

就業者における所得関数の計測 - JGSS-2000 からみた日本の雇用システムの一側面 -

西村 幸満

(東京大学社会科学研究所)

A trial measurement for income function analysis of labor in employment system

Yukimitsu, NISHIMURA

This paper examines income function of labor in the Japanese employment system. Mincer model estimates the effects of school investment and post-school investment on income. The definition of past workings examined only male company workers. This paper applies the estimate of income function for female company workers, civil servants, and self-employed. By this trial measurement of the institution of income determination, we find another aspect of the Japanese employment system.

Key words: JGSS-2000, Human capital, organization, Job, self-employment

本論文では、学校教育と職場訓練が所得を規定するという Mincer モデルを利用して、日本の雇用システムを分析した。Mincer モデルは、男性一般雇用者のみを分析したものであったが、それを女性一般雇用者に拡張しただけではなく、官公庁従事者、自営業にまで適用した。本論文は、所得関数の分析により、所得の決定機構という雇用システムの 1 局面を明らかにする試みである。

キーワード：JGSS-2000、人的資本、組織、職業、自営業

はじめに

本論文の目的は、社会的地位達成における教育と職場訓練の影響について労働経済学の分析用具である所得関数を利用して、所得決定機構からみる日本の雇用システムの実像を明らかにすることにある。

社会的地位達成をどのような尺度で測るかは、社会学と経済学では異なっている。社会学では、その指標として職業的地位達成をスコア化（職業威信スコア）することを考案している。職業威信スコアとは、11の職業評価因子によって構成される総合指標である⁽¹⁾。これに対して、経済学では、経済的地位達成として労働対価として獲得している個々人の収入を指標としている。

職業威信スコアは、職業イメージを数量化している点で非常に面白い指標であるが、回

答者の主観によって構成されているという限界をもっている。これに対して、収入は個人の労働能力を市場機構で判定したもので、客観性という意味では優れた指標である。本論文では、日本の雇用システム全体を見渡すことができる指標を必要としているので、より客観性の高い収入を社会的地位達成の指標として用いている⁽²⁾。

具体的な分析にはいる前に、この分析が把握しようとする就労者について述べておこう。この論文では、第一に、就労状態にあり所得を得ているものすべてが対象になっている点にある。すなわち、その一つは女性就労者である。さらに、就労状態で分類すれば、分析の対象者は、一般雇用者だけでなく、官公庁従事者であり、自営業従事者までを含んでいる。第二に、一般雇用の場合、ここでは2つの就労タイプを想定している。すなわち、最終学校を卒業後一貫して同じ従業先で働いている「就業一貫」タイプと、1度以上の退職経験をもっている「就業移動」タイプである。「就業一貫」タイプは、『賃金構造基本調査』で調査対象になっている「標準労働者」と対応する。過去の労働経済学研究が蓄積してきたものは、「賃金構造基本調査」の「標準労働者」を対象として所得関数の推計を行ってきたのであり、ここであげた「就業移動」タイプは分析に組み込まれることはない。第三に、1～9人規模の小零細規模の従業先に勤めるものも対象に含まれている。これも上記「賃金構造基本調査」を利用した推計の分析対象者⁽³⁾から排除されている層である。

このように、従来の労働経済学では、十分取り扱ってこなかった層にまで分析対象を拡大することで、日本の雇用システムの全体像を捉えることが可能になると考える。もちろん、分析に際してこれまでのような単一の分析モデルでは十分でない。そこで先行研究の結果に配慮しながら、探索的に所得関数の分析モデルを拡張することにした。

2. 教育訓練と所得

所得関数の推計は、所得に対する教育訓練の効果をみるミンサー型モデルをベースにしている。所得が本人の限界生産力に長期的に一致するというモデルの基本形は、以下の式であらわされる。Yは所得をあらわし、sは教育年数、tは労働経験年数をあらわしている⁽⁴⁾。

$$\text{Mincer の所得関数： } \ln Y = \alpha + \beta_1 s + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + C$$

このモデルは、所得が学校教育投資（教育年数）と職場訓練投資（労働経験年数）という2つの訓練によって決まることをもとに、若年期の訓練投資量の大きさに加え、労働経験年数とともにその投資は線形に減少すること（ t^2 ）を仮定したものになっている⁽⁵⁾。右項の各説明変数の係数（ β_1 、 β_2 、 β_3 ）が意味することは、それぞれの説明変数が1単位（1年）増加することに応じて得られる本人所得の上昇率である。

これまで男性一般雇用者の所得格差を説明するために利用されてきたこのモデルは、雇

用システムに付随する所得決定機構が、単なる年齢ではなく教育訓練の影響下にあることを確認したもので、年功制度として特徴づけられた日本型雇用の背後に長期的な投資回収のメカニズムが働いていることを示したのである。

人的資本投資の観点からすると、所得上昇への訓練投資は、個人の選択を左右する重要な要件となる。本論文では、同時に、所得の決定が、企業組織からすれば組織の維持・運営（人事管理）に関わる問題でもある点に着目する。なぜなら、所得決定機構は、個人の能力という供給側面だけではなく、能力を発揮する環境という需要側面によって構成されている。すなわち、優秀な人材の獲得、そのモチベーションの維持・管理など組織単位での戦略が個人の投資行動と整合した結果が、日本の雇用システムを構成している。個人の能力の測定は、企業組織の分析と重なっているといっていいただろう。人的資本がそもそも組織の生産性を測る構成要因として物的資本と分離されたものであることを改めて確認している。この論文で重要なことは、このモデルの適用可能性と限界を就労形態別に確認したうえで、さらに有効な説明変数の可能性 - 日本の雇用システムの局面 - を探索することである。

