（the primary job）の離脱と非労働力化とは，ほとんど区別されていない。それを区別しようとすれば，現在のジョブの賃金・諸給付と代りのジョブのそれとの関係が究明されるべきだが，データの入手は困難であろう。だが過去の研究におけるそれ以上の難点は，「問題を必要以上に真空状態で扱っている」ことだという。労働供給と引退とは相互に関連しているというのに，その関連の経験的側面よりは理論的側面に焦点が合わされてきたともいう。そこでラジャーは，いよいよ自己の理論展開を示す<sup>37)</sup>。

35) *Ibid.*, pp. 328~329.

36) *Ibid.*, pp. 329~330.

37) *Ibid.*, p. 330.

## § 4. 理論展開

引退行動の研究で最近企業年金が注目されたしたのは、その影響が増大してもはや中立的でなくなり、引退決定要因として賃金と同じウエイトをもつようになったためである。もちろん企業年金の適用状況はさまざまで、たとえば労働組合員の年金適用傾向は非組合員のそれより大きく、高齢者の適用傾向は既婚者かつ白人であるほど大きく(ただし稼得収入と学歴を所与とすれば人種間格差はない)、また女子の適用傾向については、専門職は不熟練者より、未婚者(生涯独身者)は未亡人より大きい。なお年金水準(早期退職手当を含む)は政府部門の方が民間より高い<sup>38)</sup>。

年金には、確定拠出型 (defined contribution) と確定給付型 (defined benefit) の2つの基本型がある。前者は、労使がそれぞれの確定額を拠出し、退職時および(もしくは)それ以降に、拠出額にその運用益を加えた総額を一時金および(もしくは)年金として労働者に支払うものである。この型は比較的少なく、また比較的小さな企業にみられ、適用者数も少ない。これに対して後者は、年間フロー給付額を勤続年数と賃金収入の関数とするものであって、①ブルー・カラー労働者間にみられる「基本型」(“pattern”)ないし「単式」(“flat”)プランと、②ホワイト・カラー労働者間にみられる「通常型」(“conventional”)プランとに分けられる。①は、勤続年数に基礎額を乗じたものを年間給付額とし、②は、勤続年数に平均給与額の一定係数倍したものを乗じて年間給付額とする<sup>39)</sup>。

ところで年金にかんして問われるべき2つの基本的な問題がある。その第1は、年金そのものの存在理由であり、第2は、年金が企業間労働移動、労働努力、および引退時期に及ぼす効果である。まず後者から考えよう。

単純化のため1期モデルから出発する。労働者は賃金  $W$  を支払われ、生涯労働時間  $H$  の労働を提供し、年金  $P$  を受けとる。なお  $P$  は勤続年数・給与その他の関数であり、 $H$  は労働者が選択でき、また労働所得と放棄余暇効用  $L(H)$  とはトレード・オフの関係にある。いま  $K$  を労働努力水準および(もしくは)人的資本とし、 $V$  を素材としての「生の労働」(raw labor) の価値とし、 $(V+K)$  が単位時間産出高となるように  $K$  と  $V$  を正規化すると、生涯産出高は

$$\text{lifetime output} = (V+K)H \quad (19)$$

38) *Ibid.*, pp. 330~331.

39) *Ibid.*, p. 331.



である。 $K$ の生産費用は，労働努力の不効用もしくは各種の訓練投資であって，それを $C(K)$ で示す<sup>40)</sup>。

さて労働者の効用関数が

$$U = \text{income} + \text{pension} - L(H) - C(K)$$

or

$$U = HW + P - L(H) - C(K) \tag{20}$$

であれば，労働者は効用を最大ならしめる $H$ と $K$ を選ぶが，その際決定的なのは，賃金と年金の合計額が市場競争による制約を受けることであろう。とすれば生涯産出高と生涯賃金および年金との間には

$$HW + P = (V + K)H$$

or

(21)

$$W = V + K - P/H$$

が成立しよう。式(21)の関係は明白に実証されたとはいえないが，理論的には説明がつく<sup>41)</sup>。

式(20)および式(21)から最大化問題は

$$\max_{H, K} (V + K - P/H)H + P - L(H) - C(K)$$

$$\max_{H, K} (V + K)H - L(H) - C(K) \tag{22}$$

となる。その一階の条件は

$$H = C'(K) \tag{22a}$$

and

$$(V + K) = L'(H) \tag{22b}$$

である。かくして次の2点が注目される。第1に，年金費用が賃金控除分で賄われる（企業が右手で与えたものを左手で取り返す）なら，年金は，労働者の労働供給行動と無関係である。第2に，式(22a)は，労働努力ないし人的資本の限界費用が産出上の労働努力の価値に等しいことを示し，また式(22b)は，労働時間の限界費用がその「真の価値」(the true value)に等しいことを示す故，式(22)の最大化とは最高効率化を意味する。実証研究にとって，その意味するところは大きい。もし式(21)のように市場という制約があれば

40) *Ibid.*, pp. 331~332.

41) *Ibid.*, pp. 332~333.

ば、引退時期を年金に回帰させても意味がない。生涯賃金を不変とすれば、年金の存在は、それだけ生涯産出高  $(V+K)H$  が生涯賃金を上まわらねばならないことを意味する。その産出高増加が、 $K$  ないし  $V+K$  の増大によらず  $H$  の増大によらうとすれば、引退時期は当然に遅くなる<sup>42)</sup>。

したがって年金が引退を早めるためには、たとえば後方に反転する労働供給曲線のごとき他の条件ないし要因の存在が必要となろう。いまや制約条件としての式(21)について、その内部化ないし内生化が求められるべきであろう。その1つの方法は、確定拠出型の代りに任意拠出型の年金プランを導入し、拠出額1ドル増加の場合に賃金1ドル減額を実施することであろう。だが確定給付型の年金では、かかるトレード・オフは明確ではない。企業損益の均等化には、式(21)より

$$W = V + K - P/H$$

という条件成立が必要だが、企業が  $P/H$  の代りに  $\overline{P/H}$  ( $=P^*/H^*$ 、ただし  $P^*$  と  $H^*$  は労働者の選択した値) を取り入れ、損益均等条件を

$$W = V + K - \overline{P/H} \quad (23)$$

とすると、最大化は式(22)の場合とは異なる。もしすべての労働者が同型とすれば、年金相当額控除を当然とする同一行動をとるが、それは、均一趣好集団がレストランで同一注文をし、均等割りの勘定をするのに似る<sup>43)</sup>。

すなわち単位時間当りの均衡年金費用水準が  $\overline{P/H}$  であれば、労働者の賃金は式(23)で示され、最大化はもはや式(22)についてではなく

$$\max_{H, K} (V + K - \overline{P/H})H + P - L(H) - C(K) \quad (24)$$

と示される。その一階の条件は

$$\frac{\partial}{\partial K} = H + \frac{\partial P}{\partial K} - C'(K) = 0 \quad (24a)$$

and

$$\frac{\partial}{\partial H} = V + K - (\overline{P/H}) + \frac{\partial P}{\partial H} - L'(H) = 0 \quad (24b)$$

である。式(24a)と(24b)は、年金方式が時間賃金率 ( $K$  よりみた) と労働時間数 ( $H$  よりみた) に依存することを示す。条件次第では式(24a)は式(22a)に、式(24b)は式(22b)

42) *Ibid.*, pp. 333~334.

43) *Ibid.*, pp. 334~335.

に帰するが，その条件の例は確定拠出型年金であろう。その「基本型」プランは，勤続1年当りの給付基礎額を  $\beta$  とすると， $P = \beta H$  にて示される。この型にあっては  $\partial P / \partial K = 0$  であるから，式(24a)は式(22a)となる。また  $\partial P / \partial H = \beta$  であり，かつ  $\overline{P/H} = \beta$  ( $\because P = \beta H^*$ ， $\beta H^* / H^* = \beta$ ) であるから，式(24b)は式(22b)となる<sup>44)</sup>。

だが確定給付型年金の「通常型」プランの場合には，事情は異なる。給付は，年間給与  $W$  の係数  $r$  倍と勤続年数  $H$  に依存し， $P = rWH$  に示されるが， $W$  が  $K$ （労働努力水準ないし人的資本）の直接の反映であるとすれば

$$\partial P / \partial K = (\partial P / \partial W)(\partial W / \partial K) = rH \quad (\because \partial W / \partial K = 1)$$

であるから，これを式(24a)に代入すれば

$$H = \frac{C'(K)}{1+r} \quad (25a)$$

を得る。無年金 ( $r=0$ ) でないかぎり，式(25a)は式(22a)と同じではない。だが

$$\overline{P/H} = rWH^* / H^* = rW, \quad \text{かつ} \quad \partial P / \partial H = rW,$$

であるから，式(24b)は

$$V + K - rW + rW - L'(H) = 0$$

or

$$V + K = L'(H)$$

(25b)

となり，結局式(25b)は式(22b)と同じである<sup>45)</sup>。

式(25a)が式(22a)と同じでないのは， $H$ と $K$ の値の選択が最適でないことを示す。図10は，それを明らかにする。式(22a)と式(22b)で示された一階の条件の解は， $A$ 点にて与えられ，式(25a)と式(25b)で示された一階の条件の解は $B$ 点にて与えられる。 $H_1 > H_0$  かつ  $K_1 > K_0$  であるから，確定給付型の「通常型」プランは，確定拠出型の「基本型」プランよりも多くの労働時間と労働努力の提供を促がす。かかる勤勉をもたらす限界年金効果は，年金による通常賃金控除を上まわるであろう<sup>46)</sup>。

だが究局には式(21)の制約は避けられないであろう。もし産出高増加1ドル当りの賃金増加が  $1/(1+r)$  ドルに過ぎなければ，その歪みはやがて解消される。均衡下では  $\overline{P/H} = rW$  なので，賃金関数は

44) *Ibid.*, pp. 335~336.

45) *Ibid.*, p. 336.

46) *Ibid.*, pp. 336~337.

