

# 年功賃金の日韓比較\*

小 野 旭

## I. 序

企業内賃金構造の国際比較は、わが国における労使関係の国際的共通性をめぐる論点の一つとして、注目を集めてきた研究分野である。近年では、日本の賃金構造の特殊性を一方的に強調する議論に接することは、極めて希である。共通性を重視するか、あるいは相違点と同時に共通性を指摘する立場が非常に多い<sup>1)</sup>。それぞれが克明な研究の結果に基づく主張であり、われわれの分析にとって貴重な財産である。しかしそれらは、また、新たな研究を開始するための出発点でもある。私の考えによれば、異なった国々の間における賃金構造の異同は、単に賃金が年齢や勤続年数と相関的に変化しているかどうかでなく、その決定要因の異同にまで遡って判定さるべきである。また、分析結果はモデルにも依存するから、できれば代替的な仮定を用意し、それらの中で優劣の比較検討も試みる必要がある。

企業内賃金構造を分析するには、いく種類かの仮説が利用可能である。人的資本仮説（例えば G. S. Becker 1975）、生活費保障仮説（氏原正治郎

\* 本研究に当っては、「企業内賃金構造の決定要因に関する計量的分析——マイクロデータによる日韓比較——」と題するテーマで昭和 63 年度文部省科学研究費を受けることができた。本稿で利用した韓国の賃金構造のマイクロデータは、南興鉉氏（韓国労働部）の御好意によるものである。回帰計算は経済統計研究室の安齋寿美助手にお願いした。両氏に深く感謝したい。

1966, 船橋尚道 1961 あるいは 1967), チーティング仮説 (E. P. Lazear 1979), 自己選別仮説 (J. Salop and S. Salop 1976), およびインセンティブ仮説 (例えば大橋勇雄 1981) 等である。

チーティング仮説にかんしては、それが日本の労使関係をうまく説明しているか否かの疑問がある。自己選別仮説は若干の職種 (例えばタクシー運転手や掘進夫) の賃金に妥当する。しかし、わが国にとって重要な規模間の賃金をみると、大企業の年令別賃金曲線は初任給でもその後の賃金でも小企業の曲線を上回っている。したがって大企業の年令別賃金は、労働者をして自らに関する真の情報を明かならしめる価格機構の役割を果たしていない。ここには、自己選別よりも分断された労働市場の影響のほうが、はるかに強く現れている。他方、大橋の仮説において賃金を上昇させる要因は内部昇進である。したがってこの仮説では、昇進しなくても年令が高まれば賃金が増えるという現象は説明できない。それゆえ、これは単独でよりも、他の仮説と結合して用いたほうがよい。

本論文は、筆者自身による最近の研究結果をふまえて、企業内賃金構造の日韓比較を企てたものである。以上の極く簡単な考察からも分かるように、ここでは、熟練要因を重視する人的資本仮説と年令別生活費保障を強調する仮説とを取り上げる。私の主な関心は、どちらが企業内賃金構造に対してより強い説明力をもっているかを、経験的に吟味することにある。私がこれまでに得た結果によれば、年令を各種の人的資本指標に分解したモデルよりも年令それ自体を用いた場合のほうが、日本の賃金構造をよりよく説明できる。異なった解釈の余地があるかもしれないが、私にとってこの結果は生活費保障仮説に有利な事実であるように思われる。この分析結果はわが国に特有な現象なのだろうか、それとも他の国にも観察することのできる現象なのだろうか。この点を明らかにしてみたい。賃金構造の日韓比較を試みたのは、このような理由からである。

## 年功賃金の日韓比較

幸い、私は韓国における賃金構造のマイクロテープを 1978 年と 1985 年の 2 か年について入手することができた。わが国にかんしては、同じくマイクロテープによって年令別・勤続年数別・職種経験年数別の三方向に整理したデータがすでに用意してある。韓国の賃金構造調査はわが国のそれとほとんど同じ調査項目を含んでおり、したがって日本の場合と全く同じようにデータを整理し、分析することができる。以下では、まず最初に日韓両国について使用したデータの性質をのべ、労働経済の簡単な考察をおこなう。次いで賃金構造の日韓比較に進むことにしたい。

## II. データの性質

まずわが国のデータについてのべよう。公表資料によるかぎり、賃金データは年令別・勤続年数別、あるいは年令別・職種経験年数別にしか利用することができない。生活費保障仮説をできるだけ熟練仮説から分離できるようにするため、われわれは職種別賃金データに含まれる経験年数の情報を利用することにした。これにより年令別・勤続年数別・経験年数別に賃金統計を再集計することができる。年令別・勤続年数別データによる限り、年令の上昇は職種経験年数の増加と重なってしまい、それを年令別生活費の指標とみる立場は説得力を欠かざるをえない。しかし三方向に分類されたデータを用いるなら、勤続年数や職種経験年数を一定に維持したまま年令を上昇させるという操作が可能となり、生活費保障仮説を熟練仮説から切り離して、より純粋な形で検証することができるようになる。

マイクロテープから得られるデータは、考慮されたいくつかの要因によって多次元的に分類された。それぞれの要因は、多くの公表資料にみられるように、適当な数の階級に区分することにした。つまり、以下の分析は個票をそのまま用いて行われたのではなく、後にその例を示すように、各要

表 1 使用したデータの性質，規模計，日本，1980 年

			男 子		女 子	
			母集団	標本	母集団	標本
きまって支給する給与	$W^*$	(100 円/月)	2,006.9	1,941.3	1,248.9	1,196.2
所 定 内 給 与	$W$	(100 円/月)	1,727.3	1,675.3	1,190.7	1,146.2
総 実 労 働 時 間	$H^*$	(時間/月)	205.2	206.2	183.6	184.8
所 定 内 労 働 時 間	$H$	(時間/月)	182.4	183.6	178.0	179.6
学歴別労働者構成		(%)	100.0	100.0	100.0	100.0
中 卒 以 下		(%)	46.6	50.8	36.3	40.7
高 卒 以 上		(%)	53.4	49.2	63.7	59.3
規模別労働者構成		(%)	100.0	100.0	100.0	100.0
1000 人以上		(%)	28.1	23.2	28.8	25.1
100~999 人		(%)	32.1	29.3	31.6	28.6
10~99 人		(%)	39.7	47.5	39.6	46.4
学 校 卒 業 年 令	$ASL$	(歳)	16.4	16.1	16.6	16.4
外 部 経 験 年 数	$EE$	(年)	11.5	12.2	13.3	14.1
勤 続 年 数	$IE$	(年)	8.6	8.8	5.1	5.2
年 令	$AGE$	(歳)	36.5	37.1	35.0	35.7
職 種 経 験 年 数	$OE$	(年)	9.3	9.5	6.6	6.5

因ごとに階級別に整理したデータに基づいている。これは回帰方程式の推定に要する演算時間を短縮するためである。

また、簡単な比較の場合を除いて、テープから得られたデータを母集団に復元する操作は省略した。これはわれわれの分析に含まれる欠点の一つである。使用されたデータの性質をみとくために、表 1 に 1980 年の日本にかんして母集団の数字と標本の数字（以下ではこれを用いる）との比較を掲げておいた。使用された職種別データは職階を除くものの、職員に分類される人々や第三次産業就業者も若干含まれている。表によれば、母集団と標本との間に、それほど大きな違いは見られない。年令や、僅かではあるが勤続年数も、使用したデータ（すなわち標本）のほうが高い。しかし、学歴別に労働者構成を見ると、標本のほうが低学歴者のウェイトが

表 2 使用したデータの性質，規模計，韓国，1985 年

			男 子				女 子			
			全 職 種		日本と同一職種		全 職 種		日本と同一職種	
			母集団	標本	母集団	標本	母集団	標本	母集団	標本
きまって支給する給与	<i>W*</i>	(100ウォン/月)	3,281.8	3,423.3	2,704.5	2,898.5	1,584.9	1,557.8	1,482.2	1,472.8
所 定 内 給 与	<i>W</i>	(100ウォン/月)	2,844.3	2,902.3	2,128.9	2,228.8	1,332.5	1,280.8	1,214.5	1,204.0
月当りボーナス平均額	<i>B</i>	(100ウォン/月)	581.7	724.5	368.6	497.6	218.3	249.4	191.0	236.8
総実労働時間	<i>H*</i>	(時間/月)	225.7	228.9	233.5	236.8	232.1	233.2	234.8	232.4
所 定 内 労 働 時 間	<i>H</i>	(時間/月)	193.0	191.8	189.3	188.4	196.9	195.3	197.2	195.4
学 歴 別 労 働 者 構 成		(%)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
中 卒 以 下		(%)	37.9	35.2	56.1	51.7	58.2	59.0	67.5	63.2
高 卒 以 上		(%)	62.1	64.8	43.9	48.3	41.8	41.0	32.5	36.8
規 模 別 労 働 者 構 成		(%)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1000 人以上		(%)	28.3	44.3	25.9	43.1	30.3	47.0	31.9	50.9
100~999 人		(%)	36.3	46.0	38.4	47.4	39.8	45.7	41.3	43.3
10~ 99 人		(%)	35.5	9.7	35.7	9.5	29.9	7.4	26.8	5.8
学 校 卒 業 年 令	<i>ASL</i>	(歳)	17.3	17.5	16.0	16.2	15.9	16.0	15.5	15.8
外 部 経 験 年 数	<i>EE</i>	(年)	12.0	11.1	13.8	12.8	7.0	5.6	6.6	5.0
勤 続 年 数	<i>IE</i>	(年)	4.3	4.8	3.4	4.0	2.2	2.3	2.0	2.2
年 令	<i>AGE</i>	(歳)	33.6	33.4	33.2	33.1	25.1	23.9	24.1	23.0
職 種 経 験 年 数	<i>OE</i>	(年)	7.1	7.1	6.5	6.6	3.6	3.5	3.5	3.4

年功賃金の日韓比較

大きい。使用したデータ（標本）における賃金水準が母集団の数字より低いのは、このためであろう。もう一つの理由は、標本における労働者の規模別構成比が母集団のそれより小企業に偏っていることである。<sup>5)</sup>

調査項目は、マイナーな点を除けば、日本と韓国との間で全く同じである。<sup>6)</sup> これは、恐らく、韓国の調査がわが国の賃金構造基本統計調査を手本にして設計されたためと思われる。日本との比較のため、分析の範囲を日本と同一の職種に限定し、また母集団に還元しないという点でもわが国の場合と同様な方法を採用した。

そこで、使用したデータと母集団との間でどの程度の差異があるかを、韓国についてみてみよう。表2には、男女それぞれについて、全職種の場合と日本と同一職種の場合とに分け、母集団の値と標本値とを比較してある。これによれば、全職種にかんしては、男子の「月当たりボーナス平均額(B)」を除いて大差ない。また、日本と同一職種範囲に限定した場合についてみても、男子の「決まって支給する給与( $W^*$ )」や「月当たりボーナス平均額」、女子の「月当たりボーナス平均額」など若干の例外を除いて、標本は母集団とかなり近い値を示している。以下の分析では被説明変数として時間当たり所定内給与( $W/H$ )を用いるので、結果が大きく相違することはないであろう。

### III. 労働経済の日韓比較

以下では、分析に先だって、日本と韓国の労働経済について簡単な比較を試みることにしよう。比較は同じ条件で行うべきであるから、対象は日本と同一の職種範囲の標本に限定することにした。

#### (1) 男子・規模計についての比較

表1（日本）と表2（韓国）のそれぞれ対応する項目どうしを比べてみ

## 年功賃金の日韓比較

よう。男子労働者の月当たり所定内労働時間を比較すると日本が 183.6 時間、韓国が 188.4 時間で、大差ない。しかし総実労働時間には約 30 時間の差異が認められる。学歴別労働者構成はかなり似ている。年齢は日本が 37.1 歳、韓国が 33.1 歳であり、韓国のほうが 4 歳ほど若い。学校卒業年齢および外部経験年数はほぼ同じであるため、年齢の差は勤続年数の差（日本 8.8 年、韓国 4.0 年）に反映されている。

韓国の場合は 30 か月（2.5 年）の兵役義務があり、そのぶん外部経験年数は長くなっているはずである。したがって、韓国においては、年齢差に加えて兵役義務の存在という、もう一つ勤続年数を短くする要因がある。かりに兵役義務がなくて、この 2.5 年がすべて勤続年数に加わったとしても、韓国の勤続年数は  $4.0 + 2.5 = 6.5$  年であり、日本よりも 2.3 年（ $8.8 - 6.5$ ）短い。<sup>7)</sup> 他の証拠と合わせ考えても、韓国の労働市場は日本のそれより流動的と考えてよさそうである。

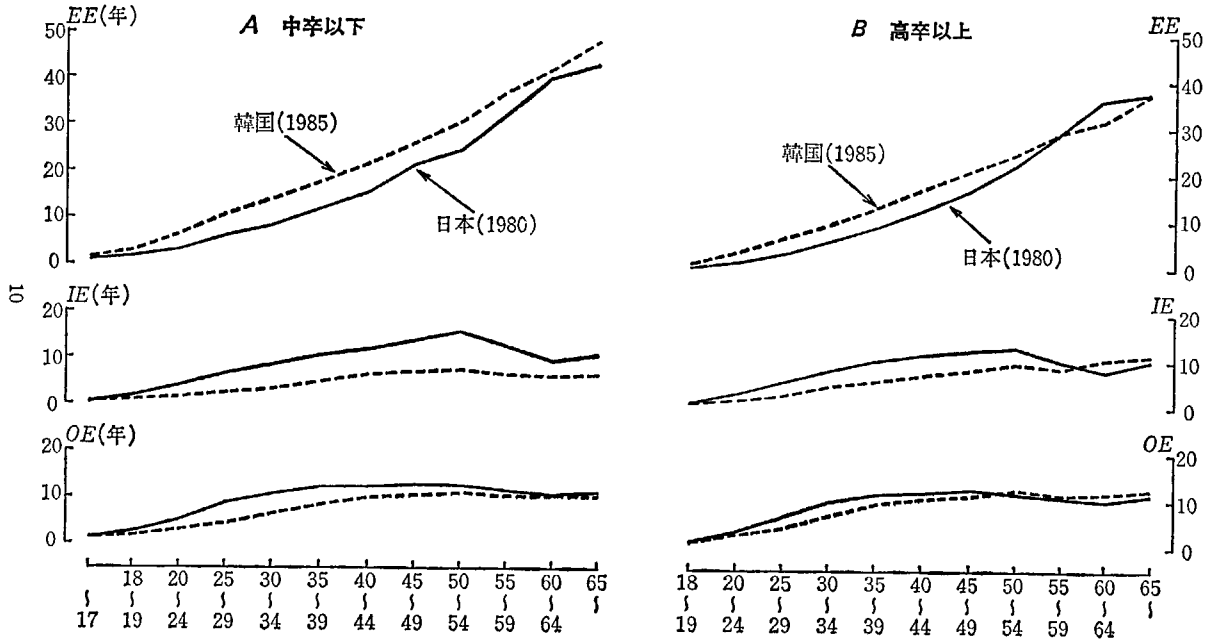
職種経験年数は日本の 9.5 年に対して韓国は 6.6 年であった。<sup>8)</sup> この 3 年の差は、年齢・兵役義務の存否・労働市場の流動性などを反映したものと解される。