3. 所得分布と所得関数

3.1 就労者の所得分布

図1は、JGSS-2000のデータから本人の昨年の所得について尋ねたものを、5歳刻みの年齢コホートごとに平均値を算出し直し⁽⁶⁾、性・従業形態別にみたものである。従業形態の分類は、被雇用者（一般雇用と官公庁従業者）と自営業に分けてある。この図から読み取れる傾向は、次のようになる。まず、男性と女性の所得格差がどの就業形態でも著しいことである。被雇用者の中でも平等化がすすんでいるはずの官公庁従業者においても、それは顕著であることが確認できる。平均所得分布は、男性からは加齢効果を確認できる一方で、女性からはその影響を読み取ることは出来ない。一般雇用者についてみると、平均所得は、男性の場合40-45歳まで上昇を続け、その後55-59歳まで安定する。女性の場合は200万円前後で安定している。官公庁従事者についてみれば、男性の場合には55-59歳をピークとして年齢の増加に応じた所得上昇が確認できる。定年期の60-64歳でピーク時の4分の1以下に低下している。理念的な年功型所得上昇が確認できる。これに対して、女性の場合は、35-39歳まで所得が上昇した後、それ以降45-49歳まで安定する。自営業の場合は、被雇用者とことなり平均所得のピークは年齢的に早く一時的である。男性の場合には35-39歳、女性の場合には40-44歳で、その後ピーク時の前の水準まで低下して安定する。

官公庁従事者の平均所得は、一般雇用や自営業よりも高くみえるが、これは官公庁従事者が同年齢間の分散 - すなわち所得格差 - が小さいからである。一般雇用者は、職業による所得格差が大きく、高所得者の相対的比重が小さいために、平均すると所得はかなり低

めに算出される。

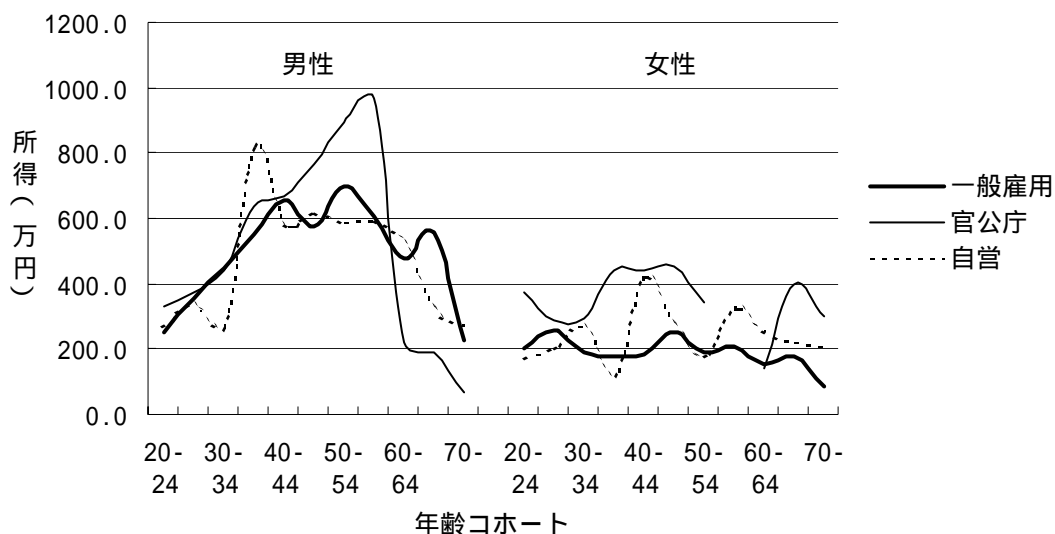


図1 性別・就業別所得分布

3.2 就業別所得関数の推計

表1は、就労形態別に Mincer モデルを適用して推計した結果である。ここでは、自営業においては就労者全体について記し、一般雇用者と官公庁従業者については60歳以下のみ記した。このモデルには、男性と女性の所得格差を測るために、性別ダミー⁽⁷⁾を投入したモデルも推計している。表には示さない全就業者の推計もこのモデルの推計はすべて有意な結果であり、雇用システムにおいて、訓練(学校教育と職場訓練)の重要性を確認することができる。

この表の決定係数(R^2)からは、なにゆえに男性一般雇用者の所得関数の推計だけがおこなわれてきたかが明らかである。すなわち、男性一般雇用者以外の就業者にとって、Mincer のモデルは、男性一般雇用者ほどには所得の決定に強い影響をもっていないのである。このことから、日本の雇用システムとは、これまで明らかにされてきた熟練形成システムと対応したものと⁽⁸⁾、さらに所得配分において異なった原則を持つと思われるセグメントを包括したものであると考えることができる。

