

施されたものである。全国の 20 歳以上の男女 4000 人を層化 2 段階抽出法によって抽出をおこない、個別面接調査法により情報を収集した。回収率は 1999 年において 68.1% (2724 名)、2000 年において 69.5% (2780 名)、そして 2001 年においては 68.8% (2752 名) となり、トータルのサンプルは 8256 名となっている。

本分析に係る問題として、この調査では、次のような重要な示唆を提示している。すなわち、勤労意識のレベルでは、工業・製造業において中心的であった「終身雇用・年功賃金を支持し、成果よりも努力や必要性、平等に基づく分配原理への志向が強く、現状維持的で自分自身に自信がない」という層と、「自己啓発型の能力開発、実績による分配原理を指示し、脱物質主義、脱地位志向が強く、自分自身に自信がある」という層の分化が顕在しているという（労働政策研究・研修機構（2004））。このことは、長期的に一つの組織にコミットする就労観とその揺らぎ（「自信がない」）が顕在化しつつあることを示すと同時に、組織との関係においてより積極的に自己をアピールしようとする勤労観 - すなわち、組織コミットから組織内での差異化・格差化をアピールする勤労観 - が拡大していることを示している。就労意識については、これまで家族生活を包括しながら長期的なコミットへと収束する傾向を示しつつ安定してきたが、現在の大勢が一つの方向へ凝集する傾向は弱まっているのである。これは地域によってはより顕著にかつ地域的な特徴を顕在化して進行する可能性をもっている。

このような意識の顕在化をもつ回答者からの調査データを利用して、本分析では次のような Mincer 型の収入関数を線形重回帰モデル（linear single level regression）で推計する<sup>1</sup>。

$$\ln Y_i = \beta_{0i} x_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_2^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Mincer 型のモデルについて、投入する変数を整理しておこう。まず、被説明変数 ( $\ln Y_i$ ) は本人の収入 ( $Y_i$ ) を対数化して用いている<sup>2</sup>。説明変数は教育年数 ( $x_1$ )、勤続年数 ( $x_2$ )、勤続年数 ( $x_3$ ) の 2 乗項という人的資本変数である<sup>3</sup>。(1) 式の Mincer 型の収入関数について、雇用者、自営業者、公務員について推定を行った (Model 1~Model 2)。さらに、雇用者のみを取り上げて、(1) 式に従業先の特徴を考慮する組織変数を投入した。その内容は、1~29 人という零細規模を基準変数にして、30~99 人を小規模 ( $x_4$ )、100~999 人を中規模 ( $x_5$ )、そして 1000 人以上を大規模 ( $x_6$ ) とし、さらに日本の雇用者の収入に関して有効な変数として観察される役職<sup>4</sup> ( $x_7$ ) を投入したのである (伊藤 1995、西村 2004)。雇用者のモデルについては (2) 式に示した。

$$\ln Y_i = \beta_{0i} x_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_2^2 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 x_6 + \beta_7 x_7 + \varepsilon \quad (2)$$

本研究では、第一の手続きとして、(1)と(2)について雇用者、公務員、自営業別の推計を行っている。もちろん、就労形態には性別による差異が大きいのでそれぞれ推計値を出している。(1)と(2)のモデルでは、収入決定要因として同じ変数を投入し、モデルの説明力及び各説明変数の効果について検討を行う。さらに、本研究では、第二の手続きとして、雇用者のみのデータを取り上げて、(2)のモデルについて地域別、職業別に推計を行っている。20歳以上の男女をサンプリングした調査で有効であると考えられるモデルを使用して、地域ごとの収入決定のメカニズムを探ろうと考えたのである。また、職業別の推計は、職業ごとにも独自の収入決定メカニズムが存在することを確認するために行っている。地域市場でより高い収入を得るために人的資本蓄積の合理的な意味はあるのか否か。あるとすれば、それはどのような効果(教育年数 vs 勤続年数)なのかを明らかにする(第3節)。