韓国で勤続年数が短くなる理由は他にもある。それは、この国の経済が 1962 年以降に安定したことと、勤続の長期化が期待される大企業の多くが第 2 次 5 カ年計画（1967～71 年）以後に創立されたという事情である。<sup>9)</sup> しかし図 1 にみるように、学歴別に同一年令の労働者を日韓の間で比較しても、一部の高年齢層を除き、韓国のほうが勤続年数（*IE*）、職種経験年数（*OE*）は短く、逆に外部経験年数（*EE*）は長くなっている。したがって、上記の事情だけでは短い勤続年数を説明するに十分でない。やはり、韓国の労働市場が流動的だという事実を考慮する必要がある。

### （2）女子・規模計についての比較

同じく表 1 と表 2 との比較である。日韓両国の間には、女子の平均年齢

図1 年齢別学歴別にみた外部経験年数(EE), 内部経験年数(IE), 職種経験年数(OE)等の日韓比較, 規模計, 男子労働者



注) 韓国は日本と同一職種範囲の標本に関する値。



年功賃金の日韓比較

に極めて大きな相違がある。すなわち日本の35.7歳に対して韓国は23.0歳である。これは韓国における女子の労働者構成が賃金水準の低い若年層に集中していることを示しており（表3は明瞭にこれを示す）、韓国のほうが日本より男女間賃金格差が大きいであろうことをわれわれに予想させる。実際、表1と表2とから所定内給与の男女間格差を求めると男子賃金を100とした女子の賃金は日本が68.4%、韓国が54.0%となる。

日本では女子のほうが労働時間は短い、韓国では必ずしもそうではない（後の表5が示すように、韓国の小企業（10～99人）では所定内労働時間も総実労働時間も女子のほうが長い）。高等学校以上の卒業者のウェイトは日本が59.3%、韓国が36.8%である。平均年令の差は労働者の学歴差にも現れている。12.7歳という大きな年令差は、また、外部経験年数・勤続年数・職種経験年数の差異に反映されている。

(3) 規模間での比較

表4（日本）と表5（韓国）とを用いて、規模間で比較してみよう。どちらの国をとっても、規模の大きい企業のほうが高学歴者を多く雇用している。また、小企業で外部経験年数が長く、大企業で勤続年数が長い。しかし大企業男子の勤続年数を比較してみると、日本は12.1年、韓国は4.9年であり、著しい差異が観察される。

表3 年令別労働者構成の日韓比較、規模計、学歴計 (%)

	日 本		韓 国	
	男	女	男	女
～17	0.3	0.8	0.6	6.1
18～19	2.3	7.6	2.4	15.6
20～24	9.8	25.3	10.3	47.8
25～29	15.5	12.5	25.7	12.1
30～34	17.9	8.8	21.6	4.3
35～39	15.1	8.8	15.0	4.1
40～44	12.7	10.2	10.7	4.4
45～49	10.6	10.4	7.2	3.2
50～54	7.8	7.8	3.9	1.7
55～59	4.5	4.7	1.5	0.5
60～64	1.9	2.0	0.6	0.2
65～	1.4	1.0	0.3	0.0
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

注1) 日本は1980年、韓国は1985年、  
2) 日本は調査産業計、韓国は全職種に関する値。ともに母集団に還元した数字を利用。

表 4 使用したデータの規模別観察, 日本, 1980 年

			男 子			女 子		
			1000人～	100～999人	10～99人	1000人～	100～999人	10～99人
きまって支給する給与	$W^*$	(100円/月)	2,281.1	1,921.9	1,787.5	1,496.1	1,172.3	1,048.8
所 定 内 給 与	$W$	(100円/月)	1,874.3	1,641.2	1,599.1	1,447.4	1,108.0	1,007.0
総 実 労 働 時 間	$H^*$	(時間/月)	191.2	205.7	213.7	161.8	189.4	194.4
所 定 内 労 働 時 間	$H$	(時間/月)	165.7	181.6	193.5	157.9	183.1	189.2
学 歴 別 労 働 者 構 成		(%)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
中 卒 以 下		(%)	42.8	45.9	57.7	25.7	41.7	48.1
高 卒 以 上		(%)	57.2	54.1	42.3	74.3	58.3	51.9
学 校 卒 業 年 令	$ASL$	(歳)	16.5	16.4	15.7	17.0	16.4	16.1
外 部 経 験 年 数	$EE$	(年)	7.9	11.2	14.9	13.1	12.6	15.6
勤 続 年 数	$IE$	(年)	12.1	8.2	7.6	5.7	4.9	5.0
年 令	$AGE$	(歳)	36.5	35.8	38.2	35.8	33.9	36.7
職 種 経 験 年 数	$OE$	(年)	10.4	8.8	9.5	6.4	6.4	6.7

注)標本に関する値.

表 5 使用したデータの規模別観察, 韓国, 1985 年

		男 子			女 子		
		1000人～	100～999人	10～99人	1000～	100～999人	10～99人
きまって支給する給与	$W^*$ (100ウォン/月)	2,975.1	2,935.3	2,367.7	1,433.2	1,515.3	1,503.2
所 定 内 給 与	$W$ (100ウォン/月)	2,297.5	2,214.0	1,990.2	1,163.6	1,248.0	1,230.4
月当りボーナス平均額	$B$ (100ウォン/月)	639.4	429.4	194.4	277.8	206.6	101.6
総 実 労 働 時 間	$H^*$ (時間/月)	238.0	238.0	225.5	228.0	236.3	240.7
所 定 内 労 働 時 間	$H$ (時間/月)	189.5	186.9	190.9	192.7	197.8	200.5
学 歴 別 労 働 者 構 成	(%)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
中 卒 以 下	(%)	42.5	58.0	62.2	59.9	65.4	75.3
高 卒 以 上	(%)	57.5	42.0	37.8	40.1	34.6	24.7
学 校 卒 業 年 令	$ASL$ (歳)	16.6	16.0	15.7	16.1	15.7	14.9
外 部 経 験 年 数	$EE$ (年)	10.6	14.4	15.0	3.4	6.2	10.2
勤 続 年 数	$IE$ (年)	4.9	3.5	2.5	2.3	2.1	1.7
年 令	$AGE$ (歳)	32.1	33.9	33.2	21.7	24.0	26.9
職 種 経 験 年 数	$OE$ (年)	6.6	6.6	6.3	3.2	3.5	3.9

注) 日本と同一職種範囲の標本に関する値。

年功賃金の日韓比較

日本のほうが規模間賃金格差は大きい<sup>10)</sup>。1000人以上規模を10とした10～99人規模の賃金格差を計算すると、下の表のようになる。女子の場合

所定内給与		きまって支給する給与	
日本	韓国	日本	韓国
男子…85.3	86.6	78.5	79.6
女子…69.6	105.7	70.1	104.9
	(101.6)		(99.3)

合、韓国では小企業のほうが賃金はかえって高い。これには、小企業における女子の長い労働時間が関係しているかもしれない。そこで、時間当たり賃金で計算した格差を括弧内に掲げた。所定内給与の場合、僅かだが依然として100%を超えている。

より厳密な比較は規模間および国際間で共通な労働者構成を用いて行わなければならないが、上の発見は韓国の労働市場のほうがわが国のそれより流動的であることを示唆するものといえよう。

#### (4) 労働市場の流動性

短い勤続年数や小さい規模間賃金格差が示すように、韓国の労働市場はより流動的である。もっと直接的な資料の一つは1年間の離職率の比較である。1975～84年における日本の離職率は、石油危機後の不況を反映して14～15%と低い。近年における韓国のそれは55%前後であって、石油危機以前のアメリカなみの水準である。

もう一つ、勤続年数別にみた職種経験年数別労働者構成比のデータを掲げておくことにしよう。表6は日本、表7は韓国である。まず日本について勤続年数0年の列を見ると、大企業ほど職種経験年数1年以上の人々の割合が小さい。これは、大企業で中途採用者が少ないことを意味する。また、1000人以上の規模では80%以上のものが対角線上にある。わが国の企業ではjob rotationが盛んであるといわれるが<sup>11)</sup>、それは多くの場合労働省の定義による同一職種の範囲内でのことである。同様な傾向は韓国

年功賃金の日韓比較

にも観察されるが、韓国のほうが中途採用者の受け入れ度合いは大きい。二枚の表の比較から分かるが、韓国の 1000 人以上規模は日本の 10~99 人、あるいは小企業と中企業の間あたりに位置しているようである。

IV. 諸変数とモデル

表 6 勤続年数別にみた職種経験年数別労働者構成比  
男子(学歴計, 年令計), 日本, 1980 年 (%)

勤続年数(年)						
職種 経験年数(年)		0	1~2	3~4	5~9	10~
1,000 人以上						
0		90.0	3.0	0.8	0.6	0.4
1~2		2.3	84.8	3.0	1.6	1.2
3~4		1.7	3.6	82.3	3.6	1.6
5~9		2.7	3.9	6.5	87.2	6.0
10~		3.3	4.7	7.4	7.0	90.8
合計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
100~999 人						
0		74.9	3.1	0.6	0.6	0.5
1~2		5.5	71.1	2.6	1.5	1.1
3~4		4.2	7.4	71.7	3.0	1.6
5~9		7.4	8.3	12.8	77.6	5.1
10~		8.0	10.1	12.3	17.3	91.7
合計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
10~99 人						
0		56.0	2.8	0.3	0.2	0.1
1~2		8.2	56.4	1.6	0.4	0.4
3~4		7.9	9.7	59.1	1.5	0.7
5~9		11.4	12.4	16.0	65.4	2.4
10~		16.5	18.7	23.0	32.5	96.4
合計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注) 母集団に関する値。

われわれが考慮する諸変数は次の通りである。

(1) 企業規模 ( $SZ_i$ )

わが国には企業規模間に大きな支払能力格差があり、これが規模間に賃金水準の格差や年令別賃金曲線の差異をつくりだす要因の一つとなっている。同様なことは韓国経済についても当てはまると思われる。また、使用されるデータは母集団に復元する以前の標本であって、この抽出率は規模

表 7 勤続年数別にみた職種経験年数別労働者構成比  
男子(学歴計, 年令計), 韓国, 1985 年 (%)

勤続年数(年) 職種 経験年数(年)		勤続年数(年)				
		0	1~2	3~4	5~9	10~
1,000 人以上						
	0	63.5	8.4	0.5	0.3	0.2
	1~2	12.9	62.6	3.2	0.9	0.6
	3~4	11.5	16.6	69.0	3.6	1.4
	5~9	8.6	8.8	19.5	81.6	1.9
	10~	3.5	3.6	7.8	13.6	95.8
	合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
100~999 人						
	0	43.1	4.1	0.6	0.3	0.7
	1~2	15.0	41.2	3.3	0.7	0.6
	3~4	18.3	21.6	49.0	3.4	1.2
	5~9	16.4	21.8	30.4	67.1	2.2
	10~	7.2	11.4	16.7	28.4	95.3
	合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
10~99 人						
	0	33.2	4.0	0.3	0.3	0.0
	1~2	16.2	33.4	2.7	0.2	0.4
	3~4	23.6	25.3	45.2	4.4	0.6
	5~9	18.3	24.4	30.0	63.4	3.4
	10~	8.7	12.8	21.9	31.7	95.6
	合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注) 日本と同一職種範囲の母集団に関する値。

## 年功賃金の日韓比較

や産業によって異なるから、これらの要因ごとに標本を区別するようなデータ処理が必要である。これらの目的のために、ここではとりあえず規模差を示すダミー変数を考慮した。

$SZ_1$ …… 10～100 人未満は 1, 他は 0

$SZ_2$ …… 100～1000 人未満は 1, 他は 0

$SZ_3$ …… 1000 人以上は 1, 他は 0

### (2) 学歴 ( $ED_j$ )

使用されるデータは職階（部長，課長，係長，職長等）を除く職種別データであり，短大卒や大学卒の全体にしめるウエイトは非常に小さい。そこで次のようなダミーを用いることにした。

$ED_1$ …… 中学卒以下は 1, 他は 0

$ED_2$ …… 高校卒以上は 1, 他は 0

学歴と賃金との関係については二つの仮説がある。人的資本論によれば教育によって労働者の生産力が高まり，それが高学歴者の高賃金をもたらすことになる。他方，教育は生産力を高める要因でなく，もともと能力があり，訓練しがいのある労働者を選別する手段として役立つだけだ，という主張（signaling 仮説）<sup>12)</sup>もある。この場合も高学歴者は高い賃金を受け取るので，われわれのモデルではこの二つの仮説を区別できない。

### (3) 年令 ( $AGE$ )

われわれのモデルでは，年令は年令別生活費の代理変数である。二人の子供が高校卒業後就職すると仮定したときの標準世帯の理論生計費は 40 歳後半でピークに達し，もし子供達が大学にまで進学するなら，ピーク年令は 50 歳前半に現れるといわれている。企業内賃金構造に対する生活費保障の効果を分析するために，理論生計費指数を説明変数として用いる方法も考えられる。しかしこれは子供の進学レベルに依存して異なるので，もしこれを利用するとするなら，いくつかのモデル・ケースを考えて，こ

れを加重平均するしかない。本稿では一種の簡便法として年齢を用い、その2次項まで考慮することにした。オリジナルのテーブルでは年齢は1歳刻みであり、65歳以上は65歳に一括してある。演算時間の短縮のため、年齢を次の12階級に分け、各セルの実数値を用いることにした。

- |             |              |
|-------------|--------------|
| 1. 18歳未満    | 7. 40～45歳未満  |
| 2. 18～20歳未満 | 8. 45～50歳未満  |
| 3. 20～25歳未満 | 9. 50～55歳未満  |
| 4. 25～30歳未満 | 10. 55～60歳未満 |
| 5. 30～35歳未満 | 11. 60～65歳未満 |
| 6. 35～40歳未満 | 12. 65歳以上    |

#### (4) 内部経験 (IE)

人的資本論の一つの欠点は、人的資本の直接的な指標が存在しないことである。内部経験年数は勤続年数と同義であり、特殊人的資本の代理変数として用いられる。もとより万全な指標とはいえないが、しかし考えうる利用可能な諸指標のなかで最も優れたものといってよい。内部経験年数は労働者が特定の企業に雇われてから調査対象期日までに勤続した年数をいい、見習期間を含むが、休職期間は除外される。テーブルでは内部経験年数は40年までは1年刻みであり、それ以上はすべて41年としてまとめられている。年齢の場合と同様の理由により、内部経験年数も12階級に分け、各セルの実数値を用いることにした。

- |             |              |
|-------------|--------------|
| 1. 1年未満     | 7. 15～20年未満  |
| 2. 1～2年未満   | 8. 20～25年未満  |
| 3. 2～3年未満   | 9. 25～30年未満  |
| 4. 3～5年未満   | 10. 30～35年未満 |
| 5. 5～10年未満  | 11. 35～40年未満 |
| 6. 10～15年未満 | 12. 40年以上    |



(5) 職種経験年数 ( $OE_k$ )

これは労働者が現在従事している職種（システムエンジニアとか旋盤工などのような）に対する経験年数を意味する。労働者の使用する機械・設備はそれぞれの企業の置かれた条件によって変形される可能性があり、またチームによる生産は特殊な人間関係を形成するから、一般的に言えば職種経験はある程度の企業特殊性を含むと考えるべきであろう。しかしわれわれの回帰モデルは、すでにのべたように、特殊人的資本の指標である内部経験年数を同時に含んでいるので、職種経験年数の推定された効果からは企業特殊的要素が除かれていると考えるのがよい。もっともこの要素がどの程度除去されるかは、内部経験年数が特殊人的資本の指標としての役割をどの程度果たしうるかに依存するであろう。