性別ダミーは、訓練の同質性を仮定した状況において、どの就業形態においても、性別による所得格差が大きいことを示している。一般雇用者と自営業においては、特にその傾向が強い。一般雇用では女性に比べて男性のほうが93.3%、自営業では98.8%、官公庁従事者でも63.5%も所得が高いことを示している。投入した他の説明変数をコントロールした上でも、性別による所得格差は大きいことがわかる。性別所得格差は、歴然とした事実であり、その深刻さはこの数値からも明らかであろう⁽⁹⁾。

表 1 就業別所得関数の推計

	一般雇用		官公庁従事者		全自営	
	1019	1019	130	130	257	257
教育年数	0.148 **	0.100 **	0.142 **	0.119 **	0.049 +	0.041 +
労働経験年数	0.014	0.026 **	-0.024	0.016	0.073 **	0.076 **
労働経験年数 ² /100	0.018	-0.012	0.094 +	0.021	-0.080 **	-0.090 **
性別ダミー		0.933 **		0.635 **		0.871 **
定数	3.095 **	3.201 **	3.764 **	3.288 **	3.516 **	3.244 **
決定係数 (R ²)	0.176	0.481	0.276	0.421	0.081	0.307
(Ad J.R ²)	0.174	0.479	0.259	0.402	0.070	0.296

**p<.01, *p<.05, +p<.10

	一般雇用者		官公庁		自営	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
	532	487	73	57	136	121
教育年数	0.091 **	0.088 **	0.049 +	0.246 **	0.040	0.034
労働経験年数	0.105 **	-0.046 **	0.091 **	-0.085	0.102 **	0.035
労働経験年数 ² /100	-0.118 **	0.085 **	-0.094 +	0.191	-0.121 **	-0.040
性別ダミー						
定数	2.937 **	4.512 **	3.816 **	2.926 *	3.655 **	4.048 **
決定係数 (R ²)	0.380	0.061	0.485	0.275	0.276	0.025
(Ad J.R ²)	0.377	0.055	0.463	0.234	0.260	0.000

**p<.01, *p<.05, +p<.10

それぞれの就業形態を男女別に推計すると、まず説明力である決定係数の違いが大きいことがわかる。なかでも、一般雇用と自営業では、ここで投入した説明変数以外の要因によって所得の上昇が影響を受けていることがわかる。この点は節を改めて検討することとするとして(4、5節)ここで指摘しておきたいことは、官公庁従業者において女性は、学校教育投資(教育年数)においてのみ、所得の上昇を期待できる。職場訓練(労働経験年数)は全体では有意な影響をもたず、60歳以下に限っていえば、マイナスの影響すらもつことになる。すなわち、官公庁従業者の女性では、学校教育訓練投資のみが1年で所得を24.6%も上昇するが、その後の労働経験はむしろマイナスになる。このことは、入職前の人的資本量が官公庁従業者への入職機会だけを強力に左右している可能性を示唆する。サローが指摘した職業待ち行列(labor queue)が起こりやすく、また、学歴の取得がその後の将来を決定する学歴主義仮説に適合した結果になっている。その後は、図1にみるように、所得は35-39歳でピークを迎え、加齢効果はみられない。

自営業全体としてみると、決定係数(R²)の値からは、このモデルがわずかに貢献していることが分かる。ただし、表には示さなかったが、推計の対象者を60歳以下と55歳以下に制限すると、所得に対する訓練の効果は徐々に消失する。若い自営業主は、訓練によらないその他のビジネスチャンスによって所得の上昇をコントロールされている可能性がある。これに対して60歳前後とそれ以上の自営業者を含めると、教育訓練(学校教育と職場訓練)の高さが所得を上昇に影響を与えている。男性の場合に限ると、所得の上昇は労働経験年数のみによる上昇であるが、これも55歳以下になると消失してしまう。自営

業全体としては Mincer モデルのような一定の原則で所得をコントロールできないという事実がここに確認できる。その中で、若い層を含めた自営業主がはたしてどのような要因によって所得の上昇をもたらしているのか、この点についても別に節（5 節）を設けて検討することにしよう。

4 . 一般雇用者と官公庁従業者における所得配分

4.1 組織要因の検討

ここでは、一般雇用者と官公庁従業者をとりあげて、所得配分をおこなう組織の影響について検討する。先行研究が明らかにしているように、一般雇用者の所得格差には、訓練投資以外にも、従業先の規模、役職、そして職業的な要因とが強いことが指摘されている⁽¹⁰⁾。一部の分析には官公庁従業者が含まれているものもあるが、ここでは組織構造の違いをみるために分けてある。