こうした推計結果を踏まえて、本研究では第三の手続きとして、次のようなモデルの推計を雇用者に限って行っている。各地域の分散が与える影響についての検討を行った(詳細については、第4節)。

$$\ln Y_{ij} = \beta_{0ij}x_0 + \beta_{1ij}x_{1ij} + \beta_{2ij}x_{2ij} + \beta_{3j}^2x_{3ij} + \beta_{4ij}x_{4ij} + \beta_{5ij}x_{5ij} + \beta_{6ij}x_{6ij} + \beta_{7ij}x_{7ij} \quad (3)$$

$$\beta_{0ij} = \beta_0 + u_{0j} + e_{0ij}$$

$$\beta_{1ij} = \beta_1 + u_{1j} + e_{1ij}$$

$$\beta_{2ij} = \beta_2 + u_{2j} + e_{2ij}$$

$$\beta_{3ij} = \beta_3 + u_{3j}$$

$$\beta_{4ij} = \beta_4 + u_{4j} + e_{4ij}$$

$$\beta_{5ij} = \beta_5 + u_{5j} + e_{5ij}$$

$$\beta_{6ij} = \beta_6 + u_{6j} + e_{6ij}$$

$$\beta_{7ij} = \beta_7 + u_{7j} + e_{7ij}$$

### 3. 就労別・地域別・職業別収入決定メカニズム

#### 3.1 就労形態別収入決定メカニズム

図1と図2は、調査データのうち就業経験のあるものを11の地域に分けて<sup>5</sup>、さらに職業ごとに平均収入金額をみたものを性別ごとに示している。女性の場合には、管理職と運輸・通信的職業に十分なサンプルを得ることができず省略している。これらの図からは、男女の格差は収入データを地域・職業別にみても解消できない非常に大きなものであることがあらためてわかる。たとえば、専門職と事務職をとりあげてみよう。専門職における男女の平均収入格差は、もっとも小さいもので東北地域の84.4万円、もっとも大きなもので東海地域の430.1万円である。関東地域でも327.4万円の格差がある。そして、北陸・近

畿・中国・四国地域は 100 万円台の格差となっている。専門職における男女格差の平均は 268.0 万円に上る。事務職における男女の平均収入格差は、もっとも小さいもので南九州地域の 236.0 万円、東北地域の 237.6 万円となっている。最も大きな平均収入格差は、北九州地域の 516 万円となっている。事務職の男女間の平均収入格差は、356.9 万円であり、販売・営業職の 299.5 万円、サービス職の 251.5 万円よりも大きい。社会通念上もっとも男女格差が小さいことを期待される専門職 (268.0 万円) と比較して、サービス業の平均年収 (251.5 万円) に男女格差が小さいことがわかる。図 1 に比べて図 2 の女性の平均収入が明らかに下方に位置し、かつ地域的な格差が小さいことを読み取ることができる<sup>6</sup>。

表 1～表 3 は、就業者について、雇用者、公務員、自営業という従業形態ごとに収入関数を推計し、Model 1 から Model 7 を用いて、変数増加法により表示してある。

まず、雇用者の年間収入に対する教育年数の効果は、男性の場合 6.0%、女性の場合は 5.4% になるが (Model 1)、Mincer 型モデルによって勤続年数 (と勤続年数の 2 乗項/100) を統制すると、教育年数の係数は男性の場合 7.1%、女性の場合 8.9% 弱となり、収入自体に格差はあるものの、性別に関わらず教育年数は収入の上昇をもたらす、かつ勤続年数の効果も男性 3.6% 弱、女性 3.2% というように人的資本変数の 1 年の上昇は、収入の上昇をもたらしている (Model 2)。

表 1-1 の男性の場合、人的資本変数に組織変数を加えた Model 6 をみると、従業先の規模の効果は、規模の経済性に基づいた仮説に整合的であり、また役職の効果は収入の決定に果たす役割が大きいことも確認できる。従業先規模の効果はコントロールしても存在する役職の効果は、組織内部に非常に明確な階層構造が存在するという知見とも整合的である。大規模従業先への効果は、役職を投入する前と後でもほとんど変わらないことから、(0.285 → 0.284)、零細規模を基準変数とした場合の大規模従業先の効果は、役職とはほぼ独立であり交互作用がないことがわかる。さらに、これら組織変数をコントロールしても残る人的資本の効果は収入の決定に影響を与えることも明らかである。Model 2 と比べて Model 6 における人的資本変数の効果は、組織変数の投入により、教育年数においては 4 割強、勤続年数では 3 割強の低下をもたらしている。