職種経験年数は、調査対象期日現在の職種に過去において従事した年数も、これを通算して加えている。しかし休職期間は除かれる。わが国では職種経験年数を下記の5つの期間に分けて調査しているので、韓国についても同様な方法を採用した。

$OE_1$ ……職種経験年数1年未満は1, 他は0

$OE_2$ ……職種経験年数1~3年未満は1, 他は0

$OE_3$ ……職種経験年数3~5年未満は1, 他は0

$OE_4$ ……職種経験年数5~10年未満は1, 他は0

$OE_5$ ……職種経験年数10年以上は1, 他は0

(6) 外部経験年数 ( $EE$ )

外部経験とは、現在就業している企業以外のところ（企業、家庭、あるいは社会関係）で獲得した人的資本である。もしそれが特殊なもので、現在の企業に通用しないなら、外部経験の効果はゼロである。もしそれがゼロでないなら、外部経験のなかに他企業にも通用する一般的熟練部分が存在することを意味する。回帰モデルが職種経験年数 ( $OE_k$ ) を含んでいる

場合、外部経験の効果として測定されるものは、他企業で習得した「他職種の熟練」の効果か、あるいは女子のように非労働力となる期間が存在する場合には、いわゆる「人生経験」のような漠とした人的資本の効果をも示すことになる。

上記の女子の例が示唆するように、外部経験は必ずしも外部での「就業」経験を意味するものではない。このようなものとしての外部経験年数は、次のようにして求めることができる。年齢 (*AGE*) は最終学校卒業年齢 (*ASL*)、外部経験年数 (*EE*)、および内部経験年数 (*IE*) の和であるから、

$$AGE = ASL + EE + IE \dots\dots\dots(1)$$

これより

$$EE = AGE - ASL - IE \dots\dots\dots(2)$$

として外部経験年数が算出できる。この変数についても各セルの実数値を用いた。

(7) 労働時間 (*H*)

労働時間の長短は賃金水準に影響する要因の一つである。以下では労働時間を説明変数に加える代わりに、時間当たり賃金を被説明変数とする回帰モデルを考えた。

われわれが整理したデータの一部を示すと表8のようである。要するに、企業規模別、職種経験年数別、学歴別、勤続年数(内部経験年数)別、および年齢階級別に区画されたセルごとに、賃金、労働時間、年齢、勤続年数、外部経験年数を求め、企業規模、職種経験年数および学歴についてはダミー変数を、他は実数値をもちいた。セルの数および標本数は下に示した通りである。

	セルの数		標本数	
	男	女	男	女
日本……	3,254	2,497	213,013	107,225
韓国……	2,158	1,497	155,437	119,697

年功賃金の日韓比較

以下に示すように、本稿における回帰モデルは *ASL* に対応する学歴ダミーを含んでいるので、*AGE*, *EE*, *IE* の 3 変数を同時に考慮したモデルを推定することはできない。なぜなら式 (1) の制約が存在するからである。そこで、回帰モデルとしては *IE* と *EE* とを考慮した場合 (*IE*・*EE* モデルと呼ぶ) と、*IE* と *AGE* とを考慮した場合 (*IE*・*AGE* モデルと呼ぶ) の 2 通りを分析することにした。職種経験年数は式 (1) の制約に服さないから、どちらのモデルにもこれを含めてさしつかえない。

賃金 (*W*) には所定内給与 (単位は日本が 100 円, 韓国が 100 ウォン) を選んだ。それとの対応上、労働時間は所定内労働時間 (単位は時間) である。かくして回帰モデルは次式によってあたえられる。

$$\begin{aligned}
 \ln W/H = & a_1 + a_2SZ_2 + a_3SZ_3 \\
 & + \{a_4 + a_5SZ_2 + a_6SZ_3\} \cdot ED_2 \\
 & + \{a_7 + a_8SZ_2 + a_9SZ_3\} \cdot EE \\
 & + \{a_{10} + a_{11}SZ_2 + a_{12}SZ_3\} \cdot EE^2 \\
 & + \{a_{13} + a_{14}SZ_2 + a_{15}SZ_3\} \cdot IE \\
 & + \{a_{16} + a_{17}SZ_2 + a_{18}SZ_3\} \cdot IE^2 \\
 & + \{a_{19} + a_{20}SZ_2 + a_{21}SZ_3\} \cdot OE_2 \\
 & + \{a_{22} + a_{23}SZ_2 + a_{24}SZ_3\} \cdot OE_3 \\
 & + \{a_{25} + a_{26}SZ_2 + a_{27}SZ_3\} \cdot OE_4 \\
 & + \{a_{28} + a_{29}SZ_2 + a_{30}SZ_3\} \cdot OE_5 \\
 & + \{a_{31} + a_{32}SZ_2 + a_{33}SZ_3\} \cdot AGE \\
 & + \{a_{34} + a_{35}SZ_2 + a_{36}SZ_3\} \cdot AGE^2 \dots \dots \dots (3)
 \end{aligned}$$

この式で *AGE* と *AGE*<sup>2</sup> の項を除いたのが *IE*・*EE* モデルであり、*EE* と *EE*<sup>2</sup> の項を落としたのが *IE*・*AGE* モデルである。

表 8 集計されたデータの一例, 1980 年における日本の男子労働者

企業規模	経験年数	学 歴	勤続年数	年 齢	平 均 給与額	平均所定 内 給 与	平均総労 働 時 間	平均所定内 労 働 時 間	平均 年 齢	平均勤 続年数	平均外部 経験年数	労働 者数			
1000～	1～3	旧小・新中卒	2～3	～18	1014.7	861.3	175.7	165.0	17.0	2.0	0.0	3			
				18～20	1188.2	1028.8	195.0	171.8	18.7	2.0	1.7	6			
				20～25	1495.5	1236.1	201.3	174.7	21.6	2.0	4.6	15			
				25～30	1921.8	1565.4	216.8	184.3	27.1	2.0	10.1	25			
				30～35	2165.1	1761.7	208.0	179.0	31.8	2.0	14.8	43			
				35～40	2124.7	1756.2	208.9	179.0	36.7	2.0	19.7	27			
				40～45	2252.8	1942.1	222.3	194.0	41.4	2.0	24.4	22			
				45～50	1820.7	1513.1	204.9	179.4	47.5	2.0	33.5	20			
				50～55	1544.8	1373.7	187.7	171.4	52.3	2.0	38.3	20			
				55～60	1520.7	1344.6	190.8	178.8	57.3	2.0	43.3	31			
				60～65	1387.9	1287.2	183.0	174.0	61.8	2.0	47.8	8			
65～	901.5	901.5	149.0	149.0	66.0	2.0	52.0	2							
労働者数計											222				
1000～	1～3	旧小・新中卒	3～5	18～20	1197.5	967.5	174.0	149.5	18.5	3.5	0.0	2			
				20～25	1942.0	1547.7	197.9	162.1	22.0	3.0	4.0	7			
				25～30	2139.0	1768.7	194.3	176.0	27.7	3.3	9.3	3			
				30～35	2395.2	1975.6	184.6	163.2	31.4	3.2	13.2	5			
				35～40	2597.3	2226.3	197.0	170.7	37.3	3.0	19.3	3			
				40～45	2298.0	1781.0	208.0	185.3	42.3	3.3	24.0	3			
				45～50	1879.5	1604.5	184.0	164.0	46.0	3.0	31.0	2			
				55～60	1659.0	1474.5	220.5	220.5	59.0	3.0	44.0	2			
				労働者数計											27

企業規模	経験年数	学歴	勤続年数	年齢	平均給与額	平均所定給与額	平均総労働時間	平均所定労働時間	平均年齢	平均勤続年数	平均外部労働者数
1000~	1~3	旧小・新中卒	5~10	20~25	1576.7	1355.7	197.6	177.4	22.9	6.4	1.4
				25~30	1771.5	1503.2	171.1	153.2	26.6	6.7	4.9
				30~35	1793.2	1592.4	184.2	169.9	32.5	7.4	10.1
				35~40	2158.2	1873.4	169.0	149.6	37.2	7.0	15.2
				40~45	2227.9	1871.1	193.2	169.9	41.7	8.4	18.2
				45~50	2496.0	1985.3	197.2	159.3	47.2	8.3	26.8
				50~55	2225.0	1809.5	213.5	187.2	52.8	7.5	33.3
				55~60	2499.0	2499.0	173.0	173.0	56.0	9.0	35.0
											1

注) 平均給与額は平均「きままって支給する給与額」を意味する。単位は100円。

労働者数計

55

## V 回帰方程式の推定結果

前節までの議論を通じて、われわれはまず最初にこの分析で用いられるデータの性質を吟味し、次いで日韓両国の労働市場の比較を試み、計量的分析で考慮される諸変数および回帰モデルに関する説明を行ってきた。

以下では決定係数によってモデル相互の優劣を比較検討し、それから推定結果を提示することにしよう。

### (1) モデル相互間の比較

モデルの推定に使用されたデータは、日韓両国とも同一職種範囲の標本である。演算に要する時間を短縮するために、個票そのものでなく、それを前節でのべたように整理したデータを用いることにした。このようなデータの集計が推定値に及ぼす影響に関しては、本節の末尾で簡単に触れることにする。

推定は  $IE \cdot EE$  モデルと  $IE \cdot AGE$  モデルについて行ったが、それぞれのモデルのなかで諸変数の若干の組合せを試みた。また年齢 ( $AGE$ ) の代わりに学校卒業後の経過年数 ( $EE + IE$ ) を用いた場

表 9 各種モデルにおける決定係数の日韓比較

	規模 ダミー	教育 ダミー	外部 経験 年数	内部 経験 年数	卒業 後経 過年数	年 令	職 種 経 験 ダ ミー	自由度調整済み決定係数 ( $\bar{R}^2$ )					
								日 本		韓 国			
								男 子	女 子	全 職 種		日本と同一職種	
		男 子	女 子	男 子	女 子	男 子	女 子						
A	○	○	○	○				0.7049	0.8319	0.5804	0.7192	0.5320	0.7087
B	○	○	○	○			○	0.7532	0.8769	0.6104	0.7318	0.5555	0.7157
C	○	○			○			0.6973	0.6634	0.5161	0.5875	0.4876	0.6085
D	○	○			○		○	0.7817	0.8466	0.5972	0.7013	0.5497	0.6887
E	○	○				○		0.7368	0.6723	0.6233	0.5815	0.5803	0.6259
F	○	○				○	○	0.8147	0.8508	0.6700	0.7036	0.6260	0.7072
G	○	○		○	○		○	0.8119	0.8683	0.6262	0.7406	0.5775	0.7249
H	○	○		○		○	○	0.8411	0.8733	0.6903	0.7466	0.6519	0.7452
								(213,013)	(107,225)	(364,060)	(216,570)	(155,437)	(119,697)

- 注 1) 被説明変数は時間当り所定内給与の自然対数値 ( $\log_e W/H$ ) である。  
 2) 外部経験年数 ( $EE$ )、内部経験年数 ( $IE$ )、卒業後経過年数 ( $EE+IE$ )、年令 ( $AGE$ ) 等はすべて2次項まで考慮している。  
 3) ( ) 内の数字は回帰標本数を示す。  
 4) 日本は 1980 年、韓国は 1985 年の決定係数である。

## 年功賃金の日韓比較

合も考慮した。表9には各種モデルにおける自由度調整済み決定係数が示してある。表のなかの○印はモデルで考慮された説明変数である。規模ダミーや教育ダミーはどの場合にも含まれている。ケース A および B では外部経験や内部経験が説明変数に用いられており、IE・EE モデルであることがわかる。ケース C および D では、外部経験年数と内部経験年数とを加えて求めた卒業後の経過年数が含まれている。これは IE・EE モデルの一種の変形といえる。ケース E および F は年齢要因を導入した場合である。それぞれが職種経験ダミーを説明変数に含む場合と含まぬ場合とに分かれており、この変数を考慮することによって決定係数は明らかに高められている。ケース G はケース D に内部経験年数を加えた場合である。ケース H はケース F に同じく内部経験年数を加えた場合であり、これが IE・AGE モデルに当たることがわかる。

まず日本の男子についてみよう。職種経験ダミーを含むケースについて比較すると、決定係数の大小関係は

$$B < D < G < F < H$$

の順である。次ぎに韓国の男子（日本と同一職種範囲）をみると

$$D < B < G < F < H$$

となつて、最初の2ケースで順位が逆転しているだけである。しかも D と B との差はごく僅かである。韓国については全職種の標本を用いた場合の推定結果も参考までに掲げておいた。決定係数の全体としての傾向は、分析の範囲を日本と同一職種に限定したときと同じである。

上記の事実は非常に興味深く思われる。第一に、ケース F とケース B との比較から分かるように、年齢要因を外経験や内経験に分解しないほうが決定係数は大きい。第二に、同じくケース F とケース D との比較が示すように、卒業後経過年数を用いたときより年齢を用いたときのほうが決定係数は大である。男子労働者の場合、卒業後経過年数はほぼ就業

経験年数に等しい。J. Mincer は「生産性や収入に影響するものとして、就業経験のほうが年令よりはるかに重要だという証拠がある」とのべている<sup>13)</sup>。しかし日本および韓国のデータは年令のほうが就業経験より説明力が大きいことを示している。後に指摘するつもりだが、時間当たり賃金に対する影響力という点でも、年令は人的資本諸指標（教育、外部経験あるいは内部経験）より重要である。第三に、上の不等号を全体としてながめるなら、 $IE \cdot EE$  モデル（ケース  $B$  あるいはその変形である  $D$  や  $G$ ）よりも  $IE \cdot AGE$  モデル（ケース  $H$ ）のほうが良好な推定結果をあたえていることがわかる。

モデルが卒業後経過年数や年令の2次項を含んでいる場合、それらの構成諸要因（外部経験、内部経験、さらには学校卒業年令）の間の交互作用が考慮されることになるので、それぞれの構成要因をばらばらに含めた場合より決定係数が高くなるのは当然である、と考えるかもしれない。しかし2次項に現れる交互作用部分にはすべて同一の係数が仮定されているから、この場合の決定係数が一概に高くなるとはいえない。実際、韓国の男子労働者の事例にみるように、ケース  $D$  はケース  $B$  より決定係数が低くなっている。

次に女子労働者の場合をみよう。日本の決定係数の順序は

$$D < F < G < H < B$$

であるが、韓国では（全職種の場合も日本と同一職種範囲の場合も）

$$D < F < E < G < H$$

となって、日本ではケース  $B$  が、韓国ではケース  $H$  がそれぞれ最高の値をしめした。しかし日本の場合をよくみると、ケース  $B$  とケース  $H$  との間には極めて僅かな差異が認められるに過ぎない。韓国の場合はケース  $H$  がケース  $B$  を上回るが、しかし男子の場合ほどに顕著な決定係数の差は存在しない。



## 年功賃金の日韓比較

以上の検討の結果をふまえて、表 10 および 11 に前掲の式 (3) に基づく推定結果を示した。表 10-1 は日本の男子、表 10-2 は日本の女子、表 11-1 は韓国の男子、そして表 11-2 は韓国の女子に関する結果である。これらの表における式 (1) と式 (2) は  $IH \cdot EE$  モデルを、式 (3) と式 (4) は  $IE \cdot AGE$  モデルを示す。式 (5) は  $IE \cdot EE$  モデルの変形で、参考までに掲げておいた。