表 2 組織変数を考慮した所得関数の推計（一般雇用者）

	一般雇用者								
	男女計		(含性別ダミー)		男性		女性		
	人数	1019	1021	1019	1021	532	532	487	489
教育年数		0.056 **	0.018 *	0.048 **	0.025 **	0.046 **	0.048 **	0.059 **	0.014
労働年数		-0.005		0.013	-	0.083 **	-	-0.038 *	-
労働年数 ² /100		0.024		-0.006	-	-0.099 **	-	0.067 **	-
企業外労働年数			-0.029 **	-	-0.010	-	0.028 **	-	-0.045 **
労働年数 ² /100			0.035 *	-	0.010	-	-0.031 *	-	0.050 **
企業内労働年数			0.044 **	-	0.043 **	-	0.045 **	-	0.038 **
労働年数 ² /100			-0.079 **	-	-0.076 **	-	-0.069 **	-	-0.041
性別ダミー				0.723 **	0.692 **				
企業規模									
30-299ダミー		0.264 **	0.256 **	0.223 **	0.217 **	0.139 **	0.135 **	0.296 **	0.314 **
300以上ダミー		0.486 **	0.389 **	0.426 **	0.351 **	0.338 **	0.296 **	0.510 **	0.401 **
役職ダミー									
係長ダミー		0.691 **	0.533 **	0.367 **	0.252 **	0.213 **	0.188 **	0.752 **	0.517 **
課長ダミー		0.916 **	0.763 **	0.506 **	0.389 **	0.358 **	0.336 **	0.901	0.805
部長以上		1.084 **	1.025 **	0.778 **	0.720 **	0.559 **	0.549 **	1.117 **	1.022 **
定数		4.352 **	5.162 **	3.956 **	4.549 **	3.682 **	4.400 **	4.555 **	5.231 **
決定係数 (R ²)		0.438	0.497	0.590	0.633	0.528	0.520	0.256	0.411
(Adj. R ²)		0.434	0.492	0.586	0.629	0.521	0.511	0.243	0.398

**p<.01, *p<.05, +p<.10

表 2 は、一般雇用者をとりあげ、企業規模別⁽¹¹⁾、役職別⁽¹²⁾の影響に加え、全労働経験年数の代わりに労働経験年数を 2 つ（現職の労働経験年数、現職以外の労働経験年数）に分けたモデルでも推定した。この表から一般雇用者の雇用システムを読み取ってみよう。

男女計でみた場合、まず、教育訓練の他に企業規模が大きいほど、そして役職が高くなるほど所得の上昇が期待できる。また、トータルとしての労働経験年数は、有意な効果をもたないが、それは、企業外の経験と企業内の経験が相殺しあった結果であることがわか

る。そのため、学校教育の効果を3分の1以下にすることがわかる。

性別ダミーを投入したモデルでは、性別格差が大きい事実を確認する以外は、男女計の推計と大きく変わらない。しかし、企業内の労働経験年数が有意であることをみると、男性は女性と比べて企業内での労働経験年数がより高く評価されていることがわかる。

男性一般雇用者は、投入したすべての変数が有意な効果を与えている。特徴的なのは、企業外の労働経験年数も企業内の労働経験年数に及ばないながらも有意な効果をもっていることである。一貫して企業内で労働経験を積んでいく「生え抜き」的な「就業一貫」タイプの労働者は、確かにより所得の上昇を獲得している。しかし、「就業移動」タイプの経験があっても、所得へ有意なプラスの影響を与えている。過去に他の職場で働いた経験がまったく無駄になっているわけではない。これに対して、女性一般雇用者は、トータルの労働経験年数がマイナスの影響を与えてはいるものの、所得の減少は緩やかである。企業外の労働経験年数は所得の上昇にマイナスの影響を与えていたうえに、学校教育投資の効果を消失させてしまう。就業を継続しても所得は上昇せず、転職してもそれまでの投資効果が消失するか相殺してしまうのである。男性と比べて定数項が高いのも、所得の上昇がそれまでの教育訓練や入職後の訓練投資からはほとんど期待できないからである。

4.2 職業要因の検討

一般雇用者全体でみると、所得の決定に訓練投資が影響を与えているその大まかな傾向を確認するができた。また、性別や組織要因の影響が訓練投資をコントロールしたうえでも大きいことも読み取ることができた。つぎに検討するのは、職業要因である。職業はそれ自体の自律性を確保するために個別の訓練を必要とする。所得の決定機構における訓練のあり方を確認する上でもこの問題は避けて通れない。

表3は、おおきく5つの職業群に分けてみた所得関数の結果である⁽¹³⁾。職業全体に共通するのは、組織要因(企業規模)の影響である。企業規模が有意に影響を与えないのは、男性専門職だけである。女性専門職の場合は、このカテゴリーに「保母・保父」と「看護婦」が半数近くいることが、企業規模の影響を反映している。

表3の結果から職業ごとの教育訓練の影響について整理しておこう。ここで訓練投資の影響は、学校教育(S)と職場訓練(企業外と企業内)の組み合わせから8通り(7通り+当てはまらない)考えられるが、実際の結果から導き出されたのは5通り(4通り+当てはまらない)である。学校教育投資が有効なのは、2つの組み合わせである。まず、学校教育と企業内訓練の組み合わせは、男性専門職である。学校教育だけなのは男性管理職である。職場訓練投資が有効なものも2つの組み合わせで、一つ目は、企業内・企業外訓練で男性生産作業職と、女性専門・事務職である。しかし、企業外の訓練投資はマイナスの影響を与えている。もう一つは、企業内訓練だけのもので、男性の事務・販売・サービス職である(図2)。訓練投資が所得の上昇に有意な影響を与えず、企業規模が大きいほど -

なわち、企業規模の大きい就職先への機会を得るか否かという要因が効果をもつほど - 所得上昇が期待できるのは、女性販売・サービス職と女性生産作業職である。要するに、男性の販売職と生産作業職が比較的離転職しやすいことを除けば、男性の他の職業、あるいは女性は離転職することにリスクがつきまとうことを示している。