表 1-1 と表 1-2 の Model 1～Model 6 の推定結果を確認する限り、雇用者における人的資本変数の効果は、性別に関わらず非常に安定していることがわかる。また、組織変数の効果も収入の決定に重要な役割をはたしている。この推定に用いた雇用者には、アルバイト、パートあるいは派遣などの非正規雇用は含まれていない<sup>7</sup>。興味深いのは、女性雇用者の結果である。JGSS (生活と意識に関する国際比較調査) データを分析した西村 (2002) によれば、女性雇用者の人的資本形成は、すべて有意な結果になっているものの、勤続年数 (とその 2 乗項/100) の正負が逆になっていた。すなわち、勤続年数が長くなるほど収入への負の効果は確認されたのに対して、今回の分析結果は、男性同様、勤続年数の正の効果は確認されたのである。ただし、西村 (2002) では、雇用者の中に非正規雇用が含まれており、投入された女性雇用者のサンプルの数も今回よりも小さい (487 名)。同時期の調査での結

果が相反する結果になったのかは非常に興味深いものである。

表2と表3は、それぞれ公務員と自営業について、収入関数の推計を行った結果である。公務員の場合には規模変数を考慮せず、Model 2とこれに役職のみを付加した Model 7を検証した。自営業の場合には、組織変数を考慮せずに Model 1と(1)式に対応した Model 2について検証した結果である。

公務員の場合には、制度上、性別を含めたあらゆる差異はみられないはずである。収入決定は基本的に性別による差異はなく同じであると考えられている。けれども、制度上は機会の均等が認められていても、その機会を利用するか否かによって収入の決定には差異が生じる。また西村(1999)により給与決定原則を簡略化すれば、公務員の給与は、民間との「均衡」によって決定される<sup>8</sup>。すなわち、公務員の給与は定期昇給のみに依存するのではなく、民間給与と連動したものになっている。こうしたことを考慮に入れれば、非常に安定した「民間」と連動する Model 2において男女共に決定係数が高いのも、公務員が民間の就業で生じる不確実性効果が排除された性格をもつことを考慮すれば、想定と整合的である。すなわち、公務員では、人的資本形成が安定しており、年功秩序に基づいて給与が決定されていると考えられる。具体的には、民間男性の場合には.363なのに対して公務員の決定係数は.394であり、民間女性の場合に.182に対して.424となっている。役職の効果を統制した Model 7では、男性の場合決定係数は.434、女性の場合.490となっている。総じて、人的資本を考慮したモデルを公務員に適用してみると、その結果は、雇用者の場合と比べて説明力が高くなっている。なかでも女性公務員の結果は顕著である。公務員の方が学校教育と職場訓練の程度が収入を規定する。1年当たりの効果でみれば、男性の場合には教育年数よりも勤続年数の効果が強く、女性の場合には教育年数のほうが勤続年数の効果は強い。役職効果による上昇幅は女性の方が大きい。これは男性昇進率が女性昇進率よりも低いことが影響しているのかもしれない。

自営業の場合には、決定係数の小ささがこのモデルの是非を物語っている。その値はせいぜい3%程度である。もちろん、人的資本の効果はある<sup>9</sup>。しかし、収入決定のメカニズムは、人的資本の効果を除いても95%以上が他の要因によると考えられる。西村(2003)では、モデルを拡張して Mincer 型の収入関数の推計を行っているが、自営業全体では労働経験年数(とその2乗項/100)以外の投入したすべての変数が有意にならなかった<sup>10</sup>。ただし、決定係数は.205で上昇した。同時に転職経験者と未経験者に分けて同様の推定を行った結果、転職経験者においては父職ダミーが負の効果をもち、かつ大都市ダミーが正の効果をもつことがわかっている(決定係数は.155)。