### (2) 個別データと集計データ

わが国に関して、同一のモデルを個別データで推定した場合と集計データで推定した場合との比較が、表 12-1 および 12-2 に示してある。これによれば、自由度調整済み決定係数は集計データを用いたときのほうが大きい。しかしこの場合推定の標準誤差は大きくなり、 $t$ -value は小さくなる。したがって、例えば表 12-1 における  $IE \cdot EE$  モデルのパラメーター  $a_5$  の推定値のように、個別データでは統計的に有意だが、集計データでは有意でなくなる場合も生じる。また表 12-2 の  $IE \cdot EE$  モデルでは、 $a_3$  の推定値のように、個別データでは正でかつ統計的に有意であった係数推定値が集計データでは負で有意でなくなる、といった場合もある。しかし  $t$ -value が大きいケースをみると、パラメーター推定値は個別データと集計データの間でかなり近い値を示していることが観察されよう。

表 10-1 モデルの推定結果, 日本の男子労働者, 1980 年

標本数 213,013

		(1) パラメ ーター		(2) パラメ ーター		(3) パラメ ーター		(4) パラメ ーター		(5) パラメ ーター		
		推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	
	$a_1$	1.69534	146.21	1.62251	111.75	0.50298	16.66	0.60648	20.38	1.49768	110.80	
	$SZ_2$	$a_2$	0.00310	0.15	0.04081	1.72	-0.11641	2.28	-0.15988	3.21	0.08409	3.89
	$SZ_3$	$a_3$	0.09860	4.22	0.09801	3.30	0.11584	1.77	-0.00094	0.01	0.15720	5.82
$ED_2$	$a_4$	0.11344	13.52	0.11436	14.90	0.09211	14.84	0.09903	16.97	0.12266	18.30	
	$SZ_2$	$a_5$	0.01114	0.78	0.00840	0.64	0.00146	0.14	-0.00301	0.30	-0.00094	0.08
	$SZ_3$	$a_6$	0.04364	2.73	0.04166	2.85	0.02643	2.30	0.01972	1.82	0.02104	1.66
$EE$	$a_7$	0.02314	24.44	0.01833	20.50	—	—	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_8$	0.00395	2.55	0.00621	4.28	—	—	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_9$	0.00266	1.42	0.00678	3.93	—	—	—	—	—	
$EE^2$	$a_{10}$	-0.00048	21.77	-0.00041	19.86	—	—	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_{11}$	-0.00012	3.10	-0.00015	4.40	—	—	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_{12}$	-0.00007	1.33	-0.00013	2.86	—	—	—	—	—	
$IE$	$a_{13}$	0.03272	23.72	0.01043	6.37	0.01603	14.06	0.00330	2.57	0.00335	2.39	
	$SZ_2$	$a_{14}$	0.00833	3.69	0.01226	4.27	0.00214	1.11	0.00582	2.57	0.00636	2.58
	$SZ_3$	$a_{15}$	0.01350	5.67	0.02008	6.23	0.00550	2.56	0.00746	2.81	0.00731	2.50
$IE^2$	$a_{16}$	-0.00059	11.46	-0.00008	1.40	-0.00022	5.29	0.00009	2.09	0.00010	2.08	
	$SZ_2$	$a_{17}$	-0.00006	0.74	-0.00014	1.53	0.00008	1.24	-0.00001	0.08	-0.00001	0.11
	$SZ_3$	$a_{18}$	-0.00016	2.13	-0.00033	3.75	-0.00011	1.66	-0.00018	2.40	-0.00015	1.91
$(EE+IE)$	$a_{19}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.03319	35.08	
	$SZ_2$	$a_{20}$	—	—	—	—	—	—	—	0.00347	2.22	

	$SZ_3$	$a_{21}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.00113	0.57
$(EE+IE)^2$		$a_{22}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00059	34.76
	$SZ_2$	$a_{23}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00007	2.52
	$SZ_3$	$a_{24}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.00005	1.19
$OE_2$		$a_{25}$	—	—	0.07334	4.62	—	—	0.05039	3.95	0.05561	4.01
	$SZ_2$	$a_{26}$	—	—	-0.02955	1.18	—	—	-0.03493	1.73	-0.03550	1.62
	$SZ_3$	$a_{27}$	—	—	0.01612	0.50	—	—	0.02622	1.02	0.02740	0.98
$OE_3$		$a_{28}$	—	—	0.14458	8.81	—	—	0.09365	7.06	0.10158	7.05
	$SZ_2$	$a_{29}$	—	—	-0.04819	1.83	—	—	-0.05312	2.49	-0.05277	2.28
	$SZ_3$	$a_{30}$	—	—	-0.00356	0.10	—	—	0.01995	0.74	0.02075	0.71
$OE_4$		$a_{31}$	—	—	0.22001	13.75	—	—	0.14634	11.22	0.15460	10.90
	$SZ_2$	$a_{32}$	—	—	-0.05715	2.18	—	—	-0.06530	3.06	-0.06242	2.68
	$SZ_3$	$a_{33}$	—	—	-0.03895	1.21	—	—	-0.00536	0.20	-0.00470	0.16
$OE_5$		$a_{34}$	—	—	0.32636	19.18	—	—	0.22719	16.25	0.23677	15.55
	$SZ_2$	$a_{35}$	—	—	-0.09570	3.28	—	—	-0.09774	4.09	-0.09354	3.59
	$SZ_3$	$a_{36}$	—	—	-0.08691	2.39	—	—	-0.04138	1.40	-0.03709	1.15
$AGE$		$a_{37}$	—	—	—	—	0.07285	45.53	0.06358	40.09	—	—
	$SZ_2$	$a_{38}$	—	—	—	—	0.00975	3.50	0.01457	5.34	—	—
	$SZ_3$	$a_{39}$	—	—	—	—	-0.00017	0.04	0.00620	1.76	—	—
$AGE^2$		$a_{40}$	—	—	—	—	-0.00083	43.09	-0.00074	38.98	—	—
	$SZ_2$	$a_{41}$	—	—	—	—	-0.00013	3.69	-0.00018	5.30	—	—
	$SZ_3$	$a_{42}$	—	—	—	—	0.00005	1.10	-0.00001	0.31	—	—
	$\bar{R}^2$				0.7049	0.7532		0.8194		0.8411		0.8119

年功賃金の日韓比較

注 1) 被説明変数は  $\log_e W/H$  である。2) 規模  $SZ_i$  は企業規模を示す。

表 10-2 モデルの推定結果, 日本の女子労働者, 1980 年

標本数 107,225

		(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		
		パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	
		ーター		ーター		ーター		ーター		ーター		
		推定値		推定値		推定値		推定値		推定値		
	$a_1$	1.44976	126.87	1.41400	115.66	1.19256	33.78	1.27064	39.95	1.39028	106.85	
	$SZ_2$	$a_2$	0.00125	0.06	0.01470	0.74	-0.11012	1.91	-0.09626	1.85	0.02553	1.22
	$SZ_3$	$a_3$	0.04654	2.39	-0.00794	0.39	-0.30071	5.28	-0.45821	8.89	0.00094	0.04
$ED_2$	$a_4$	0.19014	21.07	0.17580	22.68	0.19844	23.78	0.19074	26.06	0.17888	22.32	
	$SZ_2$	$a_5$	0.06708	4.44	0.06062	4.66	0.05830	4.18	0.05216	4.26	0.05897	4.38
	$SZ_3$	$a_6$	0.01245	0.77	0.02438	1.77	-0.00530	0.35	-0.00055	0.04	0.03877	2.74
$EE$	$a_7$	0.00048	0.49	-0.00334	3.93	—	—	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_8$	0.00674	4.20	0.00659	4.69	—	—	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_9$	0.02803	17.30	0.03282	23.28	—	—	—	—	—	
$EE^2$	$a_{10}$	-0.00003	1.14	0.00003	1.49	—	—	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_{11}$	-0.00014	3.41	-0.00013	3.75	—	—	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_{12}$	-0.00056	12.73	-0.00064	16.81	—	—	—	—	—	
$IE$	$a_{13}$	0.02441	14.33	-0.00760	3.67	0.02163	12.11	-0.00596	2.84	-0.00558	2.60	
	$SZ_2$	$a_{14}$	0.00683	2.32	0.00175	0.46	0.00357	1.14	-0.00013	0.03	-0.00008	0.02
	$SZ_3$	$a_{15}$	0.05580	20.18	0.07136	16.07	0.04829	16.65	0.06382	14.04	0.06197	13.38
$IE^2$	$a_{16}$	-0.00023	3.09	0.00050	6.79	-0.00009	1.22	0.00054	7.14	0.00052	6.81	
	$SZ_2$	$a_{17}$	0.00000	0.00	0.00017	1.20	0.00008	0.54	0.00019	1.30	0.00019	1.26
	$SZ_3$	$a_{18}$	-0.00158	13.14	-0.00183	12.89	-0.00155	12.87	-0.00186	12.94	-0.00182	12.38
$(EE+IE)$	$a_{19}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.00166	1.82	
	$SZ_2$	$a_{20}$	—	—	—	—	—	—	—	0.00390	2.55	

	$SZ_3$	$a_{21}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.02034	14.03
	$(EE+LE)^2$	$a_{22}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00008	4.45
	$SZ_2$	$a_{23}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00005	1.64
	$SZ_3$	$a_{24}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00021	6.86
$OE_2$		$a_{25}$	—	—	0.08510	6.91	—	—	0.07926	6.33	0.08077	6.32
	$SZ_2$	$a_{26}$	—	—	0.00890	0.45	—	—	0.00595	0.29	0.00718	0.35
	$SZ_3$	$a_{27}$	—	—	0.07105	3.59	—	—	0.06171	3.07	0.06155	3.01
$OE_3$		$a_{28}$	—	—	0.15617	11.66	—	—	0.14187	10.34	0.14534	10.39
	$SZ_2$	$a_{29}$	—	—	-0.00002	0.00	—	—	-0.00629	0.27	-0.00266	0.11
	$SZ_3$	$a_{30}$	—	—	0.01441	0.60	—	—	-0.00707	0.29	-0.00588	0.23
$OE_4$		$a_{31}$	—	—	0.23764	16.21	—	—	0.21615	14.32	0.22148	14.39
	$SZ_2$	$a_{32}$	—	—	0.01852	0.74	—	—	0.01107	0.42	0.01681	0.63
	$SZ_3$	$a_{33}$	—	—	-0.06752	2.35	—	—	-0.09961	3.38	-0.09272	3.09
$OE_5$		$a_{34}$	—	—	0.38751	21.95	—	—	0.36366	20.13	0.37000	20.07
	$SZ_2$	$a_{35}$	—	—	0.02435	0.79	—	—	0.01969	0.62	0.02529	0.78
	$SZ_3$	$a_{36}$	—	—	-0.19020	4.91	—	—	-0.19454	4.92	-0.18700	4.64
$AGE$		$a_{37}$	—	—	—	—	0.01503	7.72	0.00793	4.51	—	—
	$SZ_2$	$a_{38}$	—	—	—	—	0.00871	2.66	0.00859	2.89	—	—
	$SZ_3$	$a_{39}$	—	—	—	—	0.02388	7.63	0.03131	11.20	—	—
$AGE^2$		$a_{40}$	—	—	—	—	-0.00020	7.91	-0.00013	5.66	—	—
	$SZ_2$	$a_{41}$	—	—	—	—	-0.00009	2.20	-0.00009	2.38	—	—
	$SZ_3$	$a_{42}$	—	—	—	—	-0.00018	4.53	-0.00025	7.09	—	—
	$\bar{R}^2$				0.8319	0.8769		0.8346		0.8733		0.8683

表 11-1 モデルの推定結果, 韓国の男子労働者, 1985 年

標本数 155,437

		(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		
		パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	
		ーター		ーター		ーター		ーター		ーター		
		推定値		推定値		推定値		推定値		推定値		
	$a_1$	1.75036	38.96	1.68277	31.97	0.57391	4.49	0.69282	5.32	1.64215	31.20	
	$SZ_2$	$a_2$	0.06641	1.30	0.09582	1.62	-0.42363	2.85	-0.50428	3.33	0.05645	0.95
	$SZ_3$	$a_3$	0.10220	1.96	0.12474	2.06	-0.05754	0.36	-0.13954	0.86	0.13727	2.25
$ED_2$	$a_4$	0.18234	6.24	0.17546	6.15	0.10859	4.44	0.11667	4.84	0.17528	6.30	
	$SZ_2$	$a_5$	0.03561	1.09	0.03616	1.14	0.03451	1.28	0.02891	1.09	0.03755	1.22
	$SZ_3$	$a_6$	-0.01066	0.32	-0.00850	0.26	0.00125	0.04	-0.00620	0.23	-0.01420	0.45
$EE$	$a_7$	0.04781	10.18	0.03921	8.12	—	—	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_8$	-0.00399	0.74	-0.00022	0.04	—	—	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_9$	-0.01286	2.29	-0.00655	1.14	—	—	—	—	—	
$EE^2$	$a_{10}$	-0.00100	9.07	-0.00084	7.55	—	—	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_{11}$	0.00012	0.98	0.00004	0.34	—	—	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_{12}$	0.00025	1.70	0.00012	0.87	—	—	—	—	—	
$IE$	$a_{13}$	0.04001	5.12	0.01909	2.25	0.02301	3.18	0.00688	0.90	0.00880	1.04	
	$SZ_2$	$a_{14}$	0.00515	0.60	0.01078	1.15	-0.00610	0.77	0.00392	0.46	0.00529	0.56
	$SZ_3$	$a_{15}$	0.02279	2.63	0.02337	2.32	0.00597	0.73	0.01273	1.40	0.01606	1.60
$IE^2$	$a_{16}$	-0.00030	0.68	0.00029	0.65	0.00045	1.15	0.00090	2.25	0.00069	1.57	
	$SZ_2$	$a_{17}$	-0.00069	1.40	-0.00083	1.66	-0.00046	1.06	-0.00076	1.70	-0.00071	1.46
	$SZ_3$	$a_{18}$	-0.00101	2.05	-0.00089	1.71	-0.00066	1.47	-0.00078	1.68	-0.00079	1.54
$(EE+IE)$	$a_{19}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.04225	9.03	
	$SZ_2$	$a_{20}$	—	—	—	—	—	—	—	0.00593	1.11	

	$SZ_3$	$a_{21}$	—	—	—	—	—	—	—	—	—0.00684	1.21
	$(EE+IE)^2$	$a_{22}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00081	8.48
	$SZ_2$	$a_{23}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00007	0.69
	$SZ_3$	$a_{24}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.00021	1.73
$OE_2$		$a_{25}$	—	—	0.10712	2.15	—	—	0.09904	2.24	0.09422	1.93
	$SZ_2$	$a_{26}$	—	—	-0.03371	0.61	—	—	-0.05001	1.02	-0.03981	0.74
	$SZ_3$	$a_{27}$	—	—	-0.02717	0.48	—	—	-0.04141	0.83	-0.02633	0.48
$OE_3$		$a_{28}$	—	—	0.18988	3.91	—	—	0.17534	4.07	0.17052	3.58
	$SZ_2$	$a_{29}$	—	—	-0.04968	0.92	—	—	-0.08856	1.84	-0.06718	1.27
	$SZ_3$	$a_{30}$	—	—	-0.04956	0.89	—	—	-0.08378	1.69	-0.05667	1.03
$OE_4$		$a_{31}$	—	—	0.24501	4.84	—	—	0.22402	4.97	0.21863	4.39
	$SZ_2$	$a_{32}$	—	—	-0.09493	1.68	—	—	-0.15248	3.03	-0.11927	2.14
	$SZ_3$	$a_{33}$	—	—	-0.07859	1.32	—	—	-0.12755	2.40	-0.09129	1.55
$OE_5$		$a_{34}$	—	—	0.30067	5.14	—	—	0.28334	5.46	0.27887	4.86
	$SZ_2$	$a_{35}$	—	—	-0.09172	1.40	—	—	-0.15356	2.65	-0.11424	1.78
	$SZ_3$	$a_{36}$	—	—	-0.10043	1.43	—	—	-0.15983	2.56	-0.11323	1.64
$AGE$		$a_{37}$	—	—	—	—	0.08715	12.07	0.07374	9.86	—	—
	$SZ_2$	$a_{38}$	—	—	—	—	0.02408	2.86	0.03306	3.80	—	—
	$SZ_3$	$a_{39}$	—	—	—	—	0.00215	0.23	0.01089	1.14	—	—
$AGE^2$		$a_{40}$	—	—	—	—	-0.00104	11.13	-0.00089	9.31	—	—
	$SZ_2$	$a_{41}$	—	—	—	—	-0.00026	2.43	-0.00037	3.31	—	—
	$SZ_3$	$a_{42}$	—	—	—	—	0.00001	0.14	-0.00007	0.60	—	—
	$R^2$				0.5320	0.5555	0.6406	0.6519			0.5775	