表3 職業別所得関数の推計

	専門職			管理職		事務職		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	男女計	男性	女性
	144	53	91	177	159	255	103	152
教育年数	0.049 ⁺	0.102 ^{**}	0.019	0.067 ^{**}	0.081 ^{**}	0.015	0.029	0.009
企業外労働年数	-0.037	0.013	-0.06 ⁺	0.006	0.018	-0.052 ^{**}	0.014	-0.083 ^{**}
労働年数 ² /100	0.073	0.010	0.113 ⁺	0.011	-0.011	0.079 ⁺	-0.011	0.126 ⁺
企業内労働年数	0.075 ^{**}	0.065 ^{**}	0.068 ⁺	0.017	0.007	0.053 ^{**}	0.066 ^{**}	0.050 ^{**}
労働年数 ² /100	-0.104 ⁺	-0.083 ⁺	-0.06	-0.013	0.010	-0.062 ⁺	-0.084 ⁺	-0.044
性別ダミー	0.351 ^{**}			0.416 ^{**}		0.526 ^{**}		
企業規模								
30-299ダミー	0.338 ^{**}	-0.091	0.498 ^{**}	0.155 ⁺	0.132 ⁺	0.131	0.003	0.213 ⁺
300以上ダミー	0.358 ^{**}	0.103	0.444 ⁺	0.241 ^{**}	0.217 ^{**}	0.256 ^{**}	0.291 ^{**}	0.192 ⁺
定数	4.555 ^{**}	3.854 ^{**}	5.266 ^{**}	4.692 ^{**}	4.892 ^{**}	5.322 ^{**}	4.781 ^{**}	5.793 ^{**}
決定係数 (R ²)	0.569	0.691	0.479	0.307	0.235	0.558	0.508	0.383
(Ad J.R ²)	0.543	0.643	0.435	0.274	0.199	0.543	0.472	0.353

**p<.01, *p<.05, +p<.10

	販売・サービス職			生産作業職		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
	239	102	137	236	153	83
教育年数	0.025	0.048 ⁺	0.009	-0.008	0.013	-0.045
企業外労働年数	0.007	0.040 ⁺	-0.028	0.002	0.030 ⁺	-0.042 ⁺
労働年数 ² /100	-0.020	-0.044	0.021	-0.010	-0.050 ⁺	0.042
企業内労働年数	0.051 ^{**}	0.073 ^{**}	0.025	0.043 ^{**}	0.043 ^{**}	0.028
労働年数 ² /100	-0.082 ⁺	-0.128 ^{**}	0.046	-0.075 ^{**}	-0.068 ⁺	-0.032
性別ダミー	0.768 ^{**}			1.027 ^{**}		
企業規模						
30-299ダミー	0.359 ^{**}	0.332 ^{**}	0.422 ^{**}	0.137 ⁺	0.104	0.226 ⁺
300以上ダミー	0.334 ^{**}	0.209 ⁺	0.437 ^{**}	0.352 ^{**}	0.239 ^{**}	0.596 ^{**}
定数	4.273 ^{**}	4.096 ^{**}	5.093 ^{**}	4.579 ^{**}	4.991 ^{**}	5.778 ^{**}
決定係数 (R ²)	0.540	0.433	0.322	0.702	0.354	0.507
(Ad J.R ²)	0.524	0.391	0.285	0.691	0.323	0.461

**p<.01, *p<.05, +p<.10

以上のように、職業別の所得関数の推計結果は、各職業における所得の決定機構が、日本的雇用システムの一部を反映していることを示している。同じ職業において決定される所得のあり方は、教育投資の効果を反映しているが、同時に男性と女性の所得格差には、単一の所得決定機構が存在していないことを示している。

	専門		管理		事務		販売・サービス		生産作業	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
学校教育				-						
企業外訓練				-						
企業内訓練				-						
	< 1p,	< 5p,	< 10p,	< -1p,	< -5p,	< -10p				

図2 職業別にみた訓練の効果

女性の場合は、学校教育訓練投資がほとんど有意な影響を与えず、入職後の訓練の影響が大きい。このような教育訓練の影響がなく規模別の影響が大きいことは、教育訓練が行われていないというのではない。技能の陳腐化や離転職などによって投資の回収が十分ではなかったのである。よりよい所得決定機構をもつ職場への入職機会を得るか否かがその後の職場訓練投資を規定している現実や学歴別労働市場の存在を考慮すれば、その入職機会を得るための「待ち行列」(labor queue)に加わるために、より多くの学校教育投資は必要になるだろう。これに対して、入職機会に対して必要以上に高い学歴をもっている女性の場合には、なんらかのイベント - 離転職 - によって学校教育投資の効果を減少あるいは解消しなくてはならない。離転職により過去の訓練効果が喪失したというよりも、離転職において新たな「待ち行列」に並ぶために訓練効果を消費したと考えた方が適切なのかもしれない。