### 3.2 地域別収入決定メカニズム

つづいて、Model 6について、各地域ごと(付表4-1~4-11)・職業別(付表5-1~5-7)に収入関数を求めた。その結果について要約したものが表4と表5である。表4にみるように、表1-1の結果は、地域別にみると決定係数の向上がみられ、説明力が格段に上昇してい

ることがわかる。地域ごとに収入の分散が大きいことが、同じモデルを用いた雇用者全体の説明力を低下させている。すなわち、少なくとも収入には地域的な格差があることがこの結果から推測できる。

関東地域においては、全体と同じ結果になっている。近畿地域は関東に次いだ結果となっている。収入の決定要因として共通しているのは、役職・大規模従業員・勤続年数の3つの要因である。教育年数の効果は地域格差が大きい。教育と勤続年数の両方が効果をもつのは、北海道・関東・東海・近畿・南北九州であり、比較的労働需要の高い地域であることがわかる。比較的労働需要の高い地域に隣接している地域では、安定的な大規模・役職効果を統制すると勤続年数の効果が不安定ながらもみられる。北陸地域だけが、勤続年数のみで収入が決定する独自の市場を形成している。勤続年数のみが収入の上昇をもたらすとすれば、そこには頻繁な転職などは考えられないだろう。教育の効果がそれほどなければ、大学への進学などもそれほど高くないと考えられる。実際には地域間にさほど大きな進学率の格差はみられないので、現実的な解釈は、むしろより長い教育を受けた労働者は地元ではなく労働需要と給与水準が高い地域外へ流出することが予想される。

### 3.3 職業別収入決定メカニズム

表4に対して、表5の結果は、職業別雇用者にみた結果が、Model 6の説明力の上昇をもたらしていないことがわかる。しかし、同時に人的資本形成が職業ごとに異なっていることがわかる。専門・技術職の説明力は、矢野(1998)の結果同様、職業の中でもっとも大きい説明力であり、投入したすべての変数が有意な効果をもつ。しかし、教育年数に比べて勤続年数の係数が大きくないのは、1995年SSM調査データを使用した矢野(1998、111頁)の結果とは異なっている。従業員規模が大きくなるほど、その収入上昇の効果も大きくなる(11.7%、15.5%、25.7%)。役職の効果も大きい。

管理職の説明力(.249)は専門・技術(.487)の半分程度になる。教育年数の効果はあるものの(3.3%)、専門・技術(4.0%)よりは係数が小さい。管理職では勤続年数の効果はみられない。勤続年数は、管理職の収入を上昇することができない。従業員規模も零細規模に対して大規模従業員だけが収入を上昇させることができる。

営業・販売とサービス職は、人的資本形成のあり方が似ている。教育年数、勤続年数が高いほど収入は上昇する。営業・販売職の教育年数の効果は5.5%であるのに対して、サービス職では4.2%である。勤続年数の効果は、営業・販売職で3.7%、サービス職では4.2%である。サービス業と営業・販売職とで異なるのは、営業・販売には役職の効果があることである。営業・販売職には役職の上昇に応じて収入の上昇がある。サービス業では同一労働が基本的に技能の平準化をもたらしている。それに対して、営業・販売職では店舗内あるいは一つの部・課単位で統括され階層化が進む。営業・販売職で勤続年数の効果に加えて役職の効果が独立して収入に影響を与えるのは、こうした組織内の階層構造の存在を容易に予想させるのである。サービス業では組織規模の効果は皆無であり、営業・販売職

では大規模従業先の効果が大きいことも、組織内階層構造の存在をサポートしている。

技能工・労務職では、教育年数以外の変数はすべて収入の上昇に効果をもっている。しかし、勤続年数が示す人的資本の効果は小さくその係数は2.4%である。規模の経済性もつとも働くこの職業では、零細従業員先規模に対する効果は、小規模の11.8%よりも中規模の9.4%の方が小さくなるが、大規模従業員先で35.9%と大きく、さらに役職による効果も1階層の昇進に対して9.7%ほどの収入上昇が見込まれる。技能工・労務職は、明らかに個人的な技能（一般的人的資本形成）というよりも、組織的な技能（特殊的人的資本形成）の効果が大きい職業であることがわかる<sup>11</sup>。