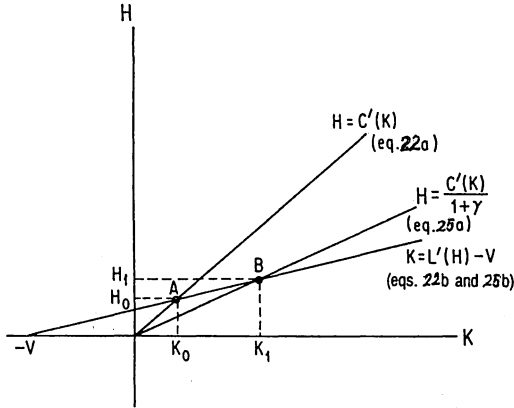


図 10

$$W = V + K - \overline{P}/\overline{H} = V + K - rW$$

と示されるが、むしろ変形して

$$W = \frac{1}{1+r}(V+K)$$

と示されるべきであろう。いまや式(20)の最大化とは

$$\max_{H, K} \left( \frac{V+K}{1+r} \right) H + r \left( \frac{V+K}{1+r} \right) H - L(H) - C(K) \quad (26)$$

であり、その一階の条件は

$$\frac{\partial}{\partial K} = \frac{H}{1+r} + \frac{rH}{1+r} - C'(K) = 0 \quad \text{or} \quad H - C'(K) = 0, \quad \text{ただし } r=0 \quad (26a)$$

$$\frac{\partial}{\partial H} = \left( \frac{V+K}{1+r} \right) + r \left( \frac{V+K}{1+r} \right) - L'(H) = 0 \quad \text{or} \quad V+K = L'(H), \quad \text{ただし } r=0 \quad (26b)$$

である。式(26a)と式(26b)は、式(22a)と式(22b)と同じである。その含意は、確定給付型年金の「通常型」プランでは、賃金増加要因(教育、経験など)の係数値が他のプランよりも小さいということにある<sup>47)</sup>。

さてよく論じられる割に充分理解されない問題として、受給資格取得(vesting)がある。受給資格要件の多くは勤続10年だが、部分年金については5年の場合もある。一般に年金には一定条件(勤続その他)を満たさないと受給資格が取得できない(non-vesting)

47) *Ibid.*, pp. 337~338.

定めがあり，それが退職年齢（ないし平均在職年数）を引き伸ばす。反面それは，勤続単位時間当りの総報酬が限界生産物を下まわる早期退職者の場合には，退職をさらに早めるかもしれない。退職が早まるか遅まるかは，不確定である。

受給資格の効果を考察するには，資格取得前に退職する労働者と資格取得後も在職する労働者との比較が必要であろう。たとえば択一的時間利用関数 (alternative use of time function) すなわち放棄余暇効用関数を  $L(H)$  とする個人と，それを  $\tilde{L}(H)$  とする個人とを想定し，母集団の  $\lambda\%$  がその一方の型に属し， $(1-\lambda)\%$  が他方の型に属するとしよう。ただしすべての  $H$  にかんして  $\tilde{L}'(H) > L'(H)$  である。いま non-vesting 条項を有する年金を考えよう。その最も単純な形は，所定年数  $\bar{H}$  に満たない勤続の年当り年金価値をゼロとするものだが，それには3つのケースが考えられる。第1のケースは， $H < \bar{H}$  かつ  $\tilde{H} < \bar{H}$  の場合であって，どの型の個人も  $\bar{P}/\bar{H} = 0$  であり，無年金の場合と同じで効率は完全である。第2のケースは， $H > \bar{H}$  かつ  $\tilde{H} > \bar{H}$  の場合であって，どの型の個人も受給資格があり [式(24a)および式(24b)のケース]，同様に効率的である。第3の興味ある唯一のケースは， $H < \bar{H}$  かつ  $\tilde{H} \geq \bar{H}$  の場合もしくは  $H \geq \bar{H}$  かつ  $\tilde{H} < \bar{H}$  の場合であろう<sup>48)</sup>。

前記第3のケースの特徴は，退職者から在職者への移転的補助 (cross-subsidization) が行なわれることであろう。いまや式(21)に代る均衡（ゼロ利潤）条件は

$$\lambda(WH + \beta H) + (1-\lambda)W\tilde{H} = (V+K)(\lambda H + (1-\lambda)\tilde{H})$$

or

$$W = V + K - \frac{\lambda\beta}{\lambda + (1-\lambda)(\tilde{H}/H)}$$

であり，在職者にとって最大化問題とは

$$\max_{K, H} \left[ V + K - \left( \frac{\lambda\beta}{\lambda + (1-\lambda)(\tilde{H}^*/H^*)} \right) \right] + \beta H - C(K) - L(H) \quad (22')$$

である（\*は均衡値）。その一階の条件は

$$\frac{\partial}{\partial K} = H - C'(K) = 0 \quad (22'a)$$

and

$$\frac{\partial}{\partial H} = V + K + \frac{(1-\lambda)\beta}{\lambda + (1-\lambda)(\tilde{H}^*/H^*)} - L'(H) = 0. \quad (22'b)$$

48) *Ibid.*, pp. 338~339.

である。年金ゼロの離職者にとっての最大化問題は

$$\max_{K, \tilde{H}} \tilde{H} \left[ V + \tilde{K} - \left( \frac{\lambda\beta}{\lambda + (1-\lambda)(\tilde{H}^*/H^*)} \right) \right] - C(\tilde{K}) - \tilde{L}(\tilde{H}) \quad (22')$$

であり、その一階の条件は

$$\frac{\partial}{\partial \tilde{K}} = \tilde{H} - C'(\tilde{K}) = 0 \quad (22'a)$$

$$\frac{\partial}{\partial \tilde{H}} = V + \tilde{K} - \frac{\lambda\beta}{\lambda + (1-\lambda)(\tilde{H}^*/H^*)} - \tilde{L}'(\tilde{H}) = 0. \quad (22'b)$$

である<sup>49)</sup>。

図11は、その状況を示す。Q点とQ̃点は、年金が存しない場合の退職者および在職者の効率的状況を表わす。すべてのHにかんしてL'(H) < L̃'(H)であるから、H > H̃ かつ K > K̃である。non-vesting 条項を有する年金の場合には、式(22'a)と式(22'b)は式(22)と同じだが、式(22'b)と式(22'b)は、図11のようにシフトするので、退職者および在職者の新たな均衡点は、RとR̃である。

その最も重要な帰結は、HもKも効率的水準から外れることであろう。在職者にとって勤続追加1年当りの限界収益は

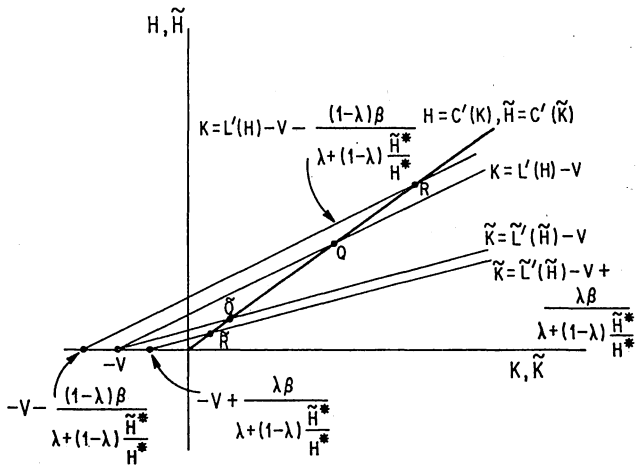


図 11

49) *Ibid.*, pp. 339~340.

$$V+K+\frac{\beta(1-\lambda)}{\lambda+(1-\lambda)(\bar{H}^*/H^*)}$$

であるが，それは労働の真の価値  $V+K$  を上まわるから，かれは，そのジョブにあまりにも多くの時間と人的資本と労働努力を投じることになろう。逆に退職者にとって勤続追加1年当りの限界収益は

$$V+\bar{K}-\frac{\lambda\beta}{\lambda+(1-\lambda)(\bar{H}^*/H^*)}$$

であるが，それは，労働の真の価値  $V+K$  を下まわるから，かれは早く退職しすぎ，充分な人的資本と労働努力を投じないであろう<sup>50)</sup>。

以上から2つの点が指摘できる。第1に，non-vesting のような不完全受給資格条項は，受給資格可能性のある者の退職を遅らせ，そうでない者の退職を早める傾向があるので，経済全体の平均在職期間は，かかる両者の人数ないし比率の変化によって増減しよう。第2に，退職者から在職者への移転的補助にたいする反省として，企業によっては年金制度を設けず， $W=V+K$  である賃金のみを支払うことがありえよう。

なお，受給資格を得て退職したが，通常の退職年齢（65歳）まで受給が据置かれる場合も存する。その場合には据置期間におうじた年金加算が行なわれるが，額は僅少である。それに給付基礎額が退職時給与と結びつくため，インフレ的状况の下では，たとえば35歳時退職の受給資格者が65歳時から受けとる年金給付は，ほとんど無価値であろう<sup>51)</sup>。

さて年金は引退を早めるであろうか。その証拠があるという研究者は多い（R・ゴードンとA・ブラインダー，A・ガストマンとT・スタインマイヤー，J・クイン）。ラジアーの分析はこうだ。いま1期モデルに代えて複数期間モデル（期間を添字1，2で示す）を考えると，最大化は

$$\max_{K, H_1, H_2} W_1 H_1 + W_2 H_2 + P(H_1, H_2, W_1, W_2) - C(K) - L(H_1, H_2) \quad (27)$$

subject to

$$W_1 H_1 + W_2 H_2 + P = (V+K)(H_1 + H_2)$$

$$\text{and } W_1 = V+K - \theta P/H_1, \quad W_2 = V+K - (1-\theta)P/H_2, \quad 0 \leq \theta \leq 1 \quad (21'')$$

となる。 $\theta$  は，年金費用のうち期間1で負担される割合を示す。1階の条件は

$$\frac{\partial}{\partial K} = H_1 - \theta \frac{\partial P}{\partial K} + H_2 - (1-\theta) \frac{\partial P}{\partial K} + \frac{\partial P}{\partial K} - C'(K) = 0$$

50) *Ibid.*, pp. 340~341.

