

効率的賃金理論と日本の賃金構造

植田和男・岡崎敬子

1. はじめに

賃金水準がどのようなメカニズムによって決定されるかは、労働経済学だけでなくマクロ経済学にとっても極めて重要な問題である。標準的な労働需要曲線と労働供給曲線の交点で賃金水準が決まると考える新古典派的マクロ経済学は失業という現象を説明できない。また、時系列的にも国際比較でもかなりの安定性が確認されている産業間賃金構造についても、新古典派的賃金理論は労働者の質、年齢等の違いを考慮に入れたとしても十分に説明できない¹⁾。

労働意欲、従って労働生産性が賃金水準に依存するとするEfficiency Wage Theory(以下、EW理論)によれば、企業は既に雇用されている労働者の意欲を減退させるという危険をおかしてまで低い賃金で失業者を雇用しようとはしないかもしれない。また、賃金水準と労働意欲との関係が産業間で異なっていれば、労働者の質の差を考慮した後でも産業間に賃金格差が残る可能性がある²⁾。

EW理論は、このように新古典派的賃金理論に対立する有力な仮説として注目を集めているが、その現実説明力が十分に検討されたとは言いがたい。本稿の目的は日本の企業レベルの賃金データにEW理論的な動きが見られるかどうかを検討してみることである。

日本のデータを用いたEW理論の検討は次のような理由で興味深い。日本では賃金水準と企業業績の間に強い相関がしばしば観察される³⁾。こ

の事実の1つの解釈は賃金の決定要因に企業の支払い能力が含まれるというものであろう。しかし、佐野[1981]は、賃金と企業業績の相関はマクロないし産業レベルまで高いものの、企業レベルについてはかなり低くなってしまふことを示した。むしろ、佐野・小池・石田[1969]が大手企業の経営者に対するサーベイ調査で示したように、ある産業内の個別企業の賃金水準は、その産業の平均的な賃金水準、ないし世間相場を強く意識して決定される傾向がある。その後、労働省に引き継がれて賃上げの際に重視する要因が調査されているが、第1要因は企業業績、第2要因は世間相場という傾向が安定的にみられる。また世間相場として第1に参考にされるのは同一産業内の同格企業であるという事実も明かにされている。

この傾向はEW理論を用いて説明が可能である。すなわち、労働意欲が自己の受け取る賃金だけではなく、同一の産業内で類似の職種に就いている他の労働者の賃金にも依存するとするとまさに上で述べたような関係がEW理論の下で導かれる。ただし、佐野の分析は産業レベルのデータを用いている。本論文では企業データを用いること、労働者の質等の変数をコントロールすることによって分析の精度を向上させることとしたい。さらに、われわれは直接の検討の対象としないがShinkai[1980]等によって主張されたリーディング・セクター説(リーダーの賃金水準が他産業に波及するという仮説)もEW理論の枠組みで理解可能なものといえよう。

個別企業の賃金はその企業の属する産業の平均賃金の影響を強く受けるという性質は、必ずしも新古典派的賃金理論によって説明不可能ではない。労働者の企業間移動が同一産業内では容易であり、

1) Krueger & Summers [1986] 参照。日本については水野[1973]が同様の結果を報告している。

2) EW理論のサーベイとしてはKatz[1986]参照。

3) 例えば、植田・吉川[1983]参照。

表 1 賃上げ額決定の際の重要要素および世間相場基準(調査産業計)
(1) 賃上げ額の決定にあたり第一順位に重視した要素 (%)

年	企業業績	世間相場	労働力の確保・定着	物価上昇	労使関係の安定	その他
53	67.2	18.9	2.3	6.5	4.8	0.3
54	64.9	18.2	4.2	7.1	5.0	0.6
55	57.3	22.2	5.2	8.8	4.9	1.5
56	57.0	24.3	3.2	9.3	4.8	1.4
57	62.9	23.3	1.7	5.8	4.8	1.4
58	61.3	24.7	3.6	4.2	5.1	1.0
59	65.8	23.0	2.0	2.7	4.5	2.0
60	63.7	25.7	3.0	2.1	4.1	1.3
61	69.7	19.6	3.4	1.3	5.2	0.8
62	71.6	18.4	2.6	1.4	4.8	1.1

(2) 「世間相場」を重視した場合第一順位に参考にした他企業の種類 (%)