#### 4. 収入決定における地域効果の検討

最後に(3)式に基づいて地域効果の推計を行った。勤続年数の2乗項(1/100)以外のすべての変数に対して地域効果を考慮したのである。人的資本の独立した効果を検討するために、(2)式の結果(Model 6)に対して、切片にのみ地域効果を考慮したモデル(Model 8)、組織変数(規模ダミー、役職)を固定化して切片に人的資本変数を加えた4つの変数に地域効果を考慮したモデル(Model 9)、そして(3)式に示したように、勤続年数の2乗項(1/100)以外のすべてに地域効果を考慮したモデル(Model 10)を用いた。その結果を示したのが表6-1と表6-2である。

Model 6とModel 8を比較すると、切片だけに地域の効果を得た場合の比較がおこなえる。通常のOLSの結果と表6-1のModel 6の推定結果は一致している。Model 8以降は一般にMultilevel Regressionと呼ばれるモデル推計の結果である。本分析では、個人をレベル1、地域をレベル2とするモデルである。

切片の分散について検討するため、ここでは切片の係数は、各地域の係数の平均値として理解される。すなわち、地域の効果を考慮しないModel 6の切片の係数は5.034であり、標準誤差は0.059である。これに対してModel 8の切片における係数の平均は、5.031(標準誤差は0.061)であり、切片のみでみた場合には、地域効果はさほど大きくない。7つの変数により推定された傾斜をみると、従業員先規模において、小規模(0.085から0.102へ)と大規模(0.288から0.277へ)が零細規模との格差を変動している。人的資本変数については、さほど大きな変動をしていない。

さらにModel 9とModel 10を加えて比較すると、次のようなことがわかる。まず、Model 9についてみる。組織変数を固定(fixed part)にしたままで切片と人的資本変数の変動をみると(random effects)、切片の地域効果を得た場合の係数の平均は、5.068(標準誤差0.072)であり、Model 8よりも0.037上昇している。これは人的資本変数に対する地域の変動効果と考えられる。すなわち、その効果は、教育年数の係数が0.005低下し、職場訓練の効果が0.002上昇に過ぎないが、地域ごとに収入に対する人的資本形成のあり方が一様ではないことを示している。このことは第3節の結果とも整合的である。組織変数に地域効果を得た場合も含めて検討すると(Model 10)、切片の係数の平均は5.078となり、Model 9に比べさ

らに 0.010 上昇し、その標準誤差は 0.086 となりその散らばりが拡大していることを示している。切片の変動においては、その 77%が人的資本に地域効果を得た場合に占められており、23%が組織変数に地域効果を得た場合を占めている。Model 6 と Model 10 の比較からもわかるように、切片・人的資本変数に加えて、組織変数に地域効果を得た場合には、さらに小規模・大規模と役職の係数に変動が確認された。特徴的なのは、 $e_{0j}$  の残差である。人的資本変数に地域効果を得た場合には、0.112~0.116 の係数が、さらに組織変数に地域効果を得た場合を追加すると、その数値は 0.730 (標準誤差 0.168) へと大きく変動した。平均、標準誤差ともに不安定になっている。

これら 4 つのモデルの比較は、 $-2\log\text{likelihood}$  によって可能になるが、Model 10 の数値は 70.7787 で Model 6 の 913.721 よりも 205.934 も改善されていることがわかる。地域効果を勤続年数の 2 乗項 (/100) 以外に得た場合のモデルは、もっとも安定したものとなっている。

## 5. まとめ

以上の結果をまとめると、人的資本変数と組織変数の組み合わせによるモデルは、一般雇用と公務員において非常に良好な結果をもたらしている。組織変数を統制した後も、人的資本変数の効果は残っている。雇用者の場合、1年あたりの収益は、教育の方が勤続年数よりも効果が大きい。公務員の場合は、雇用者よりも説明力が高いものの、勤続年数の効果が教育年数よりも効果が大きい。