51) *Ibid.*, pp. 341~342.

$$=H_1+H_2-C'(K)=0, \quad (27a)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial H_1} &=V+K-\theta \frac{\partial P}{\partial H_1}-(1-\theta) \frac{\partial P}{\partial H_1}+\frac{\partial P}{\partial H_1}-\frac{\partial L}{\partial H_1}=0, \\ &=V+K-\frac{\partial L}{\partial H_1}=0, \end{aligned} \quad (27b)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial H_2} &=V+K-\theta \frac{\partial P}{\partial H_2}-(1-\theta) \frac{\partial P}{\partial H_2}+\frac{\partial P}{\partial H_2}-\frac{\partial L}{\partial H_2}=0 \\ &=V+K-\frac{\partial L}{\partial H_2}=0 \end{aligned} \quad (27c)$$

である。式(27a)～(27c)は、式(22a)と(22b)の2期間アナログである。もし労働者が自己の企業の年金の動きにたいする競争企業の反応を知っていれば、 $\theta$ がどうあれすべてが内生化され、効率性も確保される。ただしその過程で歪みが生じないわけではなく、もし賃金の調整されるのが労働者自身の年金にかんしてでなく、平均年金にかんしてだとしたら、やはり非効率が生じよう。要するに年金加算その他を含めた「真の」(“true”)賃金が限界生産物に等しくないかぎり、労働者の自由な労働期間選択の下では非効率が生じかねない<sup>52)</sup>。

年金が早期引退を促がすことをストレートに示すには、引退年齢と年金額との間に単純な負の相関の存しうることを示せばよからう。2期間のうち期間1は25歳～45歳の労働期間、期間2は45歳から引退までの労働期間とする(したがって早期引退者の $H_2$ は小さい)。個人の年金給付とその賃金とは独立であるとする、各期の賃金はそれぞれ

$$W_1=V+K-\frac{\theta \bar{P}}{H_1^*}$$

and

$$W_2=V+K-\frac{(1-\theta)\bar{P}}{H_2^*}$$

である。ただし $\bar{P}$ は均衡年金額、 $H_1^*$ と $H_2^*$ は各期の均衡労働時間である。いまや最大化は

$$\begin{aligned} \max_{K, H_1, H_2} &\left(V+K-\frac{\theta \bar{P}}{H_1^*}\right)H_1+\left(V+K-\frac{(1-\theta)\bar{P}}{H_2^*}\right)H_2+P(W_1, W_2, H_1, H_2) \\ &-C(K)-L(H_1, H_2) \end{aligned} \quad (28)$$

として示される。その1階の条件は

$$\frac{\partial}{\partial K}=H_1+H_2+\left(\frac{\partial P}{\partial W_1}+\frac{\partial P}{\partial W_2}\right)-C'(K)=0, \quad (28a)$$

52) *Ibid.*, pp. 342～343.



$$\frac{\partial}{\partial H_1} = V + K - \frac{\theta \bar{P}}{H_1^*} + \frac{\partial P}{\partial H_1} - \frac{\partial L}{\partial H_1} = 0, \quad (28b)$$

$$\frac{\partial}{\partial H_2} = \left( V + K - \frac{(1-\theta)\bar{P}}{H_2^*} \right) + \frac{\partial P}{\partial H_2} - \frac{\partial L}{\partial H_2} = 0 \quad (28c)$$

である。

式(28c)からは、 $\bar{P}$  と  $H_2$  の間の負の関係のための条件が得られる。単純化のため  $L(H_1, H_2)$  は可分的で、かつ  $\partial L / \partial H_1 > 0$ 、 $\partial^2 L / \partial H_1^2 > 0$  ( $t=1, 2$ )、 $\partial^2 L / \partial H_1 \partial H_2 = 0$  としよう。もし期間2において年金を賄うための賃金にたいする平均的「税」が、同じく期間2において労働期間増加のもたらす年金価値増加を上まわるならば、すなわち  $[(1-\theta)\bar{P}] / H_2^* > \partial P / \partial H_2$  であれば、 $\bar{P}$  の低下は  $H_2$  の低下をもたらす。 $\theta=0$  は、すべての年金が期間2の賃金で賄われることを意味する。「基本型」年金プランでは、 $P = \beta(H_1^* + H_2^*)$  であるから

$$\frac{(1-\theta)\bar{P}}{H_2^*} = \beta \left( \frac{H_1^*}{H_2^*} + 1 \right)$$

であるし、また  $\partial P / \partial H_2^* = \beta$  なので、 $[(1-\theta)\bar{P}] / H_2^* > \partial P / \partial H_2$  が成立する。かくて引退は、無年金の場合よりも早くなる。ただし  $\theta=1$  ならば、逆の結果となろう<sup>53)</sup>。

現実には、アメリカ大企業で年金と引退年齢との負の単純相関が確認される。式(28c)の  $\partial P / \partial H_2$  は、 $H_2$  が大きくなれば正から負に転じ、所定の退職日近くでは、勤続年数の多いほど期待年金額は少なくなる。表4は、合衆国の250の大型年金プラン給付の期待現在値を諸種のケースについてみたものだが、そのことを示す。それによれば、「通常型」プランの場合には、所定の退職年齢時に勤続20年を算える者は、所定年齢より8年早く退職すれば年金の期待現在値がピークとなるが、その時に勤続30年から40年を算える者は、退職時期を遅らせるほど年金期待現在値は低下する。 $\partial P / \partial H_2 < 0$  であることは単なる推測ではなく、年金とは早期退職手当であるという考え方を裏づける。なお勤続年数と年金の関係にかんする過去の実証研究としては、勤続12年以内では年金の影響はないとするもの（B・シラーとR・ワイズ）、逆に年金は退職確率を10%低下させるとするもの（O・ミッチェル）、勤続年数分布をみると年金制度の適用されない労働者ほど勤続年数は短いとするもの（D・ウルフとF・レビー）などがみられる<sup>54)</sup>。

以上から明らかなのは、社会保障（公的年金）と企業年金とは異なる点であろう。社会

53) *Ibid.*, pp. 343~345.

54) *Ibid.*, pp. 345~346.

表 4

Average expected present value of pension benefits (1980 Bankers Trust Data) Salary = \$25,000/year at normal retirement age.

Tenure at normal retirement age	20	30	40
Years before normal retirement age			
Conventional plans:			
10	55 958	107 585	158 225
9	56 822	105 111	151 713
8	57 200	101 951	144 918
7	57 081	98 212	137 902
6	56 522	94 213	130 778
5	55 604	90 176	123 844
4	54 142	85 524	116 234
3	52 165	80 656	108 553
2	49 549	75 143	100 236
1	46 903	69 863	92 429
0	43 244	63 165	79 476
Pattern plans (Benefits Independent of Salary):			
10	20 450	40 651	64 349
9	21 085	40 103	61 913
8	21 513	39 296	59 276
7	21 704	38 262	56 477
6	21 667	37 031	53 554
5	21 454	36 164	51 868
4	21 053	34 485	48 489
3	20 498	32 716	45 117
2	19 730	30 752	41 577
1	18 863	28 767	38 430
0	17 982	26 876	35 361

保障では、企業年金のような総賃金原資調整はないが、世代間および世代内の移転的補助がみられる。他の関連変数をコントロールすれば、引退に及ぼす社会保障の効果を企業年金の場合のように推定することはできようが、かかるコントロールは非現実的である。と  
 いうものの企業年金と社会保障の間には交互作用がある。多くの企業年金は、給付額から社会保障給付のある関数値を控除しており、これが、社会保障給付受給前の早期引退と年金給付の高い現在値との一因となっている<sup>55)</sup>。

ここに至ってラジャーは、なぜ年金(とくに強制年金)は存在するのかを問う。過去に多くの説明がなされたが、以下のようである。

第1の通常の説明は、年金を免税貯蓄勘定(a tax-free savings account)とみるものである。背景には、税負担の増大した2次大戦後に年金制度の成長した事実がある。年金基金の運用利益は免税されるので、労働者報酬の年金化と企業資金の年金への供与が促がされるという(A・ブラインダー)。

55) *Ibid.*, pp. 346~347.

第2の別の説明は，累進税制のため所得の生涯的分散化が望ましく，年金はその具体化だとみるものである（J・ターナー）。この説が成立するには，①労働者報酬を任意の賃金・年金比率で受けとる自由が必要だし，②確定拠出型の年金プランこそが望ましいが，実際にはその自由はなく，年金プランの多くは確定給付型である<sup>56)</sup>。

第3の説明は，退職による企業特殊的人的資本の損失を防ぐために，年金により労働力の定着化を計るというものである。年金受給資格要件（在職20年など）はそれを類推させる。だがこの説明には3つの難点がある。①人的資本論の立場からすれば，図12で分かるように，現在の企業における VMP と他企業に移った場合の VMP との間どこかに労働者報酬が決定されていれば，労働者と企業の双方に定着化への刺激が存するが，そのことと年金とは直接関係がない。問題は総報酬（total compensation）の如何であって，年金導入の必然性はない。②定着化を促がすには退職の遅いほど年金の期待現在値は高くなければならないが，現実とは逆である（表4をみよ）。③高年齢労働者の場合でも企業特殊的人的資本がなお意味をもつなら，定年退職は求められるべきでない。それどころか労働者の任意引退日は，企業にとって効率的な定年退職日よりも早い（図12をみよ）<sup>57)</sup>。

第4の説明は，労働者刺激にかかわる。労働者が労働努力水準を自由にコントロールできる場合には，企業としては退職後まで労働報酬の一部を留保しておくことが望ましい。企業年金のほとんどが確定拠出型でなく確定給付型であるのは，確定給付型では，規定の年齢以前に退職した場合に給付減額というペナルティを科すことができるからである。

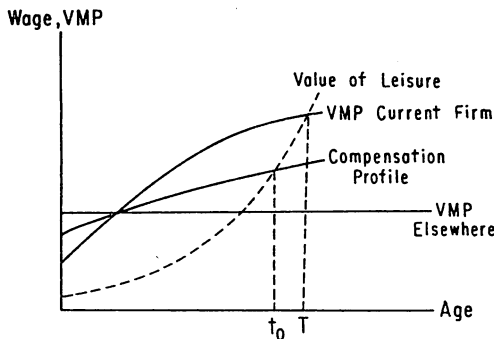


図 12

56) *Ibid.*, pp. 346~347.