年	同一産業上位企業	同一産業同格企業	他産業	同一地域企業	系列企業	その他
53	12.3	46.7	5.5	17.4	16.1	2.1
54	12.4	46.0	4.0	18.5	16.9	2.2
55	12.6	49.9	6.0	16.2	13.3	2.1
56	18.5	44.2	5.0	16.5	13.9	1.8
57	12.4	50.5	8.1	13.2	14.7	1.1
58	11.5	49.3	6.0	14.3	16.9	2.0
59	10.4	51.6	7.9	12.3	15.4	2.5
60	12.6	47.6	7.8	15.7	14.5	1.7
61	12.1	52.8	5.8	11.3	15.5	2.5
62	13.0	46.9	6.6	13.6	17.4	2.5

出所: 「賃金引き上げ等の実態に関する調査」労働省

異なる産業間では相対的に困難であるとする、賃金は産業内では平準化する一方、産業間では格差を伴ったものとなりやすい。そこで、本稿では単に個別企業の賃金が高企業の影響を受けるかどうかという点を検討するだけでなく、そのような性質が仮に存在したとすると、それがEW理論と、新古典派的理論のどちらで解釈することが適当であるかという点についても考察してみることにする。

以下、第2節で分析の理論的な背景を簡単に説明した後、第3節で賃金関数の推定を行なう。さらに第4節では得られた結果の解釈について検討する。第5節は分析結果の要約とそのインプリケーションの吟味にあてられる。

2. 理論的枠組み

Katz [1986] に従って、次のようなEW理論の表現を用いることにしよう。いま、各企業の短期

的生産関数は $Q = aF(eL)$ の形に書けているとする。ここに a は生産性に関連したパラメーター、 L は労働投入量、 e は労働者1人あたりの労働意欲ないし効率性である。EW理論の中心的な仮定は e が賃金水準に依存しているという点である。ここでは当該の労働者に支払われる賃金水準だけでなく、その産業の、あるいは経済全体の平均賃金が e に影響を与えると考えよう。Akerlof [1984] によれば、労働者は他人と比べて自分が公正に処遇されていないと感じれば仕事を怠ける。また公正かどうかの判断は他人との賃金比較によってなされる。よって

$$e = e(W, WI, WA) \quad (1)$$

となる。 WI, WA はそれぞれ労働者の属する産業の平均賃金、経済全体の平均賃金である。企業が

$$paF(eL) - WL$$

を最大化するように (p は生産物価格) 労働投入量、及び賃金水準を決

定するとすると⁴⁾、最適化のための1次条件は

$$e'(W/e) = 1 \quad (2)$$

$$epaF'(eL) = W \quad (3)$$

となる。特に、(2)式を賃金について解くことにより、最適賃金 W^* は

$$W^* = W^*(WI, WA) \quad (4)$$

の形に表わすことができる。すなわち、個別企業の設定する賃金はその産業及び経済全体の平均賃金に依存する。

これに対して標準的な新古典派賃金理論によれば賃金水準は労働者の質、職種(これらをまとめて Z とする)によって完全に説明される。

$$W = W(Z) \quad (5)$$

そこで、次節以降の実証分析においては(4)式と(5)式のいずれが日本の賃金構造をよりよく説明

4) このことはある程度の労働移動コストがEW理論の枠組みでも仮定されていることを意味する。

表 2 賃金関数の推定結果

	(A)		(B)		(C)		(D)	
	S	L	S	L	S	L	S	L
定 数	-31.9 (-2.57)	20.9 (1.87)	-67.0 (-6.71)	-93.7 (-11.2)	-122 (-9.32)	-110 (-12.0)	-150 (-12.1)	-122 (-12.8)
PR	2.20 (6.27)	7.66 (12.5)	.762 (2.66)	3.83 (8.84)	1.05 (3.72)	3.98 (9.23)	1.42 (4.90)	4.57 (10.2)
Male	108 (13.2)	35.0 (3.35)	60.9 (8.92)	40.4 (5.74)	91.2 (11.6)	51.4 (6.89)	116 (14.9)	64.6 (8.33)
Age	.267 (8.04)	.330 (8.25)	.0881 (3.19)	.173 (6.24)	.109 (4.06)	.167 (6.07)	.147 (5.32)	.178 (6.18)
EX	.326 (9.58)	.205 (5.04)	.228 (8.35)	.200 (7.25)	.207 (7.74)	.183 (6.61)	.211 (7.63)	.172 (5.89)
WT			.754 (22.9)	.790 (32.3)	.389 (6.43)	.578 (10.2)		
WA					.472 (7.12)	.256 (4.15)		
WIR							.0842 (1.32)	.320 (5.17)
WAR							.756 (11.5)	.534 (8.49)
R ²	.425	.443	.638	.743	.655	.748	.636	.722
s. e.	35.5	34.9	28.2	23.7	27.5	23.5	28.3	24.7