また、第 3 節と第 4 節の結果から、明らかに地域ごと・職業別に収入決定のメカニズムが異なっていることがわかる。地域変数を考慮すると、組織変数よりも人的資本変数の方に分散が大きいことが第 4 節で明らかになった。第 3 節で詳細に確認したように、各地域ごとにみた収入決定の結果を考慮すると、人的資本変数の中でも勤続年数が示す職場訓練の方が教育年数よりも安定した効果をもたらしていることが予想される。この点をやや拡張して議論すれば、一般訓練よりも特殊訓練の方が収入決定に有効である可能性が高いことが導き出される。ただし、先行研究が示しているように、教育年数の効果は、大規模従業員先などの安定した従業員先への初職入職効果として消失する可能性があるため、一概に学校教育という一般訓練の効果を否定することはできない。

最後に、本研究では、地域を考慮した上で職業効果について十分な検討ができなかった。次回の課題にしたい。

- 
- 1 Mincer 型の収入関数については、Mincer(1974)あるいは石川 (1991) を参照。
  - 2 収入については、「1 なし」から「17 2300 万円以上」のカテゴリーを選択してもらった。中央値を金額として採用し、その対数を使用している。
  - 3 表示法の簡便さを考慮して勤続年数の 2 乗項を 100 で割った数値を投入している。Mincer が指摘するように、「まず労働生活の大半に増加し、労働生活の最終に向けて減少する」(84 p) ことを示している。
  - 4 従業員先規模を統制できるモデルであることから、各役職を等間隔と想定して数量化し

た。すなわち、「役職なし」を0として段階的に「部長」を5とした。

5 地域の再分類は表を参照。

地域	県名
北海道	北海道
東北	青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島
関東	栃木、群馬、埼玉、千葉、東京、神奈川
北陸	新潟、富山、石川、福井
東山	山梨、長野、岐阜
東海	静岡、愛知、三重、
近畿	滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山
中国	鳥取、島根、岡山、広島、山口
四国	徳島、香川、愛媛、高知
北九州	福岡、佐賀、長崎、大分、
南九州	熊本、宮崎、鹿児島、沖縄

- 6 収入金額が小さいため女性による格差なのか、それとも地域市場によるものなのかはこの段階では特定できていない。あくまで男性の平均収入との相対的な見方として格差が小さいと指摘している。
- 7 非正規雇用の分析について、今回はおこなっていない。
- 8 西村（1999）によれば、「均衡」には4つある。給与が民間給与→国家公務員給与→地方公務員給与の順で決定することを受けて、重要なのは次の2つである。国家公務員の給与が「民間準拠」による「官民均衡」、地方公務員の給与が「国公準拠」による「官公均衡」という決定原則である。
- 9 矢野（1998）によれば、符号条件を満たしていても、統計的に有意な結果にならなかった。この点から、自営業において個人の力量によって成果が決まる世界において、実力主義が機能し始めたと理解することができる。とはいえ、矢野が使用したSSM調査では十分なサンプルが確保されていないための結果とも理解できる。今回の結果は統計的に有意であったが実力主義が貫徹されているというほどの説明力をもっていない。
- 10 人的資本以外の変数は、次のようであった。父職自営ダミー、持ち家ダミー、大都市ダミー、山村ダミー、婚姻ダミー、家族人数、会社経験数、職業訓練経験ダミー、職業訓練期間、雇用主負担ダミー、本人負担ダミー、国家負担ダミー、組合組織ダミー、組合参加ダミー、失業可能性、移動可能性、離職可能性である。詳細は西村（2003）を参照。
- 11 もちろん、過去の労働経済学あるいは労使関係論などで明らかになってきた、一般的技能と特殊技能の問題とは次元の異なる結論になっている。主に明らかになってきたことは、製造業にあり従業先規模の階層性と、一般-特殊が対応しているという議論であった。すなわち、従業先規模が小さいほど分業度が小さく、一般的技能であり、従業先規模が大きくなると分業度が大きく、特殊技能であると考えられる。ここでは職業全般の性質として議論しているが、少なくとも、技能のあり方として、その職業（あるいは産業）内における「一般性-特殊性」という議論と、職業全体からみた「一般性-特殊性」という議論が絡み合っていることは考えられる。