57) *Ibid.*, pp. 348~349.

年金現在価値が退職年齢にかんして逆U字型であるのも、そのためであろう。だが刺激だけでは説明がつかない。刺激のため年金価値を退職時給与に結びつけば、労働供給刺激が過度となるおそれがあるからである<sup>58)</sup>。

第5の説明は、年金を高齢化に伴う生産性低下＝所得減少にたいするある種の保険とみるものである。一面の真理はあるが難点もある。①労働不能を含めた偶発事故を扱う保険が他に存する。②年金を保険とみるなら、早期受給が制限される理由はない。③通常の保険は給付算定基礎を恒常所得（インフレ調整済みの労働期間平均所得）とするが、企業年金の多くのそれは退職時給与である<sup>59)</sup>。

第6の説明は、年金がオポチュニスティックな行動を防ぐ点を指摘する。たとえば集団としての労働者に企業特殊的な人的資本が存在すれば、労働者定着化のために企業は年金導入を迫られるという（J・パロウとM・スコールズ）。また労働者の定着化は、充分な財源がなくとも年金制度の維持を可能とし、年金支出による経営圧迫を防ぐが、このことはとくに組合組織化企業にあてはまる（R・イッポリト）。いずれも「直観的」にはもともな主張だが、難点は、企業競争力視点からみて年金導入の積極理由のないことであろう。定着化視点からすれば、年齢・賃金プロファイルの勾配の急なほど望ましいであろうが、未組織企業よりも組織化企業の方がその勾配は緩やかなのである<sup>60)</sup>。

第7の説明は、年金は労働者の選別手段たりうる（低能力者の早期排除を促がす）というものである。この説明の難点は、①年金を導入しなくとも、年齢・賃金プロファイルの勾配を急にすれば、同じ効果が期待できる、②低能力それ自体は解雇理由たりえないし、また雇入れ費用の回収を考えれば、低能力者の早期排除が最適であるとはかぎらない、という点にある<sup>61)</sup>。

第8の説明は、年金という名の強制貯蓄は、自己抑制のできない労働者にとって望ましいというものである。「直観的に訴えるなにか」があるにしても、それだけであろう<sup>62)</sup>。

以上のように長々と企業年金を論じたところで、ラジャーは最終的に社会保障に言及する。公的年金の存在理由としては、①私的年金よりもリスクが少ない（A・ブラインダー）、②生涯所得ないし恒常所得を生涯内で再配分する、③比較的豊かな世代から比較的

58) *Ibid.*, p. 349.

59) *Ibid.*, pp. 349～350.

60) *Ibid.*, p. 350.

61) *Ibid.*, p. 350.

62) *Ibid.*, p. 350.

貧しい世代へと所得移転させる「人的資本のある種の世代間保険」である（R・マートン），といった点があげられようが，とくに公的年金が強制加入制である理由として，他人による救済を期待して自らは加入しない「道徳的ハザード」(the moral hazard) の防止があげられる<sup>63)</sup>。

社会保障（公的年金）の論点として，引退と貯蓄の相互関連の問題がある。貯蓄にかんしていえば，社会保障は，高齢期のための個人貯蓄を代替し，その結果個人貯蓄額を減ぜしめる傾向にあるが，社会保障を含めた貯蓄総額が適正水準に達しない個人は，個人貯蓄を増やすであろう。いや適正水準を超えて貯蓄が促がされる場合もあり，社会保障は，集計貯蓄額を増加させるかもしれない。引退にかんしていえば，余暇費用はライフ・サイクルをつうじて変化するため，社会保障は早期引退を促がすという（かならずしも真ではない）。もしそうだとすれば，引退期間は長期化し，より多額の貯蓄が必要となろう<sup>64)</sup>。

実証研究の結果はどうであろうか。それによれば，①社会保障は個人貯蓄にたいして有意の抑制効果がある（M・フェルドシュタイン）<sup>65)</sup>，②かかる有意の抑制効果はない（A・アンネル），③ライフ・サイクルをつうじて消費を均等化させる上で貯蓄は重要でなく，またライフ・サイクルよりみた貯蓄は引退パターンの変化によって影響をうけにくい（L・コトリコフとL・サマース），④世代間所得移転は社会保障以外の遺贈によっても行なわれており，社会保障はそれを制度化したにすぎない（R・バロ），などの主張がみられる。世代間所得移転については，子供が親の面倒をみるという逆のケースも考えられよう。

なお以上と関連して高齢者層全体としては家計所得が比較的安定し，その資産もとくにインフレに弱いわけではなく，したがってその生活水準も格別に悪いわけではないという<sup>66)</sup>。

### Ⅲ 最近の実証研究

長々と論じてはきたが，E・P・ラジアーの主張は結局以上のとおりである。ラジアーは，もちろん自らも実証を試みてきたわけだが，自然科学でないまでもやはり他人の追試

63) *Ibid.*, p. 351.

64) *Ibid.*, p. 351.

65) ただし，フェルドシュタインの計測にはプログラミング・エラーがあり，D・レイマーとS・レスノイが計測し直すと，時期によっては推定値の大きさが低下したり，符号が逆になったともいう。

66) *Ibid.*, p. 352.

は望ましいであろう。幸いにして若干の実証研究がみられる。ラジアーのテーマを正面からとりあげた研究もあれば、関連した付随的問題を深く掘り下げた研究もある。以下にそれを簡単にみておこう。

## 1. R・M・ハッチンスの場合

ラジアーによれば、とくに高年齢期に支払賃金が限界生産物価値(VMP)を上まわる制度が労働力を定着化させ、それが定年制を必然化し、またそれに伴う方策として企業年金が導入されることになる。だがラジアーの特徴としてその根底には、労働者の怠慢や不正行為が直接に監視されえないことによる代理的管理の必要性という考え方が潜む。そこでハッチンスは、課業反復的(Repetition of Tasks)ないし出来高制のジョブではかかる監視がされやすい点に着目し、かかるジョブではVMPを上まわる賃金、長期の在職、企業年金、定年退職といった諸特性(4つ)がみられがたいはずだと想定し、その検証にとりかかる<sup>67)</sup>。

ハッチンスの理論モデルを示そう。企業と労働者が賃金延払い式雇用契約(若年齢期には賃金がVMPを下まわり、高年齢期には上まわる雇用契約)を結ぼうとする性向の指標を $\theta$ 、所与のジョブの技術が労働努力水準の監視に寄与する程度を $n$ ( $n$ の大きいほど監視は容易である)、賃金延払い式契約の締結に影響する労働者と企業の特性ベクトルを $X_0$ とすると

$$\theta = f(n, X_0)$$

となる。ラジアーによれば $d\theta/dn < 0$ のはずである。前述のジョブにかかわる4特性を $Y_i$ ( $i=1, 2, 3, 4$ )とし、また $\theta$ なる条件下に $Y_i$ に影響を及ぼす労働者と企業の特性ベクトルを $X_i$ とすると

$$Y_i = g_i(\theta, X_i), \quad i=1, 2, 3, 4,$$

である。なお理論的には $dY/d\theta > 0$ である。かくして

$$Y_i = g_i[f(n, X_0), X_i] = h_i(n, X_0, X_i)$$

となる。ただし $dY_i/dn < 0$ である<sup>68)</sup>。

67) Robert M. Hutchens, "A Test of Lazear's Theory of Delayed Payment Contracts", *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, Nr. 4, Part 2, October 1987, ss. 153~154.

68) *Ibid.*, s. 157.

さて実際の計量モデルは

$$Y_i = \gamma_{i0} + \gamma'_{i1} X_0 + \gamma'_{i2} X_i + \beta_i n + e_i, \quad i=1, 2, 3, 4$$

$$n = RT + u$$

である。 $X_0$ ,  $X_i$ ,  $Y_i$  はすでに説明ずみの変数ベクトルであり，また  $RT$  は課業反復的ジョブであるか否かを示す外生変数である。テストされるべき主たる仮説は， $\beta_i < 0$  が成立するか否かであろう<sup>69)</sup>。

ハッチンスは，自己の計測結果を表にまとめているが，わざわざここに示すほどのものでもない。年金の有無および定年制の有無を被説明変数とする場合にはプロビット・モデル，また在職期間（日数）および賃金水準（時間賃金率）の自然対数を被説明変数とする場合には，線形回帰モデルが用いられている。 $n$  の代理変数  $RT$ （反復的課業に従事する者の比率）が説明変数として用いられているが，その係数  $\beta$  の値は，年金，定年制，在職期間，および賃金水準にかんして，それぞれ  $-0.2024 (t=2.4)$ ， $-0.2101 (t=2.6)$ ， $-0.1815 (t=1.9)$ ， $-0.2842 (t=9.5)$  であった。要するに  $\beta$  は符号条件を満たし，かつ数値も統計的に有意であったことになる<sup>70)</sup>。

かくしてラジアーの賃金延払い式雇用契約理論は，ハッチンスによっても裏づけられたことになるが，ハッチンスは，なお慎重に考慮すべき点を指摘する。第1点は，計量結果はラジアー理論よりは二重労働市場理論（課業反復的な低賃金の「悪い」ジョブとそうでない「良い」ジョブとの並存）を裏づけたものではないのかという疑問である。だが定年制と企業年金の存在理由は，二重労働市場論そのものからは得られないので，この疑問は無視してよい。第2点は，計量結果は企業特定訓練理論を裏づけたにすぎない可能性である。確かに  $RT$  は，特定訓練を必要としない技術の型の代理変数たりえよう。ハッチンスは補論でこの点を究明しているが，課業反復的ジョブが比較的わずかの特定訓練しか必要としないことは明白である。したがって第2点の可能性は捨て切れないという<sup>71)</sup>。

## 2. S・ドーセイの場合

ドーセイの意図したのは，ラジアー仮説そのものの実証ではなく，確定給付型の企業年

69) *Ibid.*, ss. 159~160.