注: 1. ()内は T-値。

2. WIR, MAR はそれぞれ WT, WA より自らの賃金を控除したものの。

するかという観点から両仮説を比較してみることにする。

3. 賃金関数の推定

前節の(4)式と(5)式の比較に当たって、労働者の質、職種等の変数を考慮にいたった後でも産業や経済全体の平均賃金が個別企業のその動きに影響力を持つかどうかという方法で分析を進めることにする。もしそのような傾向が観察されれば、日本の賃金の動きの解釈に際してEW理論的な考察が無視できないということになる。

分析に用いるデータは日本開発銀行の企業財務データベースより抽出した。データベースに含まれる企業は東証上場企業全体とおおまかに一致する。われわれは分析の対象を製造業に限り、その中から9つの産業を選んだ。計算能力との関係で各産業の従業員数で見た上位10社をサンプルとするとともに企業規模の違いから生じる情報をも用いるために、各産業のやはり従業員数でみて下位10社についてのサンプルも考慮することとした。賃金は平均月額給与であり、時間外手当を含むがボーナスを含まない。労働者の質を示す変数

としては従業員中の男子の比率 *Male*, 平均勤続年数 *EX*, 平均年齢 *Age*, さらにこれらで捉えられない要因をまとめて代表しているものとして労働者1人あたり平均付加価値生産性 *PR*⁵⁾ を検討の対象とした。データはさきに述べた180社についての1978年から1987年までの個票である(使用したデータのより詳しい解説はデータ付録参照)。

表2に賃金関数の推定結果がまとめられている。推定方法は最小二乗法を採用した。第(A)式は通常の新古典派型の定式化を用いた結果を大企業、中小企業両部門について(以下、同様)示している。男子比率、勤続年数、年齢、さらに付加価値生産性が予想される符号で有意であることがわかる。

次に、EW理論型の定式化に従って(B)、(C)の各式を推定した。大企業、中小企業両部門において産業だけでなく、経済全体の平均賃金が有意である。また、重相関係数(自由度修正済み)、推定式の標準誤差で判断しても(B)、(C)の方が(A)に比べて優れていることを示している。

産業や経済全体の平均賃金が有意であることの解釈は一通りではない。新古典派的立場に立てば労働者や職種の特性を示す変数が推定式に十分含まれていないために、たまたま平均賃金の影響が

5) 付加価値生産性はプロフィットシェアリング的な賃金決定の側面を捉えているとも考えられるし、他の変数によって十分捉えられていない労働者や職種の特性を企業毎に集計して捉えているとも解釈できよう。また、賃金データが超過勤務時間について調整されていないので、やはり労働時間の影響を受ける生産性がその調整を行っている側面もある。

有意に検出されていることになる。しかし、ここでは上記データベースから得られる労働者の特性を表わす変数はすべて含めたつもりである。

平均賃金には自らの賃金が含まれているために、同時方程式バイアスが発生している可能性もある。この点を検討するために、産業、及び経済全体の平均賃金から自らの賃金を控除して平均賃金変数をつくり直し、これらを用いて推定をした結果が(D)である。係数には若干の変化が見られるものの、推定結果はおおむね(B)、(C)と同様である⁶⁾。

以上より判断して、日本の賃金構造にはEW理論と矛盾しない特徴があるといえよう。ただし、全ての推定式において労働者の特性を表わす変数も有意に効いており、新古典派的メカニズムは見逃すことのできない重要性を持ったものであることにも注意が必要である。

既に第1節で述べたように、各国の産業間賃金構造には労働者、職種の特長だけでは説明できない格差が存在する。これは企業別データのレベルでは賃金関数に産業別ダミーが入っているという形で表現することができよう。われわれの結果は、これが単に産業別ダミーという形ではなく、産業の平均賃金というよりEW理論的な表現を持つものであることを示している⁷⁾。

他方、日本のこれまでの賃金関数に関する分析との関連で言えばいわゆる世間相場の影響がミクロの企業別データを用いて確かめられたことになる。我々は、労働者の特性のようなミクロ変数をコントロールしてもマクロの賃金変数が有意であることを見いだしたのである⁸⁾。