4.3 官公庁従事者の検討

表4から官公庁従事者の雇用システムを確認しよう。一般雇用と比べ投入した変数が少ない割に決定係数 (R^2) の高さが目立つ。これは学校教育訓練の効果が一般雇用よりも大きいことが一つの要因である。性別による所得上昇効果も一般雇用よりは小さい。トータルの労働経験年数の効果はないが、それは、一般雇用同様に、企業外の労働経験年数と企業内の労働経験年数が相殺しているからである。ただし相殺しあっている効果は一般雇用よりも大きい。組織変数の効果を見ると、図1でみた性別による所得格差は、官公庁従事者の勤続の仕方によるものと考えられる。女性が学校教育投資のみで所得を上昇させているのに対して、男性は組織構造を利用した組織への勤続効果と昇進効果によって所得の上昇をしている。おそらく女性官公庁従事者のほとんどは、昇進への積極的なインセンティブをもたずに勤続を重ねているのであろう。このデータからはわからないが、次ぎのようなことを考えることができる。女性官公庁従事者は、各種別ごとに明確に分かれた賃金体系を元に就労している。この場合、年齢以外の要因による賃金格差がほとんどない。このような雇用システムで就労すると、稀に昇進していくキャリア層の所得が、以上の結果に過剰に反映されているのかもしれない。

表4 組織変数を考慮した所得関数の推計（官公庁従事者）

	官公庁従事者								
	男女計		(含性別ダミー)		男性		女性		
	人数	130	129	130	129	73	72	57	57
教育年数		0.135 **	0.080 **	0.120 **	0.077 **	0.049 *	0.053 **	0.240 **	0.094 *
労働年数		-0.032	-	-0.001	-	0.069 *	-	-0.070	-
労働年数 ² /100		0.084	-	0.034	-	-0.070 +	-	0.160	-
企業外労働年数		-	-0.107 **	-	-0.089 **	-	-0.035	-	-0.055
労働年数 ² /100		-	0.175 **	-	0.146 +	-	0.086 +	-	0.050
企業内労働年数		-	0.052 **	-	0.055 **	-	0.032 *	-	0.067 *
労働年数 ² /100		-	-0.062	-	-0.072 **	-	-0.011	-	-0.075
性別ダミー				0.471 **	0.231 *				
役職ダミー									
係長ダミー		0.680 **	0.323 **	0.491 **	0.252 *	0.249 *	0.265 **	0.593 +	0.053
課長ダミー		0.680 **	0.594 **	0.474 *	0.503 **	0.371 **	0.383 **	-0.100	-0.206
部長以上		0.428	0.444 *	0.304	0.356	0.392 *	0.344 +	-0.213	0.673
定数		3.998	5.403 **	3.580 **	5.145 **	4.120 **	5.232 **	2.802 +	4.659 **
決定係数 (R ²)		0.413	0.683	0.481	0.698	0.560	0.637	0.326	0.867
(Ad J.R ²)		0.384	0.662	0.452	0.676	0.520	0.591	0.245	0.752

**p<.01, *p<.05, +p<.10

5. 自営業者の所得配分

第3節の結果、一般雇用者と比べて自営業の所得上昇には、Mincer モデル自体の適用可能性（説明力）が低いことが明らかになった。この節では、先行研究から抽出した変数群と新たに用意した仮説を説明変数として投入し、所得関数の推計を試みてみたい。

最近の自営業研究のパターンは、日本の労働力構成が高齢化している当面の問題から、自営業の創出を引退との関係から分析するものが多い⁽¹⁴⁾。第3節でも指摘したように、自営業者の年齢区分を55歳以下に分割すると、有意な影響を与えていた労働経験年数の効果は消失する。玄田・神林（2001）の推計では自営業の収入に年齢が影響を与えているが、年齢を労働経験年数に限定すると消失する効果は、過小評価によるものかもしれない。このような探索的な試みは厳密な理論にまで整理されてはいないが、第1義的には現状を理解するために行うことにした。

ここでは所得の上昇に対して影響を与えるであろう要因として、教育年数と労働経験年数という教育訓練仮説⁽¹⁵⁾に加えて、つぎのような仮説を作成した。

- (1) 自営業の世代間継承性の高さ
- (2) 自営業の世代内継承性 - 技能形成の高さ
- (3) 規模の経済性
- (4) 経営戦略

(1) 世代間継承性については、生業としての性質に注目して、(a) 父職が自営であることにより⁽¹⁶⁾、(b) 3大都市に居住していることにより⁽¹⁷⁾、(c) 資産として持ち家があることにより⁽¹⁸⁾、所得上昇が期待できると考えた。(2) 世代内継承性については、過去の職業キャリアに注目して、(d) 初職が一般雇用であることにより⁽¹⁹⁾、所得上昇が期待できると考えた。(3) 規模の経済性は、(e) 規模が大きいほど経営が安定している⁽²⁰⁾と考えた。(4) 経営戦略としては、組織の零細性に付随する(f) 配偶者が家族従業者であることにより⁽²¹⁾、あるいは(g) 世帯内人数が多いことにより⁽²²⁾、所得上昇が期待できると考えた。表5はその結果を示している。