70) *Ibid.*, ss. 162~164.

71) *Ibid.*, ss. 166~167.

金には、税制対策上の単なる貯蓄勘定を超えた経済機能があるという点の究明にあった。確定拠出型の場合には、企業（および労働者）の確定拠出による年金基金勘定の退職時市場価値が年金給付額を決定し、負債と資産は一致して積立金不足はなく、また受給資格者が任意退職によって年金上の不利益を受けない。だが確定給付型の場合は異なる。いま退職時の年金給付を  $B$ 、勤続年数を  $s$ 、給与を  $W(s)$ 、給付水準パラメーターを  $g$  とすれば、一般には

$$B = g \cdot s \cdot W(s)$$

である。勤続におうじて給付も高まるから、負債（支払）と資産（拠出）とは独立しており、積立金不足の可能性が常にある。だが企業年金の多くが確定給付型であるのは、確定拠出型が貯蓄手段であるのにたいし、確定給付型が以下のような経済的便益をもたらすからである。すなわち①労働者報酬を繰延べして支払える、②労働生産性をコントロールできる、③期日特定年金的なリスクが緩和できる、④公正さが保てる、という<sup>72)</sup>。

まず便益①をみよう。現在勤続  $s$  年かつ賃金  $W(s)$  の年金受給資格者が年金プラン規定の退職年齢まで在職したとして、その時の通算勤続が  $R$ 、期待賃金が  $W(R)$ 、かつ名目賃金はその時まで上昇を続けたとすれば、期待年金現在値は

$$PV_R = g \cdot s \cdot W(R) \cdot e^{-i(R-s)}$$

である。現年度を限りに退職すれば、規定退職年齢時の期待年金現在値は

$$PV_s = g \cdot s \cdot W(s) \cdot e^{-i(R-s)}$$

である。退職から年金受給までの間の名目賃金の期待年間成長率を  $q$  とすれば

$$W(R) = W(s) \cdot e^{q(R-s)}$$

であるから、現年度退職による年金損失は

$$PV_R - PV_s = g \cdot s \cdot W(s) \cdot e^{-i(R-s)} [e^{q(R-s)} - 1]$$

である。これは、まさに早期退職のペナルティであろう ( $q=0$  ならば、それはない)。それは、他の要因（企業特殊的訓練費用、労働努力モニターの高い費用、その他）と補完しあって長期雇用の確保に寄与する。他方賃金が限界生産性を上まわる高年齢期には、在職期間の長いほど期待年金現在値を低くしたり、または年金の退職手当化により早期退職を

72) Stuart Dorsey, "The Economic Functions of Private Pensions: An Empirical Analysis", *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, Nr. 4, Part 2, October 1987, ss. 171~174.



促がすこともできる<sup>73)</sup>。

便益②はどうか。確定給付型年金の場合には積立金不足の可能性があるので、労働者は、年金確保のため企業存続に強い関心を示し、生産性コントロールにより長期的な企業競争力の安定化を計る。組合組織化企業に確定給付型年金がみられるのは、組合の生産性コントロールと関係があるとみてよい<sup>74)</sup>。

便益③について。確定拠出型では任意退職に年金上の不利益がないので、退職が特定勤続期間に集中しやすく、年金管理上のリスクは大きい、確定給付型の場合にはそれはない。また基金運用面でも、確定拠出型では短期の証券市場変動の影響を避けたいが、確定給付型では長期的にその影響を吸収できる。また確定給付型を主とする大企業では、倒産等のリスクも小さかるう<sup>75)</sup>。

便益④は、確定拠出型では給付支給の一時金方式が認められるが、確定給付型では年金方式（分割方式）しか認められないため、年金管理上の公正さが保たれるという点にある。年金方式の場合の方が退職者の消費は大きいともいう。なお平均余命の短い者は一時金方式を選択し、その長い者は年金方式を選択するというが、平均余命の差は自明であるから、男女混成型の企業よりも単性支配型の企業の方が、確定給付型の公正さは保たれよう<sup>76)</sup>。

さてドーセイの実証モデルは、確定拠出型年金の適用確率を従属変数とし、企業規模、労働組合、産業、労働者属性を独立変数とするロジスティック方程式である。計測結果として示されている数値は、ロジット係数、 $t$  値、およびポイント推定値であって、とくにポイント推定値とは、独立変数の単位変化による従属変数変化を従属変数平均にて示したものであり、便利な数値である。ドーセイの計測結果の主な点をあげておく<sup>77)</sup>。

(1) 確定拠出型の適用確率は、企業規模 10,000人までは規模拡大につれて低下し、規模251人～1,000人に比して規模 1,001人～10,000人の同確率は15%低い（ポイント推定値 - .147）。逆に大企業ほど確定給付型志向である<sup>78)</sup>。

(2) 確定拠出型の適用確率は産業によって差がある。製造業との対比でみれば、たとえ

73) *Ibid.*, ss. 174~176.

74) *Ibid.*, ss. 176~177.

75) *Ibid.*, ss. 177~178.

76) *Ibid.*, ss. 178~179.

77) *Ibid.*, ss. 179~181.

78) *Ibid.*, ss. 181~182.

ば企業特殊的訓練をさほど必要としないとされる建設業(ポイント推定値 .338), 卸売業(同 .183), 小売業(同 .273)で確定拠出型の確率は高く, 逆に労働努力モニター費用の高いとされる通信・公益事業(同 -.044), 金融業(同 -.020), サービス業(同 -.026)で確定給付型の確立は高いであろう<sup>79)</sup>。

(3) 労働組合のある企業の確定拠出型適用確率は, 組合のない企業より23%低い(同 -.228)。逆に組合と確定給付型との間には強い相関があるともいう<sup>80)</sup>。

(4) 労働者属性についてはどうか。平均週賃金収入のポイント推定値は.004であり, 40ドル(1標準偏差)増加は確定拠出型の確率を16%(=.004×40)高めるが, これは, 企業特殊的訓練と賃金との逆相関の反映とも映る。性別構成については, 単性支配的産業ほど確定給付型が有意に選好され, たとえば女子比率80%以上の産業の確定拠出型確率は, 男女比率均等(40%~60%)の産業よりも16%低い(ポイント推定値 -.158)。年齢については, 65歳以上労働者比率のポイント推定値は6.04であって, 確定拠出型確率と強力で相関する<sup>81)</sup>。

(5) レイオフについていえば, 恒久的レイオフは確定拠出型と相関し, 一時的レイオフは確定給付型と相関しよう。恒久的レイオフ率のポイント推定値は.096であるので, その1標準偏差(.20)増加は, 確定拠出型確率を約2%(=.20×.096)高める。一時的レイオフ率の係数は負であって符号条件を満たすが, 統計的有意性が得られない( $t=1.25$ )<sup>82)</sup>。

最終的なドーセイの結論はこうだ。もし年金を貯蓄の延長とみるなら, 年金はすべて確定拠出型であろう。だが支配的な年金形態は確定給付型であって, そのことは, この型の年金に他の経済機能のあることを示す。そのいずれの型が選択されるかは, 産業, 企業規模, 熟練者雇用率, 恒久的レイオフ率, 賃金収入によると<sup>83)</sup>。

### 3. C・J・ルームの場合

ルームの研究はとくに注目に値する。いわゆる高年齢者の「職務離脱」(“job-stopping”)とは, キャリア後の「繋ぎ」(“bridge”)雇用, 部分引退(partial retirement), 逆引退(reverse retirement)の諸相の組合わせであって, キャリアー職務から直線的に完

79) *Ibid.*, ss. 183~184.

80) *Ibid.*, s. 184.

81) *Ibid.*, ss. 184~185.

82) *Ibid.*, ss. 185~186.

83) *Ibid.*, ss. 186~187.

全引退へと移ることは稀であろう。だがこの点にかんする各論者の「理解はお粗末で」、研究も比較的乏しかった。そこでルームは、例の引退経歴縦断調査を用いて以下のように分析する。

表5は、引退確率が年齢とともに高まることを示す。たとえば1969年に「引退」または「部分引退」と自己分類したものは1/4を下まわったが、10年後（1979年）には90%を上まわった。またキャリアー終了年齢とその後の労働力化状況を見ると、回答者の1/5以上（22.6%）が50歳未満でキャリアー職務を離れ、55歳未満の離脱が1/3（34.2%）、60歳未満の離脱が半数（51.5%）であった。キャリアーの早期離脱はその後の長期労働力化と結びつき、50歳未満離脱者の92.4%は、その後10年以上労働力化していた<sup>84)</sup>。

年金がキャリアー職務の早期離脱を促すという証拠はない。年金制度適用者のみに限定すると、50歳未満のキャリアー離脱は10.3%、55歳未満のそれは19.3%、60歳未満のそれは35.2%であって、いずれも全回答者のそれよりも低い。また雇用安定は高齢者の特徴であって、観察期間中（1969～79）に企業間移動をしなかった者の比率は、全回答者について67.1%、また1969年時の部分引退者について67.5%であった。いわばキャリアー職務離脱に伴う雇用安定性の低下は、僅少である。なお繋ぎ職務の属する産業ないし職業とキャリアー時の所属産業ないし職業との関係を見ると、産業の同一である場合が36.8%、職業の同一である場合が38.8%、産業もしくは職業の同一である場合が51.6%、産業および職業の同一である場合が23.9%であった。なお賃金収入は、そのセクター-特殊的熟練が重要であればあるほど所属産業・職業を変えない方が有利であろう<sup>85)</sup>。

従来の高年齢労働者調査は「引退」もしくは「非引退」の2分法をとってきたが、その中間に位する「部分引退」は、一般に信じられている以上に広汎かつ長期間におよぶ。表6によると、全労働者の少なくとも1/2が生涯のどこかで部分引退し、完全引退までの平均期間は5.2年である。部分引退の年齢を見ると、62歳未満は少なく、62歳から67歳までが多く、それを過ぎると徐々に低下する。とくに66歳～67歳層では回答者の1/5以上が部分引退しており、また64歳から73歳までは、どの年齢階級についても少なくとも1/7が部分引退していた。部分引退してなおキャリアー職務に就いているのは6.2%にすぎず、部分引退は、主としてキャリアー職務外でおこなわれる<sup>86)</sup>。最後に完全ないし部分引退状況

84) Christopher J. Ruhm, "Bridge Jobs and Partial Retirement", *Journal of Labor Economics*, Vol. 8. Nr. 4, October 1990, pp. 482～486.