4. 世間相場とEW理論

表2で得られた結果の解釈についていまいし考

6) この他にも同一時点での異なった企業の誤差項同士に相関があれば推定結果にバイアスが発生する。

7) 産業別ダミーを(B)等に加えると若干のダミーは有意であるが平均賃金の有意性は変わらない。

8) 翁・吉川・竹内[1989]はやはり個票データを用いて世間相場的な賃金決定メカニズムの存在を検査している。しかし、彼らは労働者の特性を示すような変数についてコントロールしていない。

察を続けてみよう。仮に新古典派的立場に立つとしても第(5)式で示されるような水準に賃金が等しくなるのは長期的な均衡においてであろう。短期的には様々な要因で賃金が(5)式の水準から乖離する。これらのうちの一部は変数PRで捉えられているが、その他の要因の1つとして労働の移動コストをとりあげてみよう。

労働者が企業間、産業間を移動するに際しては様々なコストが発生する。移動コストは異なる産業に移るときには大きい同一産業内での移動に際しては小さいものと仮定してみよう。現実の経済では需要、供給両面から様々なショックが発生するが、その多くは産業に固有のものであろう。産業に固有のショックはその産業の様々なタイプの労働者に対する需給を同一方向に変化させる。仮に、労働の産業間移動コストが重要でなければこれらの変化は他産業に速やかに波及し産業間賃金格差は発生しない。ところが、移動コストが無視できない大きさであるとすると、ある産業の様々なタイプの労働者の賃金は他の産業のそれに対して一様に高くなったり、低くなったりする。すなわち、産業内の賃金が連動する傾向を示すであろう。こうして、労働者の特性が同じでも産業間では賃金格差が発生するとともに、1産業内では賃金の連動性の傾向が観察されるようになる。このような効果を表2の(B)は捉えている可能性がある⁹⁾。

労働の他産業への移動コストが高いような産業では以上のような理由で産業の平均賃金が入った定式化が説明力の高いものとなる。逆に移動コストが低い産業ではこの定式化の説明力はそれほど高くないといえる。従って、推定式(B)の誤差項の大きさは移動コストを表わすような変数とマイナスの相関を示すはずである。

他方、同一産業内での賃金の平準化がEW理論によって解釈できるとする場合についてもそのメカニズムをやや詳細に検討してみよう。労働組合が産業内の賃金の平準化に重要な役割をはたしているという事実が小池[1962]によって指摘さ

9) ただし、この解釈では経済全体の平均賃金の影響は説明できない。

れている。小池は繊維産業と鉄鋼産業について調査した結果、各企業の労働組合のお互いの情報交換を含む協調的活動の成果として同一産業内では賃金が平準化する傾向のあることを明かにしている。このような労働組合の協調的活動およびそれに基づく賃金の平準化は、EW 理論的な解釈が可能である。すなわち、同一産業内では似かよった労働に従事する労働者同士はお互いの賃金を意識し、それが生産性に影響を与えるというのがEW 理論であるが、これが経営者の賃金設定行動に影響を及ぼすには労働組合の存在が重要であると考えるのである¹⁰⁾。

この解釈によれば賃金の産業内における平準化傾向は労働組合組織率が高い産業ほど強いと考えられる。すなわち、表2の(B)のような定式化は組合組織率の高い産業で相対的に説明力が高くなる。従って、推定式の残差を見れば組織率の低い産業で大きくなっていると期待される。

推定式(B)の誤差項の大きさを産業別に見れば、以上のような理由で新古典派理論の下では労働移動コストとマイナスの相関を、EW 理論の下では労働組合組織率とマイナスの相関を示すはずである。

そこで、推定式(B)の誤差項の自乗を各産業について時系列及び産業内の企業について和をとり、産業毎の誤差項の大きさ R を計算した。これは、規模別にそれぞれ9つ、計18個のサンプルとなるが、これをやはり産業別、企業別に集計した労働組合組織率 L 、及び(入職者数+離職者数/雇用者数)で定義される労働移動率 T ¹¹⁾に回帰させたのが次の結果である。

$$R = 1343.2 - 11.95 * T - 604.4 * L, \\ (-1.35) \quad (-2.02)$$

$$R^2 = .219, \text{ s.e.} = 297.1 \quad (6)$$

()内は t -値である。 T は移動率であるから移動コストとは負の相関を、従って新古典派理論の下では R と正の相関を示すはずである。ところ

10) Summers [1988] もEW 理論と労働組合との関連についてにかよった解釈をしている。

11) ここで使用している労働移動率は産業内と産業外への移動とを区別していないので、厳密には上の議論と対応しない。

が(6)式に見られるように両者の相関は負である。すなわち、表(2)の(B)で検出された産業の平均賃金と個別企業の賃金との相関は、さきに述べたような新古典派のメカニズムで発生しているとは考えにくい。これに対して、労働組合組織率の方はEW 理論から予想されるような相関を R との間で示しており、さらに有意である¹²⁾。