参考文献

- Courgeau, D. and B. Brigitte., 1998. "Multilevel Analysis in Social Sciences" *Population: An English Selection*, Vol.10, No.1, New Methodological Approaches in the Social Sciences.
- Kreft, I. G. G., de Leeuw, J., and Aiken, L., 1995. "The Effect of Different Forms of Centering in Hierarchical Linear Model" *Multivariate Behavioral Research*, 30, 1-20.
- 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編.2003.『日本の所得格差と社会階層』日本評論社
- 石川経夫.1991.『所得と富』岩波書店
- 伊藤秀史.1995.「インセンティブ理論の見地からみた日本企業の人的資源マネジメント」青木昌彦・ロナルド・ドーア編『国際・学際研究 システムとしての日本企業』NTTデータ通信システム科学研究所、141-180 頁
- Mincer, J.,1974. *Schooling Experience Earnings*. NBER
- 宮島洋・連合総合生活開発研究所編.2002.『日本の所得分配と格差』東洋経済
- 西村美香.1999.『日本の公務員給与政策』東京大学出版会
- 西村幸満.2003.「自営業：就業選択と所得関数の推計 - JGSS-2000 と JGSS-2001 を利用して -」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集[2]JGSS で見た日本人の意識と行動』61-74 頁
- 西村幸満.2004.「収入決定における教育、職業、役職の効果 - JGSS にみる長期雇用存続の検証 -」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集[3]JGSS で見た日本人の意識と行動』135-148 頁
- 労働政策・研修機構.2004.『勤労意識のゆくえ - 「勤労生活に関する調査（1999,2000,2001年）」』労働政策研究報告書 No.2
- 日本労働研究機構.2003.『第1回勤労生活に関する調査（1999年） - 勤労意識と失業』No.139
- 日本労働研究機構.2003.『第2回勤労生活に関する調査（2000年） - 勤労意識と流動化』No.140
- 日本労働研究機構.2003.『第3回勤労生活に関する調査（2001年） - 勤労意識とIT社会』No.141
- Simon, H. A., 1957. *Models of Man*. John Wiley & Sons, Inc. (宮沢光一監訳.1970.『人間行動のモデル』同文館)
- 矢野真和.1998.「所得関数の計測からみた教育と職業」苅谷剛彦編『教育と職業 - 構造と意識の分析』1995年SSM調査研究会
- Yu Xie and Emily Hannum, 1996. "Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China" *The American Journal of Sociology*, Vol.101, No.4, 950-992

図1 地域別、職業別収入格差(就業者、男性)