表5 自営業における所得関数の推計

	男女計		男性	女性	男女計		男性	女性
	257	257	136	121	256	256	136	120
教育年数	0.039	0.032	0.031	0.017	0.045 ⁺	0.047 ⁺	0.052 ⁺	0.038
勤続年数	0.092 ^{**}	0.088 ^{**}	0.102 ^{**}	0.046				
勤続年数 ² /100	-0.102 ^{**}	-0.101 ^{**}	-0.122 ^{**}	-0.050				
企業外勤続年数					0.012	0.025	-0.022	0.064 ⁺
勤続年数 ² /100					-0.023	-0.047 ⁺	0.007	-0.089 ⁺
企業内勤続年数					0.037 ^{**}	0.038 ^{**}	0.037 ^{**}	0.023
勤続年数 ² /100					-0.065 ^{**}	-0.067 ^{**}	-0.073 ^{**}	-0.034
性別ダミー		0.797 ^{**}				0.828 ^{**}		
世代間継承性								
父職自営ダミー	-0.043	-0.061	-0.310 [*]	0.150	-0.104	-0.105	-0.476 ^{**}	0.178
大都市居住ダミー	0.343 ⁺	0.286 ⁺	0.043	0.570 ^{**}	0.286 ⁺	0.238 ⁺	-0.060	0.474 ⁺
持ち家ダミー	-0.148	-0.010	0.048	0.010	-0.209	-0.113	-0.060	-0.107
世代内継承性								
初職自営ダミー	0.304 [*]	0.164	0.241	0.210	0.274 ⁺	0.152 ⁺	0.068	0.191
規模ダミー	-0.256 ⁺	-0.387 ^{**}	-0.486 ^{**}	-0.309 ⁺	-0.242 ⁺	-0.391 ^{**}	-0.366 [*]	-0.284 ⁺
配偶者ダミー	0.637 ^{**}	0.319 [*]	0.340 [*]	0.224	0.580 ^{**}	0.238 ⁺	0.266 [*]	0.230
世帯人数	0.021	0.030	0.037	0.022	0.031	0.045	0.067 ⁺	0.028
定数	3.298 ^{**}	3.208 ^{**}	4.102 ^{**}	3.878 ^{**}	4.710 ^{**}	4.174 ^{**}	5.930 ^{**}	3.485 ^{**}
決定係数 (R ²)	0.216	0.374	0.397	0.147	0.193	0.366	0.383	0.172
(Adj. R ²)	0.184	0.346	0.349	0.070	0.153	0.332	0.323	0.079

**p<.01, *p<.05, +p<.10

4 つの仮説にしたがって新たに投入した変数は全部で7つになる。しかし、表1のMincer モデルと比べて決定係数の改善はそれほどみられない。新しい変数を投入したモデルの説明力はそれほど高まっていない。残念ながら、投入した変数以外の要因が、自営所得を規定している部分が多いのである⁽²³⁾。

世代間継承性は、不安定な結果になっている。ただし、男性と女性を分けて推計すると、男性の場合は、父職が自営であると所得に対してマイナスの効果をもつ。これは一定の年齢層以上の男性に顕著な傾向である。女性の場合は、3大都市への居住がプラスの影響を与えている。資産効果を見るための持ち家ダミーは有意な影響を与えていない。世代内継

承性は、初職が自営であると現職へのプラス効果をもつ。規模ダミーは、1人自営以外から規模が増えるにしたがってマイナスの効果をもっている。また、男性自営業の配偶者が家族従業者の場合は、所得に有意なプラス効果を与えている。規模ダミーと配偶者ダミーの結果は、自営業の経営が極めて脆弱であることを示している。

興味深いのは、教育訓練投資変数の影響である。労働経験年数が有意に正の影響を与えると同時に(9%前後)ある一定の年齢に達すると線形でその影響が減少していくことは、Mincer モデルで想定した通りである。ただし、自営業では学校教育投資の影響は有意ではなかった。そこで労働経験年数を企業外労働経験年数と企業内労働経験年数の2つに分解してみると、企業内労働経験年数だけが4%弱で有意な結果になると同時に、学校教育年数が有意になる。男性自営業に顕著に現われるこの傾向は、自営業の所得が年齢効果を受けているという玄田・神林(2001)の結果と整合的であるうえに、自営業経営が長期にわたる継続的な経験(年齢)のみに支えられていることを示している。このことは、一般雇用や公官庁従事者と似通った性質であることはいうまでもないだろう。

6. 結び - 日本の雇用システムの1局面

本論文では、所得関数という分析用具を使用して、日本の雇用システムの1局面を概観した。男女の格差の背後にある所得の決定機構の更なる解明については、今後の成果に期待するとしても、主に男性の雇用システムについて、ここでは一つの仮説的な結論を提示することにしよう。

これまで日本の雇用システムの特徴は、長期雇用、年功秩序、企業別組合の3つをいい、「三種の神器」といわれてきた。周知のとおり、この特徴は、製造業を中心としたの大規模事業所(工場)における地道な調査から演繹され確認されてきたものである。これに対して本論文は、所得関数の推計にあたり分析対象を就労者全体に拡大することによって、雇用構造全体を見渡すことを試みた。その結果、就労形態別に投入した変数以外の要因による影響が強かったことを改めて確認したものの、長期就労による技能の修得から得られる利得と離転職によるマイナス効果の存在は、どの就労形態の所得決定機構においても重要な機能をはたしていた。重要なことは、所得決定機構が年功的な原則あるいは長期的な回収に基づいて機能していることは、日本の雇用システムにとって避けられないのかもしれない、という点にある。とすれば、所得の不平等問題は、さまざまな要因をコントロールしても残る年功的な効用を排除することを模索するのではなく、所得決定において他の要因の裁量を高めていくことによって改善しうる点を模索することにもある。