85) *Ibid.*, pp. 487～489.

86) *Ibid.*, pp. 490～492.

表 5

Labor Force Status in 1969, 1975, and 1979 (by %)

	1969			1975			1979			N
	Not Retired	Partially Retired	Retired	Not Retired	Partially Retired	Retired	Not Retired	Partially Retired	Retired	
All workers	78.0	8.4	13.6	19.9	18.9	61.3	9.0	16.6	74.4	6,633
Age in 1969:										
58-59	87.1	5.1	7.8	31.7	16.8	51.5	11.1	18.7	70.2	2,391
60-61	79.3	7.8	12.9	14.7	21.3	64.0	8.1	16.5	75.4	2,194
62-63	65.9	13.0	21.1	11.6	18.7	69.7	7.4	14.3	78.3	2,048
Sex:										
Male	80.6	7.8	11.6	20.6	19.5	59.9	9.3	17.6	73.1	5,179
Female	68.7	10.7	20.7	17.2	16.6	66.2	7.6	13.3	79.2	1,454
Race:										
White	78.7	8.0	13.2	19.8	18.9	61.3	8.9	16.8	74.3	5,931
Nonwhite	71.8	11.5	16.7	20.5	18.7	60.8	9.4	15.2	75.4	702
Education:										
<9*	73.9	9.8	16.3	17.0	19.7	63.3	8.2	16.6	75.2	3,373
9-12	81.9	7.2	10.9	20.1	18.6	61.3	8.3	16.6	75.7	2,275
>12	83.0	6.3	10.7	29.0	16.7	54.3	13.1	18.0	68.9	985

SOURCE.—Social Security Administration, Retirement History Longitudinal Survey (1969, 1975, 1979). Includes head of households remaining in sample through 1979. Labor force status is self-reported by respondent.

\* Includes persons not reporting years of education received.

表 6

Frequency and Duration of Partial Retirement

	% of Respondents Partially Retired									
	All Workers	Sex		Race		Education			Pension	
		Male	Female	White	Nonwhite	<9*	9-12	>12	Covered	Other
Age at time of survey interview: <sup>†</sup>										
58-59	5.1	4.9	5.8	4.9	6.3	6.0	3.7	5.4	4.3	5.4
60-61	7.8	7.0	10.9	7.4	11.7	8.3	6.7	8.8	5.8	8.9
62-63	13.0	12.6	14.7	12.7	15.9	14.7	12.7	8.2	7.5	16.1
64-65	18.2	18.2	18.0	18.1	18.6	19.4	18.3	13.8	12.5	21.3
66-67	20.3	21.1	17.2	20.4	18.9	20.7	19.9	19.4	13.7	24.0
68-69	18.6	19.4	16.0	18.8	17.3	18.8	18.1	19.2	13.9	21.4
70-71	16.4	17.7	12.2	16.4	16.8	16.6	15.5	17.8	12.4	18.8
72-73	14.3	15.7	9.6	14.7	10.3	14.3	13.2	16.5	11.7	15.8
Number of interviews by which respondents had partially retired: <sup>‡</sup>										
≥1	45.2	45.7	43.3	44.8	48.4	46.6	44.7	41.2	34.4	51.2
≥2	25.6	26.0	23.9	25.4	27.2	26.7	24.5	24.1	17.3	30.2
≥3	13.2	13.3	12.5	13.1	13.5	14.4	12.1	11.3	8.3	15.9
Respondents who partially retired on career job	6.2	6.4	5.2	6.0	7.1	6.0	6.5	6.0	2.7	8.1
Expected duration of partial retirement (in years) <sup>§</sup>	5.2	5.6	4.6	5.2	5.2	4.9	5.1	7.6	4.0	5.6

\* Includes persons not reporting years of education.

† This panel shows the percentage of respondents of specified group partially retired during a single RHLS interview.

‡ This panel shows the total number of interviews at which the respondent reports being partially retired over the course the 10-year RHLS survey period.

§ Expected duration calculated as discussed in text.

からの逆行についてみると、部分引退者の26.1%が「非引退」化し、完全引退者の24.9%が労働力に再参入している<sup>87)</sup>。

残るは回帰分析であって、表7と表8はそれを示す。表7の従属変数は、キャリアー職務離脱年齢、同離脱後の労働力化年数、および同離脱後のセクター(産業・職業)移動率であり、表8の従属変数は、部分引退とその年数、部分引退の「非引退」化、完全引退からの逆行である。説明変数は、表7および表8をつうじて基本的に同じである。なお従属変数が連続的な場合には通常の最小自乗法、2値的な場合には最尤ロジット・モデル、またセンサリングによる推定が有意の場合にはコックスの比例ハザード・モデルが用いられている<sup>88)</sup>。

表 7

## Regression Estimates for Partial and Reverse Retirement

Regressor	Dependent Variable					
	PART	YRSPRT	RVPRT		RVRET	
Female	-.458** (.13)	.130 (.16)	.492 (.43)	.501 (.43)	.233 (.42)	.245 (.42)
Nonwhite	-.274** (.10)	.128 (.11)	.705* (.31)	.716* (.31)	-.212 (.30)	-.271 (.31)
Married	.240* (.12)	.043 (.14)	-.052 (.37)	-.046 (.38)	.863* (.377)	.889* (.379)
Education:						
<9	-.161* (.06)	.018 (.07)	-.155 (.24)	-.167 (.25)	-.024 (.20)	-.026 (.20)
>12	.024 (.09)	-.179 (.10)	.500 (.36)	.490 (.36)	-.249 (.31)	-.227 (.31)
Income ÷ 1,000	-.330** (.03)	.071* (.03)	.038 (.10)	.037 (.10)	-.227* (.09)	-.223* (.09)
Pension	-.538** (.06)	.136 (.07)	-.395 (.28)	-.399 (.28)	-.259 (.194)	-.284 (.196)
Age in 1971:						
60-61				.070 (.28)		.574* (.24)
62-63				-.247 (.25)		.426* (.19)
Estimation technique	LOGIT	HZRD	LOGIT	LOGIT	LOGIT	LOGIT

NOTE.—Standard errors are in parentheses. Dependent variable definitions: PART = dummy variable indicating partial retirement; YRSPRT = number of years partially retired (conditional on PART = 1); RVPRT = dummy variable indicating movement from partial retirement to not retired for persons partially retiring in 1971; and RVRET = dummy variable indicating reverse retirement for individuals retiring in 1971. The columns under RVPRT and RVRET indicate regressions with and without age as a regressor, respectively.

\*  $p < 0.05$ .

\*\*  $p < 0.01$ .

87) *Ibid.*, pp. 493~494.

88) *Ibid.*, pp. 494~495. なおコックスの比例ハザード・モデルについて註記しておく。いわゆる寿命データ(正の値のみをとるデータの多くはこれに属する)を理解する上で基礎的な概念の1つに、ハザード比があげられる。累積分布関数  $F(t)$  が密

表 8

Regression Estimates for Age Career Job Ends and Postcareer Employment

Regressor	Dependent Variable						
	AGE	POST	YEARS	IND	OCC	BOTH	
Female	1.495* (.64)	-.348* (.15)	.096 (.09)	-1.3E-3 (.09)	-.440 (.23)	-.785** (.23)	-.752** (.23)
Nonwhite	.115 (.49)	-.018 (.12)	.061 (.07)	.095 (.07)	-.238 (.16)	-.305 (.16)	-.297 (.16)
Married	.827 (.56)	-.097 (.13)	-.038 (.08)	-.134 (.08)	-.041 (.20)	.075 (.20)	.020 (.19)
Education:							
<9	-.340 (.31)	.019 (.07)	.117* (.05)	.138** (.05)	.090 (.10)	-.020 (.10)	.017 (.10)
>12	.369 (.84)	-.052 (.10)	-.279** (.07)	-.351** (.07)	-.003 (.15)	-.477** (.15)	-.286 (.15)
Income ÷ 1,000	.564** (.14)	-.131** (.03)	.026 (.02)	.000 (.02)	-.249** (.05)	-.253** (.05)	-.330** (.05)
Pension	4.54** (.31)	-1.150** (.07)	.563** (.05)	.262** (.05)	.350** (.11)	.189 (.11)	.300** (.11)
Age career job ends				.143** (3.7E-3)			
Estimation technique	OLS	LOGIT	HZRD	HZRD	LOGIT	LOGIT	LOGIT

NOTE. Standard errors are in parentheses. Dependent variable definitions: AGE = age career job ends; POST = dummy variable indicating postcareer job labor force participation (PLFP); YEARS = number of years of PLFP; IND = industry change following career job; OCC = occupation change following career job; and BOTH = industry and occupation change following career job. YEARS, IND, OCC, and BOTH conditional on PLFP > 0. The two columns under YEARS indicate regressions without and with age career job ends as a regressor, respectively.

\*  $p < 0.05$ .  
 \*\*  $p < 0.01$ .