注 1) 被説明変数は  $\log_e W/H$  である。

2) 規模  $SZi$  は企業規模を示す。

3) 日本と同一職種範囲の標本を用いたときの推定結果を示す。

表 11-2 モデルの推定結果, 韓国の女子労働者, 1985 年

標本数 119,697

		(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		
		パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	パラメ	t 値	
		ーター		ーター		ーター		ーター		ーター		
		推定値		推定値		推定値		推定値		推定値		
	$a_1$	1.51241	36.08	1.45870	28.06	0.93696	5.93	1.00854	6.23	1.42863	26.84	
	$SZ_2$	$a_2$	-0.11259	2.52	-0.06278	1.14	-0.39181	2.26	-0.39839	2.24	-0.05688	1.00
	$SZ_3$	$a_3$	-0.13312	2.99	-0.07725	1.40	-0.49567	2.71	-0.59361	3.18	-0.06818	1.21
$ED_2$	$a_4$	0.31533	7.40	0.32566	7.68	0.26195	6.89	0.28708	7.48	0.33006	7.93	
	$SZ_2$	$a_5$	0.15874	3.53	0.15056	3.37	0.12588	3.13	0.11187	2.75	0.14643	3.34
	$SZ_3$	$a_6$	0.06019	1.35	0.04898	1.11	0.01769	0.44	-0.00967	0.24	0.04480	1.03
$EE$	$a_7$	0.01929	3.25	0.01317	2.15	—	—	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_8$	0.00589	0.90	0.00786	1.16	—	—	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_9$	0.01283	1.82	0.01853	2.57	—	—	—	—	—	
$EE^2$	$a_{10}$	-0.00048	3.12	-0.00034	2.15	—	—	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_{11}$	-0.00017	0.98	-0.00021	1.20	—	—	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_{12}$	-0.00045	2.21	-0.00060	2.85	—	—	—	—	—	
$IE$	$a_{13}$	0.06000	4.78	0.03343	2.28	0.04796	3.94	0.02648	1.93	0.02747	1.92	
	$SZ_2$	$a_{14}$	0.00095	0.07	0.00555	0.34	-0.00961	0.73	-0.00250	0.16	-0.00142	0.09
	$SZ_3$	$a_{15}$	0.00742	0.55	0.03475	2.05	-0.01357	1.03	0.01506	0.94	0.01428	0.86
$IE^2$	$a_{16}$	-0.00073	0.69	-0.00007	0.06	0.00006	0.06	0.00047	0.45	0.00027	0.25	
	$SZ_2$	$a_{17}$	0.00106	0.93	0.00106	0.87	0.00125	1.16	0.00114	1.00	0.00109	0.92
	$SZ_3$	$a_{18}$	0.00053	0.47	-0.00059	0.48	0.00113	1.05	0.00000	0.00	0.00015	0.13
$(EE+IE)$	$a_{19}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.01851	2.90	
	$SZ_2$	$a_{20}$	—	—	—	—	—	—	—	0.00770	1.09	



	$SZ_3$	$a_{21}$	—	—	—	—	—	—	—	—	0.01912	2.58
$(EE+IE)^2$		$a_{22}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00043	2.92
	$SZ_2$	$a_{23}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00018	1.10
	$SZ_3$	$a_{24}$	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.00048	2.63
$OE_2$		$a_{25}$	—	—	0.09077	1.73	—	—	0.08653	1.74	0.08541	1.66
	$SZ_2$	$a_{26}$	—	—	-0.06224	1.12	—	—	-0.06445	1.22	-0.06275	1.15
	$SZ_3$	$a_{27}$	—	—	-0.08599	1.55	—	—	-0.08660	1.64	-0.08588	1.57
$OE_3$		$a_{28}$	—	—	0.14723	2.68	—	—	0.13702	2.63	0.13551	2.49
	$SZ_2$	$a_{29}$	—	—	-0.07452	1.26	—	—	-0.08446	1.50	-0.07798	1.33
	$SZ_3$	$a_{30}$	—	—	-0.16183	2.63	—	—	-0.16980	2.91	-0.16800	2.76
$OE_4$		$a_{31}$	—	—	0.21281	3.15	—	—	0.19696	3.08	0.19741	2.96
	$SZ_2$	$a_{32}$	—	—	-0.06977	0.95	—	—	-0.08664	1.24	-0.07325	1.00
	$SZ_3$	$a_{33}$	—	—	-0.19709	2.51	—	—	-0.21803	2.92	-0.20865	2.68
$OE_5$		$a_{34}$	—	—	0.32291	2.99	—	—	0.30715	3.01	0.31011	2.92
	$SZ_2$	$a_{35}$	—	—	-0.14200	1.18	—	—	-0.14269	1.25	-0.12638	1.07
	$SZ_3$	$a_{36}$	—	—	-0.20459	1.52	—	—	-0.20983	1.65	-0.19654	1.48
$AGE$		$a_{37}$	—	—	—	—	0.04534	4.30	0.03529	3.25	—	—
	$SZ_2$	$a_{38}$	—	—	—	—	0.02182	1.86	0.02634	2.18	—	—
	$SZ_3$	$a_{39}$	—	—	—	—	0.03056	2.41	0.04279	3.29	—	—
$AGE^2$		$a_{40}$	—	—	—	—	-0.00063	4.14	-0.00050	3.18	—	—
	$SZ_2$	$a_{41}$	—	—	—	—	-0.00030	1.80	-0.00037	2.11	—	—
	$SZ_3$	$a_{42}$	—	—	—	—	-0.00043	2.28	-0.00060	3.13	—	—
	$R^2$				0.7087	0.7157		0.7399		0.7452		0.7249

年功賃金の日韓比較

表 12-1 個別データと集計データとの間の推定結果の比較, 日本の男子労働者, 1980 年

標本数 213,013

			<i>IE・EE</i> モデル				<i>IE・AGE</i> モデル			
			個別データ		集計データ		個別データ		集計データ	
			t-値		t-値		t-値		t-値	
		$a_1$	1.61232	405.07	1.62251	111.75	0.61151	63.25	0.60648	20.38
	<i>SZ</i> <sub>2</sub>	$a_2$	0.05127	7.92	0.04081	1.73	-0.11752	7.27	-0.15988	3.21
	<i>SZ</i> <sub>3</sub>	$a_3$	0.11999	14.77	0.09801	3.30	0.02995	1.46	-0.00094	0.01
<i>ED</i> <sub>2</sub>		$a_4$	0.10533	49.97	0.11436	14.90	0.09151	47.51	0.09903	16.97
	<i>SZ</i> <sub>2</sub>	$a_5$	0.00928	2.59	0.00840	0.64	-0.00096	0.29	-0.00301	0.30
	<i>SZ</i> <sub>3</sub>	$a_6$	0.02758	6.89	0.04166	2.86	0.01043	2.93	0.01972	1.82
<i>EE</i>		$a_7$	0.01721	71.70	0.01833	20.50	—	—	—	—
	<i>SZ</i> <sub>2</sub>	$a_8$	0.00560	14.39	0.00621	4.28	—	—	—	—
	<i>SZ</i> <sub>3</sub>	$a_9$	0.00565	12.29	0.00678	3.93	—	—	—	—
<i>EE</i> <sup>2</sup>		$a_{10}$	-0.00038	70.86	-0.00041	19.86	—	—	—	—
	<i>SZ</i> <sub>2</sub>	$a_{11}$	-0.00013	14.47	-0.00015	4.40	—	—	—	—
	<i>SZ</i> <sub>3</sub>	$a_{12}$	-0.00012	10.28	-0.00013	2.86	—	—	—	—
<i>IE</i>		$a_{13}$	0.01100	24.88	0.01043	6.37	0.00434	10.44	0.00330	2.57
	<i>SZ</i> <sub>2</sub>	$a_{14}$	0.01440	18.65	0.01226	4.27	0.00828	11.35	0.00582	2.57
	<i>SZ</i> <sub>3</sub>	$a_{15}$	0.02154	25.10	0.02008	6.23	0.00995	11.81	0.00746	2.81
<i>IE</i> <sup>2</sup>		$a_{16}$	-0.00009	6.49	-0.00008	1.40	0.00006	4.73	0.00009	2.09
	<i>SZ</i> <sub>2</sub>	$a_{17}$	-0.00018	7.59	-0.00014	1.53	-0.00006	2.77	-0.00001	0.08
	<i>SZ</i> <sub>3</sub>	$a_{18}$	-0.00035	15.08	-0.00033	3.75	-0.00019	8.53	-0.00018	2.40

$OE_2$	$a_{19}$	0.07314	16.77	0.07334	4.62	0.05078	12.07	0.05039	3.95	
	$SZ_2$	$a_{20}$	-0.03638	5.29	-0.02955	1.18	-0.04202	6.33	-0.03493	1.73
	$SZ_3$	$a_{21}$	0.01143	1.29	0.01612	0.50	0.02125	2.50	0.02622	1.02
$OE_3$	$a_{22}$	0.14229	31.57	0.14458	8.81	0.09221	21.11	0.09365	7.06	
	$SZ_2$	$a_{23}$	-0.05736	7.93	-0.04819	1.83	-0.06202	8.85	-0.05312	2.49
	$SZ_3$	$a_{24}$	-0.01103	1.20	-0.00356	0.10	0.01159	1.31	0.01995	0.74
$OE_4$	$a_{25}$	0.21516	49.17	0.22001	13.75	0.14186	33.16	0.14634	11.22	
	$SZ_2$	$a_{26}$	-0.06646	9.30	-0.05715	2.18	-0.07373	10.55	-0.06530	3.06
	$SZ_3$	$a_{27}$	-0.04022	4.61	-0.03895	1.21	-0.00910	1.07	-0.00536	0.20
$OE_5$	$a_{28}$	0.31655	68.22	0.32636	19.18	0.21868	47.81	0.22719	16.25	
	$SZ_2$	$a_{29}$	-0.10658	13.44	-0.09570	3.28	-0.10667	13.70	-0.09774	4.09
	$SZ_3$	$a_{30}$	-0.09405	9.57	-0.08691	2.39	-0.05106	5.34	-0.04138	1.40
$AGE$	$a_{31}$	—	—	—	—	0.06255	121.62	0.06358	40.09	
	$SZ_2$	$a_{32}$	—	—	—	0.01252	14.17	0.01457	5.34	
	$SZ_3$	$a_{33}$	—	—	—	0.00568	5.04	0.00620	1.76	
$AGE^2$	$a_{34}$	—	—	—	—	-0.00073	119.19	-0.00074	38.98	
	$SZ_2$	$a_{35}$	—	—	—	-0.00015	13.95	-0.00018	5.30	
	$SZ_3$	$a_{36}$	—	—	—	-0.00002	1.53	-0.00001	0.31	
	$\bar{R}^2$	0.3858		0.7532		0.4306		0.8411		
	残差平方和	18713.37		3741.55		17348.42		2408.11		
	推定の標準誤差	0.29641		1.07728		0.28540		0.86425		

表 12-2 個別データと集計データとの間の推定結果の比較, 日本の女子労働者, 1980年

標本数 107,225

		<i>IE·EE</i> モデル				<i>IE·AGE</i> モデル				
		個別データ		集計データ		個別データ		集計データ		
		t-値		t-値		t-値		t-値		
	$a_1$	1.41004	241.95	1.41400	115.66	1.32437	89.52	1.27064	39.95	
	$SZ_2$	$a_2$	0.02313	2.45	0.01470	0.74	-0.06997	2.90	-0.09626	1.85
	$SZ_3$	$a_3$	0.02124	2.19	-0.00794	0.39	-0.40311	16.81	-0.45821	8.89
$ED_2$	$a_4$	0.17489	47.26	0.17580	22.68	0.19224	55.68	0.19074	26.06	
	$SZ_2$	$a_5$	0.05438	8.77	0.06062	4.66	0.04848	8.41	0.05216	4.26
	$SZ_3$	$a_6$	0.01521	2.32	0.02438	1.77	-0.00441	0.71	-0.00055	0.04
$EE$	$a_7$	-0.00543	13.68	-0.00334	3.93	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_8$	0.00518	7.89	0.00659	4.69	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_9$	0.02874	43.46	0.03282	23.28	—	—	—	
$EE^2$	$a_{10}$	0.00007	7.54	0.00003	1.49	—	—	—	—	
	$SZ_2$	$a_{11}$	-0.00010	6.36	-0.00013	3.75	—	—	—	
	$SZ_3$	$a_{12}$	-0.00058	32.79	-0.00064	16.81	—	—	—	
$IE$	$a_{13}$	-0.00660	6.87	-0.00760	3.67	-0.00444	4.62	-0.00596	2.84	
	$SZ_2$	$a_{14}$	0.00041	0.23	0.00175	0.46	-0.00095	0.54	-0.00013	0.03
	$SZ_3$	$a_{15}$	0.06237	30.99	0.07136	16.07	0.05658	27.89	0.06382	14.04
$IE^2$	$a_{16}$	0.00044	12.70	0.00050	6.79	0.00046	13.27	0.00054	7.14	
	$SZ_2$	$a_{17}$	0.00025	3.80	0.00017	1.20	0.00027	4.05	0.00019	1.30
	$SZ_3$	$a_{18}$	-0.00154	23.74	-0.00183	12.89	-0.00156	23.94	-0.00186	12.94