更に、データの限界から本論文では直接示すことが出来ないが日本や米国等では産業間賃金格差は長期的にかなり安定していることが知られている。ところが、この節で検討しているような労働の移動コストによって発生する賃金格差は本来短期的なものであるはずである。このような点も考慮すれば、移動コストの存在を基に新古典派的に前節の結果を解釈しようとすることの無理は一層はっきりするであろう。

もちろん、(B)のような結果が生じる原因は新古典派理論の立場からも、EW 理論の立場からもここで検討したもの以外に多く存在しよう。しかし、とりあえず以上の分析の範囲内では平均賃金の個別賃金への影響をEW 理論の枠組みから解釈することの正当性が示されていると考えられる。

5. おわりに

本稿の分析によれば日本の製造業における個別企業の賃金は年齢、勤続年数のような新古典派ないし、人的資本理論的な要素以外にその属する産業の平均賃金、更に経済全体の平均賃金の影響を強く受けて変動する。

平均賃金の個別企業賃金への影響は、賃金構造が一時的に新古典派的均衡からずれるためと解釈するよりは、労働組合の存在等がEW 理論的なメ

12) 同様の点に関する次のようなチェックも行った。それぞれの理論のもとでの平均賃金の説明力は平均賃金の係数値の大きさに反映されるかもしれない。そこで、(B)の定式化において WI の係数に産業別ダミーを導入し、その係数を産業別に推定した。これを本文中の T, L に回帰させると、やはり T の符号は理論的に予想されるものとは逆であった。ただし、 L は正しい符号であったものの有意ではなかった。また、産業別に WI を入れた場合と入れない場合とで誤差の平方和の比をとり、これを T, L に回帰させるという作業も行って見たが結果は同様であった。

カニズムを顕在化させるためと考える方が自然である。

本論文の賃金関数を日本におけるこれまでの分析と比較すると次のようなインプリケーションが生じる。日本における賃金分析の1つの流れは人的資本理論に沿ったものである。島田[1975]が代表的であるがここで検討されたものを含めて、労働者の特性に関する多くの変数の影響が詳細に調べられてきた。しかし、この流れの分析のほとんどはいわゆる層化された階層別平均値データを用いており(例えば、賃金構造基本調査)個票による分析ではない。われわれは、変数の数は少ないものの個票を用いて労働者特性の賃金への影響を検出したのである。

日本の賃金分析のまた別の流れは世間相場的な効果を強調するものである。われわれの分析もこの流れを汲むものであるが、人的資本理論的な変数をコントロールした上で、産業やマクロの変数の影響が有意に検出されることを示している。本論文は世間相場的な賃金変動の存在を検出するだけでなく、それにEW理論的な解釈がつけられることを主張したのである。われわれの解釈は賃金設定における労働組合の役割を強調する文献とも両立する。

世間相場的な賃金決定方式を強調する文献の中には基幹産業からの賃金の波及効果を強調する流れが存在する。このような波及効果は本論文で検出された経済の平均賃金が個別企業の賃金に影響を及ぼすメカニズムをより具体的に捉えていると考えることも出来よう。

日本における賃金構造にEW理論的な側面が存在すると考えるとき興味深いのは失業との関連である。本来EW仮設の賃金設定は、賃金水準を競争的な市場で決まる水準よりも割高にし、失業を発生させるような性質のものである。ところが、日本の労働市場分析では日本における賃金の伸縮性が失業率を低めに保ってきた大きな原因であると主張されることが多い。この点はどのように解釈されるべきだろうか。

1つの考え方は次のようなものであろう。確かに、労働意欲が賃金水準に依存するだけであれば

賃金は割高となるが、本稿で示されたように他者の賃金にも依存する場合は別である。経済のどこかに賃金の伸縮性が存在すればこれが経済全体に波及するメカニズムが確保されていることになる。ただし、伸縮性の源泉がどこに存在するかはまた別個に検討されねばならない問題である¹³⁾。