度関数  $f(t)$  をもつとき

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1-F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

をハザード比（または危険率）と呼ぶ。 $\lambda(t)$  を  $t$  の関数とみなした場合，ハザード関数（または危険度関数）という。ところで寿命試験では，経済性の観点から途中で観測が打ち切られるが，このようにまだ寿命のきていない個体の観測打ち切りをセンサリング (censoring) と呼ぶ。したがってセンサリングには時間によるもの（タイプ I センサリング）と個数によるもの（タイプ II センサリング）がある。いまデータが  $(t_1, C_1), \dots, (t_n, C_n)$  で与えられるとしよう。ただし時間  $t_i$  は個体  $i$  の観察期間で， $C_i = 1$  であればその時点で死亡， $C_i = 0$  であればその時点では生存していたが，以後は観測不能（センサリング）とする。さらに個体  $i$  に対して共変量  $Z_i$  が観測されていると仮定する。たとえば寿命そのものへの関心に加えて，治療効果を調べたいとき，それは共変量である。個体  $i$  がかかる共変量  $Z_i$  をもつとき，そのハザードが

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t) \exp(\beta Z_i)$$

と書けるようなモデルを，比例ハザード・モデルという。右辺のハザード  $\lambda_0(t)$  は

さて表7と表8は多くを語りかける。年金制度の適用下にある者はキャリアー雇用期間が長く、繋ぎ雇用の頻度と期間は少なくかつ短く、労働力化を前提としたセクター間移動性は高く、完全ないし部分引退状況からの逆行は相対的に稀である。高賃金かつ高学歴の者はキャリアー雇用期間が長く、キャリアー後の労働力化率は低く、逆引退も稀である。なお、性、人種、および配偶関係については、パターンはさほど一貫していない。ただし女子と非白人が繋ぎ雇用に移る際のセクター間移動性は低い。また未婚者に比較して既婚者は、キャリアー雇用期間が長いだけでなく、キャリアー後の労働力化に際しては繋ぎ雇用期間が長く、部分引退化することが多く、かつ逆引退傾向も大きいとみられる<sup>89)</sup>。

以上のようにキャリアー雇用と完全引退との間に諸種の状況が介在するのだから、現在の異時点的労働供給モデルでは不充分であろう。このモデルでは引退以前のキャリアー職務離脱を説明しようとするれば、企業年金ないし公的年金の刺激による他ない。だが繋ぎ雇用が広くみられるのは企業年金の非適用者であるし、またほとんどのキャリアー雇用は62歳までに終る。とすればキャリアー後の労働力化状況の説明には、現行モデルをもっと拡大して諸種の要因を明示的に含ませるべきであろう<sup>90)</sup>。ルームはかく主張するのである。

#### 4. A・B・クリューガーとJ・ピシュケの場合

社会保障の富と高齢者の労働供給との関係についてはラジャーもふれたところだが、1977年社会保障法修正のインパクト計測をつうじてその点を具体的に究明したのが、クリューガーとピシュケの2人である。1972年までのアメリカの社会保障給付月額額は、平均名目賃金収入月額を基準にして基礎額が算出され、通常の引退年齢(65歳)で引退すれば基礎額に等しい給付が支給され、62歳で引退すれば基礎額の80%相当の給付が支給され、65歳すぎでの引退には給付調整はないというものであった。1972年修正は、その間に進行したインフレーションに給付を調整させようとしたものだが、インフレ調整済みの賃金収入を基準とする自動調整方式がとられたため、二重指数化(double indexation)を招く結

---

基準ハザードと呼ばれ、各個体  $i$  には依存しない。このモデルは D・R・コックスによって提案されたため、冒頭の名称が与えられているが、実用性は高いといわれている。以上は、もっぱら竹内啓編集『統計学辞典』(東洋経済新報社, 1989年)による。

89) C. J. Ruhm, *op. cit.*, pp. 496~497.

90) *Ibid.*, pp. 498.



果となり，社会保障給付の上昇率がインフレ率を上まわってしまった<sup>91)</sup>。

1977年修正はかかる二重指数化を除去しようとしたもので，具体的には平均的労働者の給付基礎額を引退前賃金収入の44%にとどめようとして，給付が引下げられることになった。その適用は，同修正法案の通過時に60歳以下であった者（1916年以降に生れた者）に限定される。図13は，従来どおり二重指数化が実施されたとした場合の給付水準と1977年修正による給付水準との開きを65歳引退者についてみたものである。これは「給付のクサビ状の落ち込み」（‘benefit notch’）として知られ，その世代を ‘notch generation’ と呼ぶ<sup>92)</sup>。

クリューガーとピシュケは，非常に単純な労働供給モデルを前提とし，分析の焦点を①社会保障給付の富効果（wealth effect）と②同給付の年金数理的な潜在的「非中立性」（“non-neutrality”）に限定する。その推定方程式は， $\bar{H}_{a,c}$  をコーホート  $c$  の  $a$  歳時における平均就労週数， $SSW_{c,a}$  をその社会保障の富， $G_{c,a}$  をその富の成長率， $A_a$  を年齢ダミー変数（ $a$  歳であれば1，そうでなければ0）， $\alpha, \beta, \gamma, \delta$  をパラメーターとす

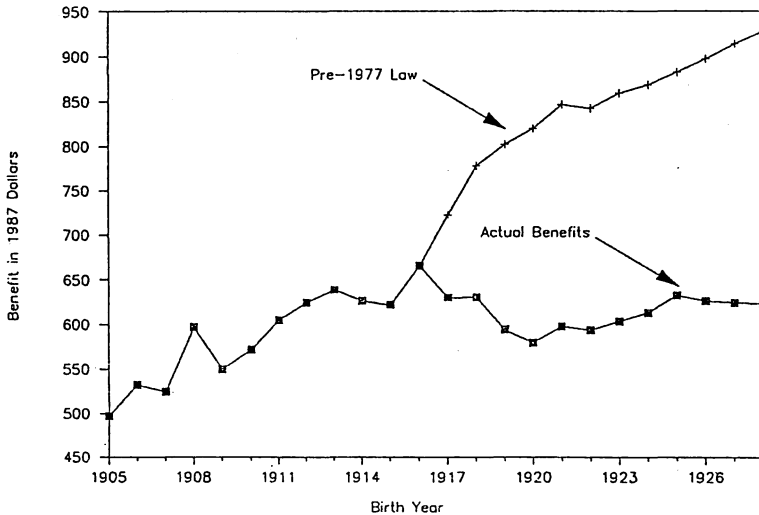


図 13

91) Alan B. Krueger and Jörn-Steffen Pischke, “The Effect of Social Security on Labor Supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 10, Nr. 4, October 1992, pp. 416~417.

92) *Ibid.*, pp. 418~419.

れば

$$\ln(\bar{H}_{a,c}) = \alpha + \beta \ln SSW_{c,a} + \gamma \ln G_{c,a} + \sum_{a=61}^{68} \delta_a A_a$$

である。さらに  $T_t$  を年次ダミー変数 ( $t$  年を 1, その他の年を 0) とし,  $\xi_t$  を期間効果 (a period effect) とすれば

$$\ln(\bar{H}_{a,c}) = \alpha + \beta \ln SSW_{c,a} + \gamma \ln G_{c,a} + \sum_{a=61}^{68} \delta_a A_a + \sum_{t=76}^{87} \xi_t T_t$$

が得られる。なお労働供給指標として従属変数に労働力率や引退率をとる場合には, 推定式は線形ではなくてロジット方程式となる。 $p$  を労働力率または引退率とし,  $\mathbf{X}$  を説明変数ベクトルとすれば

$$p = 1 / (1 + e^{-(\mathbf{X}\beta + \epsilon)})$$

である<sup>93)</sup>。

さてクリューガーとピシュケによる推定結果は, 表9~11に示されている。ただし従属変数には対数もしくは対数オッズ比が用いられている。まず表9をみよう。最初の2列は, 社会保障の富と労働力率との間に負の有意の関係(その値も大きい)のあることを示す。ただし符号は, 社会保障の富成長の計測インタバルの如何に感応的だという。最後の2列は, 年次ダミー変数を回帰方程式に加えたものだが, 時間経過が社会保障の富の係数符号を変化させ, かつ統計的に非有意ならしめることを示す。また年齢ダミー変数の係数値をみると, 62歳に達した後, とくに65歳に達した後労働力率が急落している。社会保障法にいう「通常の」(“normal”)引退年齢と「早期」(“early”)退職年齢が, 高年齢者労働力率の激減期と一致していることは明らかである。<sup>94)</sup>

93) *Ibid.*, pp. 425~427. なお社会保障の富は,  $T$  を平均余命,  $B$  を実質年間社会保障給付,  $r$  を利子率とすれば

$$SSW_{c,a} = \sum_{i=a}^T B_{c,a} (1+r)^{a-i}$$

で表わされる。

94) *Ibid.*, pp. 429~430. なお対数オッズ比について註記しておく。表は, 同種の製品を生産する2つの工程の不良率を比較するためにとられたデータである。周辺和  $y_{1\cdot}$ ,  $y_{2\cdot}$  すなわち 300, 200は, あらかじめ設計された標本の大きさである。確率モデルとしては, 2つの独立の2項分布の積

$$\begin{pmatrix} y_{1\cdot} \\ y_{11} \end{pmatrix} P_{11}^{y_{11}} P_{12}^{y_{12}} \times \begin{pmatrix} y_{2\cdot} \\ y_{21} \end{pmatrix} P_{21}^{y_{21}} P_{22}^{y_{22}}$$

表 9

The Effect of Social Security on the Log-Odds Ratio of the Labor Force Participation of Older Men, 1968-73

Independent Variable	Coefficient			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Log Social Security wealth	-1.291 (.111)	-1.421 (.112)	.161 (.190)	.089 (.291)
Growth of Social Security wealth	...	-.450 (.153)	...	-.087 (.261)
Age 61	-.215 (.046)	-.218 (.043)	-.191 (.026)	-.192 (.027)
Age 62	-.618 (.046)	-.580 (.044)	-.590 (.025)	-.583 (.032)
Age 63	-.764 (.046)	-.717 (.046)	-.862 (.028)	-.850 (.047)
Age 64	-.846 (.049)	-.792 (.049)	-1.066 (.038)	-1.048 (.065)
Age 65	-1.382 (.052)	-1.345 (.050)	-1.714 (.050)	-1.695 (.074)
Age 66	-1.596 (.053)	-1.559 (.051)	-1.947 (.052)	-1.929 (.077)
Age 67	-1.783 (.053)	-1.742 (.052)	-2.148 (.054)	-2.128 (.081)
Age 68	-1.875 (.054)	-1.833 (.053)	-2.260 (.057)	-2.240 (.085)
Year 1969	...	...	-.060 (.020)	-.052 (.033)
Year 1970	...	...	-.114 (.024)	-.102 (.046)
Year 1971	...	...	-.200 (.033)	-.187 (.050)
Year 1972	...	...	-.289 (.033)	-.266 (.077)
Year 1973	...	...	-.460 (.052)	-.444 (.071)
$\sigma_e$	.079	.073	.042	.042

NOTE.—Data consist of group means for men ages 60-68. Sample size is 54. Standard errors are shown in parentheses. Each equation also includes an intercept.