39	$OE_2$	$a_{19}$	0.08226	13.99	0.08510	6.91	0.07786	13.19	0.07926	6.33	
		$SZ_2$	$a_{20}$	0.00843	0.89	0.00890	0.45	0.00569	0.60	0.00595	0.29
		$SZ_3$	$a_{21}$	0.07189	7.64	0.07105	3.59	0.06393	6.78	0.06171	3.07
	$OE_3$		$a_{22}$	0.14684	23.05	0.15617	11.66	0.13509	20.97	0.14187	10.34
		$SZ_2$	$a_{23}$	0.00492	0.47	-0.00002	0.00	-0.00047	0.04	-0.00629	0.27
		$SZ_3$	$a_{24}$	0.02644	2.37	0.01441	0.60	0.00809	0.72	-0.00707	0.29
	$OE_4$		$a_{25}$	0.22337	32.31	0.23764	16.21	0.20470	29.15	0.21615	14.32
		$SZ_2$	$a_{26}$	0.02382	2.03	0.01852	0.74	0.01733	1.44	0.01107	0.42
		$SZ_3$	$a_{27}$	-0.03345	2.53	-0.06752	2.35	-0.06133	4.58	-0.09961	3.38
	$OE_5$		$a_{28}$	0.36596	44.22	0.38751	21.95	0.34445	41.20	0.36366	20.13
		$SZ_2$	$a_{29}$	0.03967	2.77	0.02435	0.79	0.03475	2.39	0.01969	0.62
		$SZ_3$	$a_{30}$	-0.13186	7.47	-0.19020	4.91	-0.13427	7.56	-0.19454	4.92
	$AGE$		$a_{31}$	—	—	—	—	0.00399	4.91	0.00793	4.51
		$SZ_2$	$a_{32}$	—	—	—	—	0.00718	5.23	0.00859	2.89
		$SZ_3$	$a_{33}$	—	—	—	—	0.02945	22.68	0.03131	11.20
	$AGE^2$		$a_{34}$	—	—	—	—	-0.00008	7.96	-0.00013	5.66
		$SZ_2$	$a_{35}$	—	—	—	—	-0.00007	4.43	-0.00009	2.38
		$SZ_3$	$a_{36}$	—	—	—	—	-0.00026	15.83	-0.00025	7.09
		$R^2$		0.3953		0.8769		0.3935		0.8733	
	残差平方和		13075.80		1315.07		13114.62		1353.15		
	推定の標準誤差		0.34925		0.73011		0.34977		0.74061		

## VI 推定結果を用いた分析

(1) *IE*・*EE* モデルによる接近

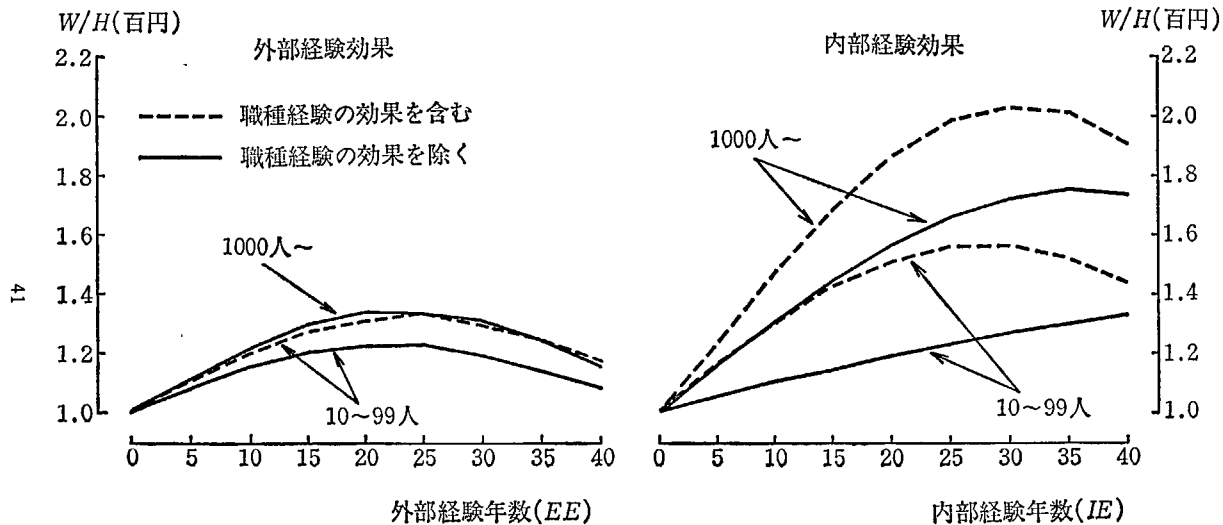
まず最初に熟練仮説を用いて企業内賃金構造への接近を試みよう。したがって使用されるモデルは *IE*・*EE* モデルである。図2および図3には、日本と韓国のそれぞれについて、男子労働者の外部経験プロファイルと内部経験プロファイルとを規模別に描いた。破線は職種経験の効果が未分離な場合を、実線はその効果を除去した場合を示す<sup>14)</sup>。各国とも職種経験の効果を除去すると、賃金曲線が下方へシフトすることが観察される。これは特に内部経験プロファイルにかんして顕著であり、職種経験年数を説明変数として含まない従来の分析では、企業特殊的熟練の効果が過大視されていたことになる。

実線で比較するなら、日本の場合、大企業の内部経験プロファイルは小企業のその上側に位置している。韓国の場合も、平均勤続年数（表2によれば 5年に満たない）から判断して、大部分の労働者が含まれると思われる勤続年数 25年未満では、やはり大企業の曲線が小企業のその上側にある。これは、大企業ほど特殊的熟練により多く依存していることを意味する。他方、外部経験プロファイルをみると、日本では大企業の曲線が上側に位置するが、韓国では小企業が上側にある。つまり韓国の場合と異なり、日本では大企業のほうが小企業より労働者の外部経験を大きく評価する傾向にある。

内部経験と外部経験との間の関係をもう少し詳しくみることにしよう。回帰モデルのうちこの二つの変数に関連する部分を取り上げると、次式のようなものである。

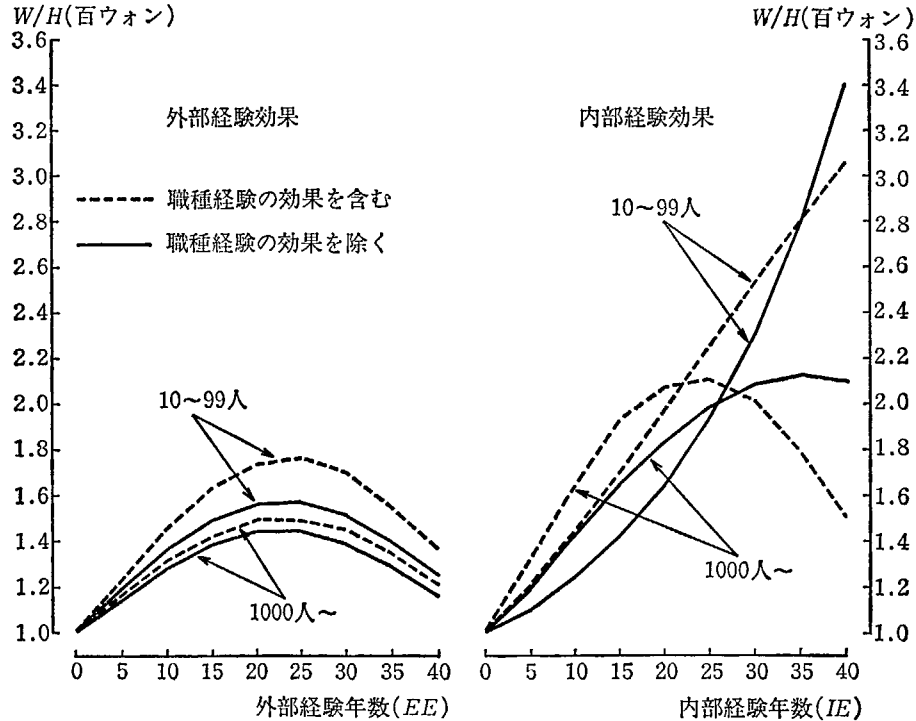
$$\ln W/H = \alpha EE + \beta EE^2 + \gamma IE + \delta IE^2 \quad \dots\dots\dots(4)$$

図2 外部経験 (EE) および内部経験 (IE) の時間当たり賃金に及ぼす効果, 男子労働者, 日本 (1980 年)



注) 表 10-1 の式 (1),(2) を利用.

図3 外部経験 (EE) および内部経験 (IE) の時間当たり賃金に及ぼす効果, 男子労働者, 韓国 (1985年)



注) 表 11-1 の式 (1), (2) を利用.

年功賃金の年間比較



年功賃金の日韓比較

同一の時間当たり賃金をもたらす  $EE$  と  $IE$  の関係は等賃金曲線で表現することができる。この曲線の傾斜を求めるために上式を全微分して

$$d \ln W/H = \{(\alpha + 2\beta EE) d EE + (\gamma + 2\delta IE) d IE\} H/W = 0$$

これより傾斜の絶対値は .....(5)

$$\left| \frac{d EE}{d IE} \right| = \frac{\gamma + 2 \delta IE}{\alpha + 2 \beta EE}$$

で示される。もしこれが1に等しいなら  $IE$  と  $EE$  とは等価交換、もし傾斜の絶対値が1より大なら  $IE$  に比して  $EE$  が低評価されていることを意味する<sup>15)</sup> (この点がポイントであるから、代替の弾力性より限界代替率のほうが私の分析目的にとって都合がよい)。

日韓両国について、男女別・規模別に  $IE$  や  $EE$  の平均値のところで限界代替率を計算したのが、表 13 である。日本の女子の 10~99 人では上式の分子と分母が負になるので、結果を省略した。限界代替率はすべて1より大である。これは、一定の時間当たり賃金を維持するには、内部経験の1単位の減少に対して外部経験が1単位以上増加しなければならないことを意味しており、外部経験が相対的に低評価されていることを示す。

どちらの国でも、男子より女子のほうが限界代替率が大きい。女子の外部経験が非労働力期間を多く含む事実を考慮すれば、当然のことといえよう。

日本の男子についてみると、大企業のほうが小企業より限界代替率が小さい。

この事実は、外部経験が大企業においてより高く評価されていることを意

表 13 外部経験 ( $EE$ ) の内部経験 ( $IE$ ) に対する限界代替率

			日 本 (1980)	韓 国 (1985)
男 子	10~99 人		1.508	1.466
	1000 人以上		1.242	2.103
女 子	10~99 人	—		5.324
	1000 人以上		3.600	2.574

注) 限界代替率は各国の各規模における  $EE$  および  $IE$  の平均値を用いて計算してある。使用した回帰方程式は表 10 および 11 の式 (2) である。

味する。あるいは、大企業では小企業より外部経験が割高（逆に内部経験が割安）である、といってもよい。韓国の男子にはこれと反対の事実が発見される。つまり、この国の大企業では小企業に比して外部経験が割安で、内部経験が割高になっている。また、男子大企業労働者の限界代替率を日韓の間で比較すると、日本のほうが内部経験は割安である。

われわれは第Ⅲ節で韓国の労働市場が日本のそれよりも流動的であることを確認した。流動的な市場をもった国のほうが外部経験を高く評価するのではないかとの予想は、1000人以上規模の男子労働者については妥当しない。日本の限界代替率は1.242であるが、韓国はそれより高く2.103だからである。これと同じことは、日本の規模間比較からもいえる。流動的な市場に直面する小企業（10～99人）の限界代替率は、閉鎖的労働市場をもつ大企業（1000人以上）のそれより大きい。これらの事実は、内部経験に対する外部経験の相対評価が企業の直面する外部労働市場の流動

表 14 高校以上卒業者の平均的屬性 (単位: 年または歳)

	日本 (1980)			韓国 (1985)		
	規模計	1000人～	10～99人	規模計	1000人～	10～99人
<b>男 子</b>						
外部経験年数	7.2	4.4	9.6	8.6	7.4	11.1
内部経験年数	6.8	9.2	5.8	3.7	4.2	2.3
年 齢	32.5	32.1	33.8	30.7	29.9	31.6
職種経験年数	8.0	9.0	7.9	5.7	5.7	5.8
<b>女 子</b>						
外部経験年数	8.8	10.3	9.1	2.4	2.0	4.4
内部経験年数	4.3	5.0	4.1	2.3	2.3	1.9
年 齢	31.4	33.4	31.6	22.9	22.4	24.5
職種経験年数	5.7	5.8	5.8	3.2	3.1	3.3

注) 標本に関する値。韓国は日本と同一職種範囲に設定されている。

性のみによって一義的に決定されるものでないことを示唆している。もし

年功賃金の日韓比較

内部労働市場が十分に発達し、内部経験の供給者が増えるなら、換言すれば内部経験の希少性が緩和されるなら、内部経験の外部経験に対する相対評価（これが限界代替率にひとしい）は低下するであろう。

最後に、 $IE \cdot EE$  モデルによって、企業内賃金構造に対する諸要因の寄与率をみてみよう。ここでは中卒者の初任給を基準とし、高校以上の学歴をもった労働者の賃金がそれから示す乖離部分を、回帰モデルで考慮した要因に分解した。高校以上卒業者の平均的属性は表 14 の通りである。表 15 には、男子労働者に関する分解の結果を掲げた。小企業と大企業とでは、要因の重要性が異なる。日本の小企業では職種経験年数の寄与が一番大きい。韓国では外部経験のウェイトが最大である。他方、大企業についてみると、日本では内部経験、韓国では外部経験の寄与が、それぞれ大きい。

どちらの国をみても、内部経験の寄与率は大企業のほうが小企業より大である。しかし韓国

表 15 中卒者初任給からの乖離に対する  
諸要因の寄与、男子労働者 (単位: %)

	日本 (1980)		韓国 (1985)	
	10~99人	1000人~	10~99人	1000人~
教 育	21.6	22.8	22.0	23.7
外部経験	26.1	14.6	41.6	28.8
内部経験	10.9	36.0	5.7	23.8
職種経験	41.5	26.5	30.7	23.7
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0

- 注 1) 利用した推定式は表 10-1 および表 11-1 の式 (2) である。  
 2) 中卒者初任給は  $ED_0=0, IE=0, EE=0, OE_2=OE_3=OE_4=OE_5=0$  として求められる。それと比較される賃金は、高卒以上の学歴をもつ平均的属性の労働者の賃金である。平均的属性は表 14 に示してある。  
 3) 寄与の構成比は  $\log_e W/H$  に関するもの。四捨五入のため、合計が 100.0 にならない場合もある。

韓国における外部経験への高い依存度は、労働市場のこの流動性を反映し

たものといえる。

女子について同じような計算を行った結果は、表 16 に示してある。こ

表 16 中卒者初任給からの乖離に対する  
諸要因の寄与、女子労働者 (単位: %)

	日本 (1980)		韓国 (1985)	
	10~99人	1000人~	10~99人	1000人~
教 育	48.5	22.4	55.4	65.4
外部経験	-7.7	26.7	8.7	10.4
内部経験	-6.3	31.9	10.8	26.8
職種経験	65.5	19.0	25.1	-2.5
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0