[注]

- (1) 職業評価の変数は、用意した職業に対して、「教育(学歴)の高さ」「技能の高さ」「責任の高さ」「収入の高さ」「世間から受ける尊敬の高さ」「社会に対する貢献の大きさ」「社会に

対する影響力の大きさ」「創造性を発揮できること」「自立性の高さ（仕事のやり方を自分で決められること）」「かっこよさ」「権力の大きさ」の局面からそれぞれ4つの段階で評価する。評価は「非常に重視した」「やや重視した」「あまり重視しなかった」「まったく重視しなかった」である。詳細は都築一治編『職業評価の構造と職業威信スコア』1995年SSM調査委員会を参照。

- (2) なお、厳密にいうと、収入と所得とは区別されている。JGSS-2000では、収入ではなく、所得情報を収集している。
- (3) 常用労働者に関して5人以上の事業所に勤務する労働者（業務執行権、代表権をもたない役職を含む）を対象にしているが、主に公開しているのは企業規模10人以上である。
- (4) このモデルについてはMincer（1974）を参照。
- (5) このモデルの詳細な検討は、石川（1991）第4章を参照。
- (6) 所得変数は、カテゴリ変数なので、各カテゴリの中央値をあてはめて平均値を算出した。あてはめた数値は以下のとおり。「0」「70」「85」「115」「140」「200」「300」「400」「500」「600」「700」「800」「925」「1100」「1300」「1500」「1725」「2075」「2300」である。
- (7) 男性の場合「1」、女性の場合「0」とした。
- (8) たとえば、小池（1977）、尾高（1984）など。
- (9) 1995年SSMデータを使用した橋本（2002）の推計よりも顕著な格差が確認できる。
- (10) 雇用システムが安定した職場ほど、訓練システムが充実しているといわれている。Arrow 訳書（1974）は組織、役職においては、Tachibanaki（1988）、職業では矢野（2001）など。
- (11) 30～299人の場合「1」、それ以外を「0」、300人以上の場合「1」、それ以外を「0」として、それぞれ「30-299ダミー」「300以上ダミー」とした。基準変数は1～29人とした。
- (12) 常用雇用の「職長、班長、組長」と「係長、係長相当職」の場合を「1」、それ以外を「0」、「課長、課長相当職」の場合を「1」、それ以外を「0」、「部長、部長相当職」と「経営者・役員」の場合を「1」、それ以外を「0」とした。それぞれ係長ダミー、課長ダミー、部長以上ダミーとし、基準変数は常用雇用の「役職なし」とした。
- (13) 職業要因の検討は、本来、職業別に推計することとは同じではない。この問題は別稿で検討する。
- (14) たとえば、三谷（1996）では、加齢効果を創業者と継承者で分けて推計し、創業者に収入への正の影響を見出した。高齢（45歳以上離職後）自営の分析で安部・山田（1998）は、収入への負の加齢効果を見出している。玄田・神林（2001）では、55歳未満の自営世帯を扱い正の加齢効果を見出した。
- (15) 年齢の効果も同様の推計結果が算出された。
- (16) 父職が自営業の場合を1、それ以外の場合を0とした。
- (17) 自営業主本人の居住県を東京、愛知、大阪の場合を1、それ以外を0とした。
- (18) 持ち家（一戸建て）の場合を1、それ以外を0とした。
- (19) 従業上の地位が一般雇用の場合を1、それ以外の官公庁従事者や自営の場合を含めたものを0とした。
- (20) 企業規模が一人の場合を1、それ以外を0とした。
- (21) 配偶者の従業上の地位が家族従業者の場合を1、それ以外を0とした。
- (22) 世帯人数をそのまま使用した。
- (23) 試みに職業要因を投入したが有意な結果は得られなかった。

[参考文献]

- 阿部正浩・山田篤裕, 1998, 「中高年期における独立開業の実態」『日本労働協会雑誌』452号
 Arrow, Kenneth J. (村上泰亮訳), 1976, 『組織の限界』岩波書店
 玄田有史・神林龍, 2001, 「自営業減少と創業支援策」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経

済分析』東京大学出版会

橋本摂子, 2002, 「女性の社会移動の新たな視座に向けて-所得関数による地位達成過程分析-」

日本社会政策学会編『社会政策学会誌』第7号(近刊)

石川経夫, 1991, 『所得と富』岩波書店

Mincer, Jacob, 1974, Schooling, Experience and Earnings. NBER

三谷直紀, 1996, 「高齢者雇用と自営業」『企業変革期の雇用システムと労働市場()』関西経済研究センター

尾高煌之助, 1984, 『労働市場分析』岩波書店

小野旭, 1997, 『変化する日本の雇用慣行』日本労働研究機構

大澤真知子, 1993, 『経済変化と女子労働』日本経済評論社

Tachibanaki, Toshiaki, 1988, "Education, Occupation, Hierarchy and Earnings," Economics of Education Review, vol.7, pp.603-616

Thurow, Lester C. (小池和男・脇坂明訳), 1984, 『不平等を生み出すもの』同文館

矢野眞和, 2001, 『教育社会の設計』東京大学出版会