良否 \ 工程	不良	良	計
1	48	252	300
2	24	176	200
計	72	428	500

を想定するのが自然であろう。ただし  $P_{i1}$  は工程  $i$  の不良率，故に  $P_{i2}=1-P_{i1}$  である。このときの帰無仮説は

$$H_0 : P_{11} = P_{21}$$

であり，2項分布の同等性の仮説と呼ばれる。 $H_0$  が成立しないとき工程の差を表わす測度としては

表10は、社会保障法の1977年修正が適用されたコーホートと適用されなかったコーホートについて、労働供給の3指標に及ぼす法修正の効果を示したものである。法修正は、適用コーホートの社会保障の富の期待額を大きく減少させたが、その結果どの指標についても、適用コーホートの労働供給は非適用コーホートのそれを下まわったことになる。なお定年制は、法修正適用グループの労働力化率を低下させ、引退率を高めていることが分かる。<sup>95)</sup>

最後に表11をみよう。第1列と第2列は、1976年～88年の全コーホートの労働力率にたいする社会保障の富の効果を示すものである。係数は負で統計的に非有意だが、重要なのは、係数値の大きさが1968年～73年の場合(表9)の1/6以下であることであろう。第3列と第4列は、法修正後の給付額「落ち込み」コーホートに限定されるが、その効果は正かつ統計的に非有意である。第5列と第6列は、時間経過効果を一定にするために年次ダミー変数集合を導入したもののだが、計測結果は正かつ統計的に非有意である。なお表示されていないが、年齢ダミー係数は表9同様に負であって、62歳および65歳からの労働力率の激減がみられるという。<sup>96)</sup>

クリューガーとピシュケの最終的な結論はこうだ。1977年の社会保障法修正による給付格差の出現は、社会保障の引退に及ぼす効果をテストする格好の機会を与えたが、実証分析の示すところでは、給付落ち込み(notch)世代についていえば、社会保障の富の変動を労働供給の変動にリンクせしめる有意の証拠はほとんどない(とくに表11)。一方62歳(社会保障の受給可能な最低年齢)周辺と65歳(通常の間受給年齢)周辺で労働力退出の大幅な増加がみられる。他方1970年代の社会保障給付の成長は、その時期の男子労働力率低下の6/1以下しか説明しない。また給付「落ち込み」世代は、社会保障の富の低下にもかかわらず労働供給を低下せしめており、このことは、過去の社会保障の富効果の時系列値(負)が過大評価されている可能性を物語る。政策上の含意をいえば、社会保障給付の切下げを立法化することによって早期引退化トレンドを抑制緩和することは、おそらく

$$\text{絶対リスク} : P_{11} - P_{21}$$

$$\text{相対リスク} : P_{11} / P_{21}$$

$$\text{オッズ比} : \{P_{11} / (1 - P_{11})\} / \{P_{21} / (1 - P_{21})\} = P_{11} P_{22} / P_{12} P_{21}$$

などが提案されている。その対数が対数オッズ比であって、 $\log(P_{11} P_{22} / P_{12} P_{21})$ である(竹内啓編『統計等辞典』東洋経済新報社)。

95) *Ibid.*, pp. 430～431.

96) *Ibid.*, pp. 432～433.

表 10  
The Effect of the 1977 Amendments to the Social Security Act on Male Labor Supply

Independent Variable	Dependent Variable								
	Log-Odds Ratio LFP Rate			Log-Odds Ratio Proportion Retired			Log Weeks Worked		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Covered by 1977 amendments (1 = yes)	-.212 (.023)	-.022 (.033)	-.008 (.034)	.287 (.026)	.046 (.034)	.007 (.032)	-.111 (.013)	-.036 (.019)	-.044 (.019)
Mandatory retirement dummy*	...	...	-.070 (.050)	...	...	.196 (.041)	...	...	.035 (.022)
12 year dummy variables	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
8 age dummy variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	.977	.986	.986	.978	.987	.989	.999	.999	.999

NOTE.—Data consist of group means by age (60–68) and year derived from the Current Population Survey. Labor force participation and retirement data cover the period 1976–88, and annual weeks cover the period 1975–86. Sample size is 117. Equations also include an intercept. Standard errors are shown in parentheses.

\* This variable equals one for age groups that were subject to mandatory retirement in years in which mandatory retirement was legal, and zero otherwise.

表 11

## The Effect of Social Security on the Log-Odds Ratio of the Labor Force Participation Rate of Older Men in the Notch Period

Independent Variable	Sample					
	1976-88		Notch Period*		1976-88	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Log Social Security wealth	-.199 (.231)	-.191 (.223)	.178 (.268)	.105 (.265)	.004 (.166)	.036 (.173)
Growth of Social Security wealth	...	1.562 (.503)	...	1.318 (.711)	...	.546 (.787)
Mandatory retirement dummy	.124 (.055)	.170 (.055)	...	...	-.072 (.047)	-.084 (.050)
8 age dummy variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
12 year dummy variables	No	No	No	No	Yes	Yes
$\sigma_e$	.148	.143	.120	.117	.093	.094
F-statistic† [p value]	...	...	2.899 [.003]	2.390 [.014]	...	...
Sample size	117	117	51	51	117	117

NOTE.—Equations also include an intercept. Standard errors are shown in parentheses. The mean labor force participation rate for cols. 1, 2, 5, and 6 is .453, and .457 for cols. 3 and 4.

\* The notch period consists of observations from cohorts born between 1916 and 1921.

† F-statistic for Chow test of parameter constancy between the sample composed of the notch cohorts and the sample composed of the other cohorts.

困難であろうと。<sup>97)</sup>

#### IV あとがき

過去の実証研究としてなお言及されるべきものに、「状態依存」(state dependence)の問題がある。その意味するところは、 $t-1$ 期に働いていなかった者が $t$ 期に引退している尤度は、 $t-1$ 期に働いていた者のそれよりも大きいというにある。E・P・スレードはその点を究明し、キャリア雇用期間を終えて完全引退するまでの労働 sequence 変動の大きい期間においては、状態依存の「かなりの」(substantial)証拠の存することを指摘している。<sup>98)</sup>

さてラジアーの定年制論議は確かにユニークなものだが、ユニークであることは直ちに

97) *Ibid.*, pp. 434~435.

98) Frederic P. Slade, "Retirement Status and State Dependence: A Longitudinal Study of Older Men", *Journal of Labor Economics* Vol. 5, Nr. 1, January 1987, pp. 102~103.

正しいことを意味しない。大橋勇雄氏は、その点を次のように指摘している。

① 賃金の流れが前段階で生産性を下まわり，後段階で上まわるというモデルは，ラジャーのモデルから数学的に導出されたものでなく，単に仮定されているにすぎない。

② 定年は，当該企業での生産性と留保賃金とが等しくなるところに決定されるというが，実際には，生産性が留保賃金を上まわった状態で労働生涯の終ることが多いし（企業特殊熟練の存在は無視できない），また生産性と留保賃金が一致しようとしても，すべての人が同一年齢時にその一致をみるとは限らない。

③ 不正行為（怠けなど）を理由に解雇するには，職務記述がすべてに完全でなければならないが，不断に変化する企業環境の下では，それは不可能に近い。記述し切れない部分への対応の如何が，効率性を決定する。要するに余程の怠けでないと解雇はできない。

④ 労働者に労働契約を積極的に履行させるには，勤務内容の正確な監視・評価が必要であるが，実際には四六時中それを行なうわけにいかず，長期的な評価とそれによる昇進差別，すなわち内部昇進制が活用されざるをえない。その意味では，「代理的管理」を論じながら定年制と内部昇進制との関連を否定するラジャーの主張は，いただけないと。<sup>99)</sup>

大橋勇雄氏の指摘そのものは，正しいであろう。批判点①はその通りだが，同時に低い初任給から出発する日本の年功賃金の論議を想起させる。批判点②については，ラジャー自身も，一律定年制の説明が過去の定年論では充分でないことを認めながら，自らはそれを解明していない。批判点③は，ラジャーの現実への特異な接近ともいえるが，労働者の努力水準が期待どおりでないことを不正行為（malfeasant behavior）と呼ぶことには，抵抗感があるろう。またそれと企業物品の持出し・売却とを同列に論じること，異和感があるろう。批判点④は，定年制を経済理論だけで説明することの限界を示す。代理的管理は経済学そのものではない。

なお早期退職を促がすための企業年金利用については，日本にもすでに実例がみられる。<sup>100)</sup> ラジャーの先見の良さを示すものであろう。

追記 88) および 94) については橋本紀子助教授の教示を得た。

99) 大橋勇雄『労働市場の理論』（東洋経済新報社，1990年）57～59ページ。

100) 1994年（平成6年）3月28日付の『日本経済新聞』は，「朝日新聞が転進年金導入」との見出しで，同社が，45歳から58歳の社員を対象に早期退職を条件に，1993年分年収の半額を定年の60歳まで支給する制度を導入したことを報じている。