注) 利用した推定式は表 10-2 および表 11-2 の式 (2) である。  
その他の注は前表をみよ。

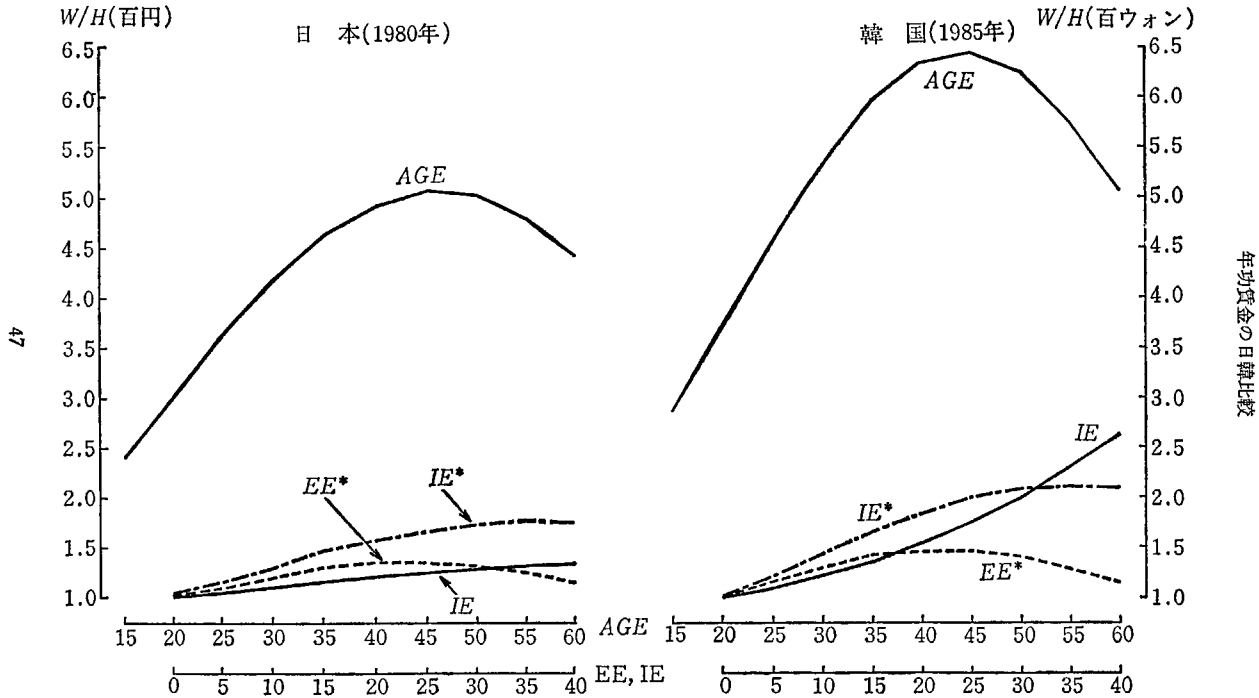
の計算結果によれば、日本の 10~99 人における外部経験や内部経験の効果はマイナスであった。同様なことは、韓国の 1000 人以上における職種経験の効果にもいえる。結果は不満なものだが、わが国の小企業では教育や職種経験が、また大企業では内部経験や外部経験が、それぞれ重要である。韓国では、規模のいかんを問わず、教育の効果が最も大きい。規模間で比べると、職種経験の効果は小企業で大きく、内部経験の効果は大企業で大きく現れる。

## (2) $IE \cdot AGE$ モデルによる接近

われわれは  $IE \cdot EE$  モデルよりも  $IE \cdot AGE$  モデルを優先させたい。その理由は、表 9 に関連した議論ですでに指摘したように、 $IE \cdot EE$  モデルやその変形モデルよりも年令そのものを説明変数に用いたモデルのほうが、自由度調整済み決定係数が高くなるからである。試みた若干のケースのなかで、特に  $IE \cdot AGE$  モデルが一番高い決定係数をあたえた。これらの事実は、年令がそれを構成する人的資本要因に還元することのできない別個の経済学的意味を持っていることを示唆するものである。

この点をもう少し詳しく検討してみよう。図 4 には、 $IE \cdot AGE$  モデルから計算した年令プロフィール ( $AGE$ ) と内部経験プロフィール ( $IE$ ) とが、実線で描いてある。また  $IE \cdot EE$  モデルから計算した内部経験プロ

図 4 年齢 (AGE), 外部経験 (EE\*), 内部経験 (IE, IE\*) の時間当り賃金に及ぼす効果, 1000 人以上の企業, 男子労働者



年功賃金の日韓比較

注) EE\* と IE\* は表 10-1 および 11-1 の式 (2) を利用. AGE と IE は同じく表 10-1 および 11-1 の式 (4) を利用.

表 17 中卒就職者が 45 歳のときの時間当たり賃金,  
1000 人以上企業, 男子労働者

EE	IE	日本 (1980 年, 百円)			韓国 (1985 年, 百ウォン)		
		EE の効果	IE の効果	積	EE の効果	IE の効果	積
0	30	1.00	1.72	1.72	1.00	2.08	2.08
5	25	1.11	1.65	1.83	1.15	1.98	2.27
10	20	1.21	1.56	1.89	1.28	1.83	2.34
15	15	1.29	1.44	1.86	1.38	1.65	2.27
20	10	1.33	1.30	1.73	1.44	1.43	2.05
25	5	1.33	1.15	1.53	1.44	1.21	1.74
30	0	1.30	1.00	1.30	1.39	1.00	1.39

注) 表 10-1 および表 11-1 の式 (2) を利用。

ファイル ( $IE^*$ ) と外部経験プロフィール ( $EE^*$ ) も、破線で図のなかに同時に描いておいた。これによれば、年令を人的資本の諸指標に分解した場合、個々の指標 (内部経験年数や外部経験年数) が説明する賃金の変化は非常に小さい。それに対して、年令で説明される賃金の変化は大幅である。

表 17 に示した数字は、中学校卒業者 (15 才) が 45 才になったときの時間当たり賃金を、外部経験 ( $EE$ ) と内部経験 ( $IE$ ) の色々な組合せの合成効果として計算したものである。単位をそれぞれ 100 円あるいは 100 ウォンとして、最大の時間当たり賃金は日本の場合が 1.89、韓国が 2.34 である。 $IE=EE=0$  としたときの時間当たり賃金は 1.00 であるから<sup>16)</sup>、最低と最高との間にみられる賃金の変化の幅はそれぞれ 0.89 あるいは 1.34 にすぎない。しかし図 4 の年令別賃金曲線からは、15 才と 40 ないし 45 才との間に日本で約 2.5、韓国で約 3.5 の格差がみられる。このように、人的資本要因で説明される賃金部分の変化は小さく、年令で説明される部分の変化は大きい。この事実から、年令は外部経験や内部経験の効果の単なる和で表しえない固有の作用を企業内賃金構造に及ぼしている

といえよう。

それでは、年齢に固有の作用とはなんであろうか。すでに述べたように、理論生計費指数は年齢とともに変化する。もし年齢を生計費の代理変数と読むなら、 $IE \cdot AGE$  モデルは生活費保障仮説を表したものと解釈できる<sup>17)</sup>。この仮説は企業内賃金構造の男女間における差異を非常にうまく説明できる。年齢別生活費を保障する必要があるのは、世帯主たる男子労働者に対してであって、家計補助的な女子労働者に対してではないからである。平均的な世帯規模の労働者を考えれば、少なくとも労働供給サイドからみる限り、かれの生活費はかれが大企業に就業するか否かによって相違するはずのものではない。しかし企業の支払能力が規模間で異なるので、年齢別賃金カーブも規模間で違った姿をとるようになる。この事実は生活費保障仮説を否定する材料としてより、賃金が需要要因と供給要因との相互作用のなかで決定されることを示す証拠と考えたほうがよい。

また、図4によれば、内部経験（企業勤続年数）は賃金に対して極く僅かな格差をもたらしているにすぎない<sup>18)</sup>。一般に勤続年数別賃金格差は労働者を企業内に定着させる機能を果たすものと考えられているが、図4に示された程度の格差で、この役割を十分に全うするとは思えない。しかし、労働者を企業に定着させるのは勤続年数別賃金格差だけではなからう。年齢別賃金曲線を他企業より高く設定することも、労働者に対してより高い生活水準の期待をあたえ、かれらを企業内に引き留める効果をもつ。

$IE \cdot AGE$  モデルによる企業内賃金の要因分析の結果を、表18および19に掲げた。表18は男子労働者に関するものである。日本・韓国ともに中学卒業者の初任給を基準とし、高校卒以上の学歴をもつ平均的属性の労働者の賃金が中卒者初任給から示す乖離部分を、諸要因の効果に分解した。この方法は前掲の表15および16の場合と同じである。高校卒以上の学歴をもつ労働者の平均的属性は、表14に示してある。

表 18 中卒者初任給からの乖離に対する  
諸要因の寄与, 男子労働者 (単位%)

	日本 (1980)		韓国 (1985)	
	10~99人	1000人~	10~99人	1000人~
教 育	12.6	12.6	13.0	12.1
内部経験	2.8	9.7	2.3	9.3
年 齢	65.9	62.7	59.7	68.0
職種経験	18.7	15.0	25.0	10.6
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0

- 注 1) 利用した推定式は表 10-1 および表 11-1 の式 (4) である。  
 2) 中卒者初任給は  $ED_2=0$ ,  $IE=0$ ,  $OE_2=OE_3=OE_4=OE_5=0$ ,  $AGE=15$  として求められる。それと比較される賃金は、高卒以上の学歴をもつ平均的賦性の労働者の賃金である。平均的賦性は表 14 の通り。  
 3) 寄与の構成比は  $\log_e W/H$  に関するもの。四捨五入のため、合計が 100.0 にならない場合もある。

表 19 中卒者初任給からの乖離に対する  
諸要因の寄与, 女子労働者 (単位%)

	日本 (1980)		韓国 (1985)	
	10~99人	1000人~	10~99人	1000人~
教 育	45.1	20.1	46.0	45.0
内部経験	-3.6	27.1	8.3	15.9
年 齢	7.4	40.5	23.7	44.4
職種経験	51.1	12.3	22.0	-5.3
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0

- 注) 利用した推定式は表 10-2 および表 11-2 の式 (4) である。  
 その他の注は前表をみよ。

上昇の効果と職種経験上昇の効果とが重なってしまい、これが年令要因に固有な作用を議論するうえでの障害になっていた。しかし、本稿のモデルでは職種経験の影響が除かれている。それゆえ、なぜ年令とともに賃金が上昇するのか、何らかの適切な説明方法を発見することが必要である。

私はこの現象を年令別生活費保障の観点から理解したい。もっと良い仮説が他にあるかもしれないが、しかし生活費保障仮説は、既存の諸仮説の

表 18 によれば、日本も韓国も年令の効果が大きい。どの規模をとっても 60% あるいはそれを超える寄与率であり、両国に共通性が認められる。われわれの回帰モデルは内部経験の他に職種経験を説明変数に含んでいる。したがって年令の効果はこれらの要因の作用を除去したもので、従来の分析に比べればより純粋な効果が検出されていることになる。職種経験を含まないモデルの場合は、年令



## 年功賃金の日韓比較

なかで、発見された現象に最も良くフィットしているように思える。その上この仮説は、前記のように、年令別賃金の男女間における差異を簡単に説明できる。これも生活費保障仮説の大きなメリットといえるであろう。

表 18 によれば、日本でも韓国でも教育の効果は 12~13% 程度であり、概して小さい。日韓に共通な事実として、職種経験の寄与が小企業で大きく、内部経験の寄与が大企業で大きいことが確認される。企業規模間における内部市場の発達の違いが、この差異をもたらしたと考えられる。しかしながら内部経験の企業内賃金構造に及ぼす影響は大きなものでない。日本では大企業で 9.7%、韓国では 9.3% にすぎない。われわれは内部経験を特殊人的資本の指標と考えるので、この要因に強く依存する仮説には賛成できない。長期にわたる勤続期間（したがって労働の準固定性）に関しては、質に関する情報が不十分な労働者の適性を見抜き、適材適所の人員配置を実現するための選別過程<sup>19)</sup>という解釈もありうる。内部経験と賃金との相関は、この仮説からも導くことができよう。しかし上と同様の理由で、この立場にも強い支持を与えるのは難しい。

表 19 は女子労働者の賃金に関する分析結果である。ここでも高校以上の学歴をもった労働者の平均的屬性として、表 14 に掲げた女子労働者に関する数字を利用した。予想されるように、男子に比べて年令要因の寄与は小さい。大企業の場合でも、中卒者初任給からの乖離部分の約 60% は各種の人的資本指標の効果に帰着できる。先の表 16 の場合と同様に、日本の 10~99 人の内部経験の効果と、韓国の 1000 人以上の職種経験の効果は、ともにマイナスである。日本の小企業では教育や職種経験が、大企業では年令や内部経験が、それぞれ重要である。韓国では、どの規模でも教育の効果が大きい。大企業では、それに次いで年令効果のウェイトが大であった。

## VII 分析結果の要約とその含意

男子労働者の企業内賃金構造に関する日韓比較によれば、次のような共通した事実が発見された。第一に、年齢それ自体を考慮したモデルは、内部経験と外部経験とを別々に考慮したモデルよりも高い決定係数を与える。第二に、年齢要因が企業内賃金構造に及ぼす効果は、内部経験と外部経験とが個別に及ぼす効果の和よりも大きい。これらの事実、年齢がそれを構成する人的資本諸指標と異なった働きを企業内で演じていることを、示唆するものといえよう。

本稿では、このような年齢要因の作用を生活費保障仮説の観点から解釈した。この解釈は、われわれのモデルが説明変数の一つに職種経験年数を含み、年齢効果と職種経験の効果とが分離されているために、従来の分析の場合よりも受け入れ易くなっていると思う。しかし、年齢を加えるとともに蓄積される人生経験の効果は、依然として未分離である。いわゆる「年功」には、この漠とした経験の作用も含まれる。だが、50才前後から低下し始める年齢別賃金の動きを、この要因と関連づけて説明するのは難しい。なぜなら、人生経験が50才辺りを境にその効力を失うとは思えないからである。

回帰分析に基づいて賃金構造を諸要因に分解した結果によれば、高校卒以上の学歴をもつ平均的屬性の男子労働者の賃金が中卒者初任給から示す乖離部分の60%以上は、日韓両国において、年齢要因（したがって生活費保障）に帰着させることができる。これに対して、内部経験の寄与率は日韓ともに大企業で10%前後、小企業では2~3%にすぎない。それゆえ企業勤続年数あるいは特殊人的資本の作用に強く依存する仮説は、事実から離れているといわざるをえない。

## 年功賃金の日韓比較

一人の男子労働者の賃金が彼を含む家族全員を扶養するに十分なものでなければならぬ、とする考えが成立したのは、産業革命期以降であると<sup>20)</sup>いわれている。農業が中心の社会では、家族の中で働ける者すべてがなんらかの形で生産的な仕事に従事していた。ここからは、一人の男子の働きで家族全員が養われるという考えは発生しにくい。したがってファミリー・ウェイジ（夫たる者の賃金は家族を扶養するに足る額であるを要する）という観念の形成は、工場制度の発達や、女子は本来家庭の中に留まるべきだとする思想の台頭とも密接に関連していたといつてよい。

年令別生活費保障はファミリー・ウェイジの観念をより一層徹底させたものである。結婚し、子供が生まれ、かれらが成長するにつれて、家族を養うに必要な費用は変化する。したがってファミリー・ウェイジは一般的にいえば年令の関数である。荒井一博が示唆したように、もし若年者が産出した付加価値の一部を削って高年令者に移転するなら、年令階級ごとに異なる生活費の必要額を、一定の付加価値の下で充たすことができよう。若い世代と高年令世代とで生産力に全く差異がなくても、世代間で所得の移転<sup>21)</sup>が行われるなら、年令別に傾斜した賃金カーブが発生しうる<sup>22)</sup>。

年功賃金の形成期といわれる大正年代は、わが国の産業構造が多分に女子労働依存型の軽工業から男子労働依存型の重工業へ向けてシフトしつつあった時代でもある。この変化の時期に、ファミリー・ウェイジという考えが次第に強さを増したとしても不思議はない。年若い女工の場合なら、いわゆる単身者賃金の支給で十分であるが、一家の生計を担う男子労働者に対しては、世帯の形成と扶養すべき家族の増加とに見合う賃金の支給が不可欠であろう。このように、重工業の発達に伴う男子労働者の増大は、新たに家長を対象とした労務管理の必要性を高めたといつてよい。職員に対しては、早い時期から年功的昇進に基づく手当ての上昇が存在したと考えられている。その起源を歴史的に遡れば、江戸時代における商家の経営に