本稿の実証分析の欠点を1つ指摘しておく、賃金データにボーナスがふくまれていないことである。しばしば主張されるように、定期給与よりもボーナスの方が企業業績に敏感に反応するとすれば、我々の結果は平均賃金の個別企業賃金への影響を過大評価している可能性もあるといえよう。

(東京大学経済学部・京都産業大学経済学部)

データ付録

A) 企業に関するデータ($W, PR, Male, Age, EX$)は、全て日本開発銀行が作成した「企業情報データベース」から得た。

W (賃金)は平均月額給与で超過勤務手当は含み、ボーナスは含まない。 PR (従業員1人当たり付加価値額)は、(営業利益+人件費・労務費)/平均従業員数で求めた。 $Male$ (男子従業員比率)は、男子従業員数/全従業員数。 Age は、従業員の平均年齢、 EX は、従業員の平均勤続年数である。

データベースの中からの企業の選び方は次のルールに従った。もともとデータベースに含まれている企業は全て上場企業であるが、企業規模のばらつきはかなりある。ここでは同一産業内での賃金平準化を分析の対象としているのであるから、できる限り同一の条件をもつグループを作成しなければならない。そこで製造業2桁分類の産業の中から、従業員1000人以上規模の大企業10社、100-999人規模の中企業10社をとることのできるものをまず選んだ。この条件を満足する産業は、食品、繊維、化学、鉄鋼、非鉄金属、一般機械、電気機械、輸送用機械(造船関係は除く)、精密機械である。このようにして選ばれた9産業について従業員数の最も大きい企業10社と最も小さい企業10社を選んだ。ただし、必要な情報の欠落している企業については最も規模の近似している企業で代替した。その結果、ほとんどの大企業は従業員数1000人以上、中企業は100-999人規模であるが少しの例外はある。個別の企業について、1978年から1987年までの10年間の時系列データを利用したために、総サンプル数は、大企業グループ、中企業グループそれぞれについて900個となった。

B) 労働移動率は、「雇用動向調査報告」(労働省)を用いて、各産業について、常用名義の入職者数と離職者

13) この点は労働意欲関数に失業率を導入した定式化を用いることにより、考慮に入れることが出来るかもしれない。

数の合計を常用労働者数で割って求めた。本論文では、同一産業内および製造業全体での賃金平準化をテストしたのであるから、労働移動率についても同一産業内と製造業全体それぞれについての値がほしいところであるが、残念ながら入職者の前産業および離職者が次に属する産業についての情報は得られないために上記の定義による労働移動率を用いた。

労働組合組織率は「労働組合基礎調査報告」(労働省)の産業別・企業規模別労働組合員数を「賃金センサス」の労働者数で割って求めた。本来ならば、同一の調査から得られた組合員数と労働者数とから組織率を求めることが望ましいが、残念ながらそれは不可能であった。

参 考 文 献

- 1) 植田和男・吉川洋「労働市場のマクロ経済分析」『季刊現代経済』1984年春。
- 2) 翁邦雄・竹内恵行・吉川洋「わが国における実質賃金の決定について」。
- 3) 小池和男『日本の賃金交渉』東京大学出版会、1962年。
- 4) 佐野陽子『賃金と雇用の経済学』中央経済社、

1981年。

- 5) 佐野陽子・小池和男・石田英夫『賃金交渉の行動科学』東洋経済新報社、1969年。
- 6) 島田晴雄「年齢—賃金プロファイルの日・米比較」日本労働協会雑誌、1975年。
- 7) 水野朝夫『賃金構造変動論』新評論、1973年。
- 8) Akerlof, George A., "Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory: Four Views" *American Economic Review*, May 1984.
- 9) Katz, Lawrence F., "Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation" in S. Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual 1986* (Cambridge, MA: MIT Press).
- 10) Krueger, Alan B. and Lawrence H. Summers, "Reflections on the Inter-Industry Wage Structure" *NBER working paper* No. 1968, 1986.
- 11) Shinkai, Yoichi, "Spillovers in Wage Determination: Japanese Evidence" *The Review of Economics and Statistics*, 62, 1980.
- 12) Summers, Lawrence H. "Relative Wages, Efficiency Wages, and Keynesian Unemployment" *NBER Working Paper* No. 2590, May 1988.