たどりつくに違いない。したがって問題は、職員のみでなく工員（ブルーカラー）にも年齢別賃金が適用されるようになった背景が何であったかである。重工業を中心とした産業構造のシフトは、無視しえない重要な要因であったと思われる。

しかしながら、重工業化や男子労働者の増加はわが国に固有の現象ではなく、工業化を達成した国に共通して観察できる傾向である。この事實は、一面において、男子労働者の賃金がどこの国でも生活費保障の機能を果たさねばならぬことを示すが、賃金構造の設定については選択の余地がある。極端な事例として、年齢の如何にかかわらず一家を養うに必要な一定の賃金を支払う場合もあるし、最初は単身者賃金を支給し、年齢とともに加給する場合もある。更に、年齢に伴う加給を比較的早い時期で打ち切るケースや、50才前後に定年年令を定め、それまで連続的に賃金を高めるケースもある。後者の場合（定年までの連続的上昇）、終身雇用制と退職金制度とを結び付けるなら、生涯にわたる一家まるごとの生活保障になろう。

わが国の企業は、大正年代の後半に、どうして生涯にわたる生活保障とも称すべき賃金体系を選択したのだろうか。1917年のロシア革命と、これを契機とする労働組合運動の高揚とを抜きにして、この疑問に答えることは不可能であろう。当時の経営者の最大の関心事が、激しさを増しつつあった組合運動から労働者を隔離すること<sup>23)</sup>にあったことは確かである。かれらの生活上の必要を充たし、その不安を除くことによって、労働者の思想の穏健化を計ることが急務と考えられた。<sup>24)</sup>江戸時代の商家の経営に起源をもつ家族主義的管理が今一度呼び戻され、近代的資本主義企業の労務管理を支える理念として積極的に活用されたのである。間宏は次のように述べている。<sup>25)</sup>

「労務管理のうえにたつイデオロギーとして経営家族主義が叫ばれた。

## 年功賃金の日韓比較

これは基本的には労働運動に対応し、従業員の企業帰属意識を高めることを主眼としていた。」

年功賃金は経営家族主義の具体的な現れの一つと思われるが、それを経済的合理性と矛盾するもの<sup>26)</sup>と考えるのは適切でない。従業員を労働運動から遮断し、紛争を未然に防ごうとすること自体、合理性に根差した判断である。不安定な労使関係は正常な経営活動を損ない、企業目的の達成を困難にする。したがって紛争の極小化 conflict minimization は経営にとって欠くことのできない条件である。その上、年令別に傾斜した賃金構造の形成は、労働者に対してより高い生活水準への見通しを与え、かれらの関心を企業の存続と発展とに向けてることによって、モラルを高めるよう作用するかもしれない。高賃金経済というと、賃金の上昇が栄養価の高い食事・十分な休息等を通じて生産力を上昇させる効果を指すが、紛争を未然に防ぎ、労使関係を安定させ、企業忠誠心を刺激する作用も、広い意味での高賃金経済に含めて差し支えなかろう。更に、若年労働者のウエイトの高い経済では、年令別に傾斜した賃金によって労務費が節約されるかもしれない。

韓国経済においても、年令別賃金格差はわが国の場合と同じ機能を果たしていると思われる。しかしその形成過程の説明に際しては、日本による韓国の植民地化という事実を無視することはできない。年功的な賃金体系は、当然、この国の職場にも持ち込まれたはずだからである。しかし、戦前においては韓国民に対する差別が支配し、彼らは年功賃金体系の範囲外に置かれたといわれている<sup>27)</sup>。したがって韓国労働者が年功賃金の適用を受け、彼らの間にこの制度が定着したのは、戦後の成長過程においてである。

年令別の生活費保障は日韓両国の企業内賃金構造に共通して見られるが、これはより広範な国々にも妥当する賃金体系の思想であろうか。ごく間接的な証拠にすぎないが、若干の先進諸国について世帯主の年令別に消費支

出を追ってみると、年功カーブに似た曲線が観察できる。また、イギリスの賃金に勤続年数と年令とを説明変数とする回帰モデルを適用すると、非常に高い決定係数がえられる。<sup>28)</sup> この推定結果を用いて年令要因の寄与率を求めると、生産労働者についても事務労働者についても 80% 以上に達する。もとより、これらの事実は年令別生活費保障を主張する十分な根拠とはいえない。しかし、ここで強調しておきたい点は、厳密な職務給制度の採用が生活費保障仮説の否定を必ずしも意味しないことである。その運用次第では、職務給制度の下でも年令に見合った生活費の保障は可能である。

最後に、この仮説から導かれる政策的含意に触れておこう。生活費保障仮説によれば、生活費負担の軽減した高齢者の賃金が減少するのは、年功賃金の論理にむしろ合致した姿である。これはいささか極端な主張のようにみえるが、実はそうでない。年令別賃金は 50 才前後から減少しはじめており、事実として既にライフサイクルに応じた変化をみせている。問題は減額をどこまで認めるか、それを賃金体系の中に制度として組み込むかどうかである。

高齢者の処遇にはいく通りかの方法があるが、定年延長や勤務延長等の場合、延長後に“賃金がダウンしない”とする企業や、“定期昇給あり”とする企業がかなり多い。しかし、しばしば指摘されるように、この賃金体系が高齢者の雇用を困難ならしめている一因である。今後、わが国では内需依存型の産業構造に向けて大きな変化が予想されており、この過程では労働力人口の高齢化とも重なって、高年齢者の雇用問題が重要性を増すものと考えられる。彼らの雇用がどの程度確保されるかは、年令別賃金曲線を労働者自身がどこまで割り切って考えられるかに、多分に依存しているといえよう。

## 年功賃金の日韓比較

- 1) 小池和男は、小池 1966 のなかで、早い時期に年功賃金の国際的共通性を強調した（特に p. 130）。最近の研究としては、例えば小池 1981 あるいは Shimada, H. 1981 などがある。
- 2) 広い意味ではチーティング仮説もこの中に入る。インセンティブを論じた別の例として Pencavel, J. H. 1977 も指摘できる。かれは、出来高で支払われる作業の生産関数が労働時間ばかりでなく、労働者の努力の大きさにも依存すると想定した。しかしこの論文は直接年功賃金を扱ったものではない。
- 3) 小野旭 1987.
- 4) 隅谷三喜男は韓国の年令別賃金の成立根拠を「低賃金と生活費をまかなう賃金」、つまり年令別生活費保障に求めた（隅谷 1976 p. 93）。他方、小池和男は熟練形成の視点から韓国の年令別賃金を論じている（小池 1980）。この二つの視点を評価するのが、本稿の目的である。
- 5) しかし、韓国の場合はこれと逆であった。興味深いことに、この国では標本の抽出が中企業と大企業とに集中している。この事実を、すぐ後の表 2 で見るように、男子の賃金水準に反映されている。
- 6) 韓国の賃金構造調査からは、結婚状態や技能資格別にも情報が得られる。これらは日本の賃金構造調査では利用できない。
- 7) 21 歳から始まる 30 か月の兵役義務について、隅谷三喜男は次のように述べている。「使用者としてみれば、コストをかけて技能を教えこんでも、役に立つころになれば軍隊にとられ、兵役が終わっても元の企業に帰ってくる可能性はあまりないので、いきおい技能訓練には力を注ぐ気にならない。」（隅谷 1976 pp. 53-54）この指摘は、兵役義務自体が勤続年数を短くする要因であると同時に、元の企業に必ずしも戻ってこないために、更に勤続年数を短くする作用があることを意味する。
- 8) 職種経験年数は、1 年未満を 0.5 年、1 年以上 3 年未満を 2 年、3 年以上 5 年未満を 4 年、5 年以上 10 年未満を 7.5 年、10 年以上を 15 年とし、それぞれに労働者のウェイトを乗じて計算した。
- 9) 隅谷三喜男 1976 p. 97.
- 10) 隅谷三喜男は、1967 年および 1970 年のデータに基づき、韓国には大きな規模間賃金格差があると述べている（隅谷 1976 p. 76）。しかし小池和男によれば、規模間格差は 1967~77 年の間にかなり縮小したようである（小池 1980

p. 93).

- 11) job rotation を熟練形成の視点のみから解釈するのは疑問である。雇用職業総合研究所の調査によれば、熟練形成とほぼ同じぐらいのウェイトで、「本人の能力や適性上見合った持ち場への移動」つまり適材適所の人材配置が指摘されている（雇用職業総合研究所 1982）。労働者個々人の能力を見定めたり、マンネリ化を避けたり、顧客との癒着を防いだりする必要がある。これらの目的を達成するための移動は明確なルートを必要としないし、移動も定期的である必要がない。
- 12) Spence, M. 1973.
- 13) Mincer, J. 1974 p. 65
- 14) 経験年数別賃金が労働者の生産力を反映したもののか否かについては、Medoff, J. L. and Abraham, K. G. の批判がある（Medoff and Abraham 1980 および 1981）。かれらによれば、白人男子の管理的専門的従事者の賃金は経験年数との間に正相関をもつが、直属上司による成績査定（かれらはこれを労働生産性の指標として用いる）と経験年数との間には正相関がないか、あるいは負の相関さえあったという。かれらはこれを説明する要因として、労使間の暗黙の契約（離職を阻止したり、モラルを高めたりするに役立つ）、利潤以外の要因が経営者の効用関数の中に入ってくる可能性（部下を解雇したり、賃金を下げたりすると、監督者の不効用が高まる）、年長者を尊敬すべしとする価値観等に言及している。
- 15) 外部経験と内部経験との間の代替可能性を最初に分析したのは、Stoikov, V. 1973 である。
- 16) 被説明変数が時間当たり賃金の自然対数値であることに注意せよ。
- 17) この立場に立った分析例としては、例えば小野旭 1973 第7章および Tachibanaki, T. 1975 等がある。
- 18) これと同趣旨の主張はアメリカでも得られている（Abraham, K. G. and Farber, H. S. 1987 をみよ）。
- 19) 大橋勇雄 1978 を参照せよ。
- 20) 原 剛 1977 を参照せよ。
- 21) 荒井一博は世代間所得移転の観点から年功賃金の理論的分析をこころみた。Arai, K. 1983 を参照せよ。



## 年功賃金の日韓比較

- 22) 梅村又次は供給価格の序列と需要価格の序列の概念を用いて、年功賃金への接近を試みた(梅村 1967), かれによれば、賃金が生活保障的でありうるのは、需要価格の序列に親和的であるかぎりにおいて供給価格の序列に対する配慮が払われている場合である。つまり、労働の限界生産力が年令とともに上昇する場合にのみ、賃金が年令別に上昇しうることになる。これに対して、世代間所得移転の議論では、必ずしも限界生産力の年令別上昇を必要としない。理論的に一般化していえば、一人の労働者が定年年令まで年々産み出す限界生産力の現在価値と、かれが年々受け取る賃金の現在価値とが等しいなら、利潤極大の条件としては十分である。
- 23) 中村隆英 1961 pp. 52~53 あるいは隅谷三喜男 1967 pp. 20 および 188.
- 24) 尾高煌之助 1984 p. 237 に紹介されている「生活賃金」の議論をみよ。
- 25) 間 宏 1978 p. 38.
- 26) 尾高煌之助 1984 第7章, 特に pp. 239 および 241 を参照せよ。
- 27) 安 春植 1982 第3章.
- 28) 労働省 1979 参考資料 pp. 102~103.

### 参考文献

- Abraham, K. G. and Farber, H. S., "Job Duration, Seniority, and Earnings", *American Economic Review*, June 1987
- 安 春植, 『終身雇用制の日韓比較』, 論創社, 1982 年
- Arai, K., "A Model of the Seniority-Based Wage System with Intergenerational Transfers", Hitotsubashi Univ. RUEE Working Paper #83-12 (mimeo), 1983
- Becker, G. S., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, NBER and Columbia Univ. Press, 1964, 2nd ed., 1975 (佐野陽子訳『人的資本』, 東洋経済新報社, 1976 年)
- 船橋尚道, 「企業内賃金構造」(篠原・船橋編『日本型賃金構造の研究』, 労働法學研究所, 1961 年)
- 船橋尚道, 「企業内賃金構造」(船橋編『日本の賃金』, 日本評論社, 1967 年)
- 原 剛, 「ファミリー・ウェイジ——19 世紀英国におけるその観念の成立」, 『社会経済史学』, Vol. 43, No. 3, 1977

- 間 宏,『日本労務管理史研究』,御茶の水書房,1978年
- 小池和男,『賃金——その理論と現状分析』,ダイヤモンド社,1966年
- 小池和男,「韓国の熟練形成と賃金構造」(日本労働協会編『韓国の労働事情——工業化と熟練形成——』,日本労働協会,1980年)
- 小池和男,『日本の熟練——すぐれた人材形成システム』,有斐閣,1981年
- 雇用職業総合研究所,『企業内労働力の有効活用に関する実態調査』,1982年
- Lazear, E. P., “Why Is There Mandatory Retirement?”, *Journal of Political Economy*, Dec. 1979
- Medoff, J. L. and Abraham, K. G., “Experience, Performance, and Earnings”, *Quarterly Journal of Economics*, Dec. 1980
- Medoff, J. L. and Abraham, K. G., “Are Those Paid More Really More Productive? The Case of Experience”, *Journal of Human Resources*, Spring 1981
- Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, NBER, 1974
- 中村隆英,「企業規模別賃金格差についての二つの視点」(篠原・船橋編『日本型賃金構造の研究』,労働法學研究所,1961年)
- 尾高煌之助,『労働市場分析』,岩波書店,1984年
- 大橋勇雄,「不完全情報・労働の準固定性・企業内選抜」,『季刊理論経済学』,1978年8月
- 大橋勇雄,「企業内労働市場における定年と内部昇進制」,『日本労働協会雑誌』,1981年10月
- 小野旭,『戦後日本の賃金決定』,東洋経済新報社,1973年
- 小野旭,「熟練仮説か生活費保障仮説か」,一橋大学研究年報『経済学研究』,1987年4月
- Pencavel, J. H., “Work Effort, On-The-Job Screening, and Alternative Methods of Remuneration”, in Ehrenberg, R. G. (ed.), *Research in Labor Economics*, Vol. 1, JAI Press, 1977
- 労働省編,『昭和54年版労働白書』,日本労働協会,1979年
- Salop, J. and Salop, S., “Self-Selection and Turnover in the Labor Market”, *Quarterly Journal of Economics*, Nov. 1976
- Shimada, H., *Earnings Structure and Human Investment: A Comparison*

年功賃金の日韓比較

*Between the United States and Japan*, Keio Economic Observatory,  
Keio Univ., Monograph No. 4, Kogakusha LTD, 1981

Spence, M., "Job Market Signaling", *Quarterly Journal of Economics*, Aug.  
1973

Stoikov, V., "The Structure of Earnings in Japanese Manufacturing Industries: A Human-Capital Approach", *Journal of Political Economy*,  
Mar./April 1973

隅谷三喜男, 『日本の労働問題』, UP 選書, 東京大学出版会, 1967 年

隅谷三喜男, 『韓国の経済』, 岩波書店, 1976 年

Tachibanaki, T., "Wage Determinations in Japanese Manufacturing Industries  
-Structural Change and Wage Differentials", *International Economic  
Review*, Oct. 1975

氏原正治郎, 『日本労働問題研究』, 東京大学出版会, 1966 年

梅村又次, 「年功賃金について」, 『経済研究』, 1967 年 4 月 (西川俊作編『労働  
市場』日本経済新聞社, 1971 年に所収)