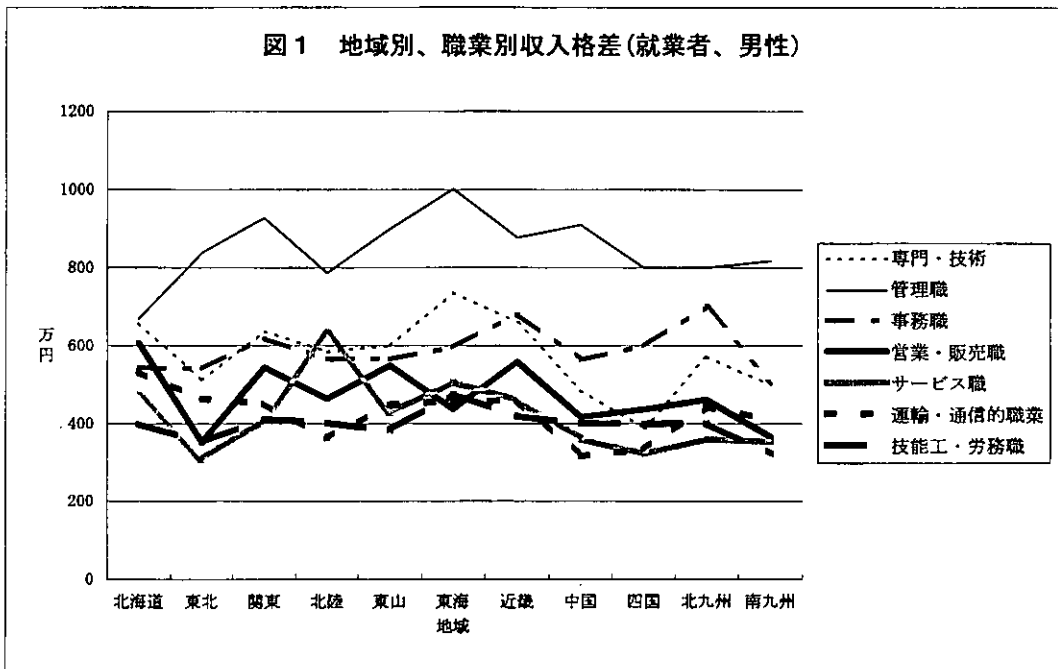


図2 地域別、職業別収入格差(就業者、女性)

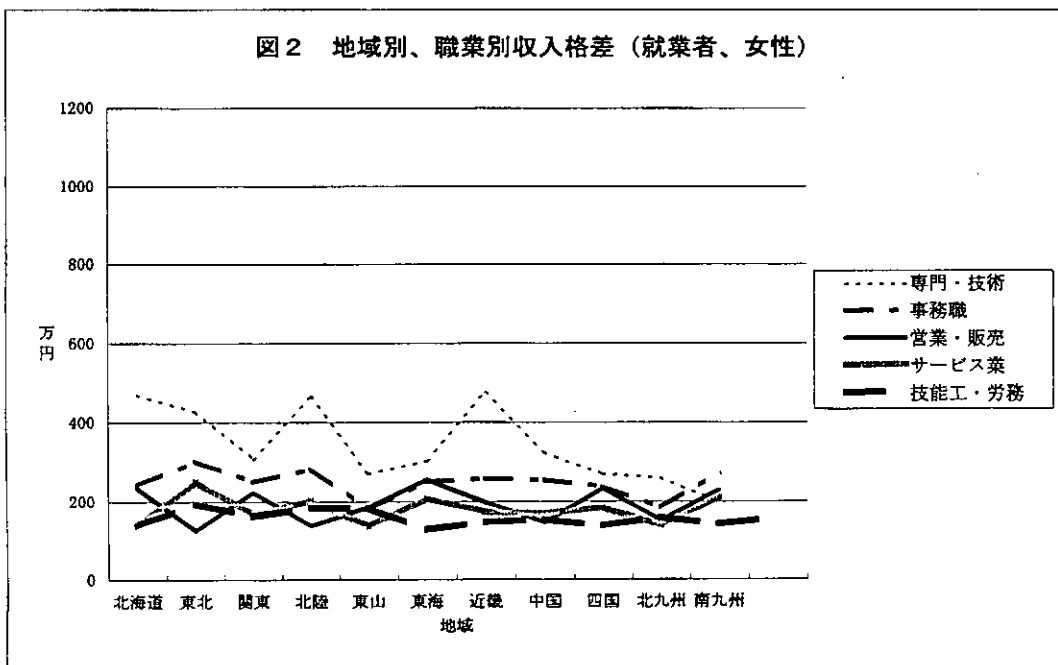


表 1-1 雇用者における収入関数の推計結果

	男性											
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.060 (11.08)	0.284	0.071 (15.60)	0.335	0.060 (13.15)	0.286	0.039 ( 8.76)	0.190	0.059 (12.84)	0.281	0.040 ( 8.83)	0.193
勤続年数			0.036 (19.09)	0.871	0.033 (17.14)	0.783	0.023 (12.36)	0.559	0.032 (16.91)	0.773	0.023 (12.38)	0.560
勤続年数 2 乗項/100			-0.037 (-9.28)	-0.424	-0.033 (-8.43)	-0.378	-0.023 (-6.49)	-0.276	-0.032 (-8.30)	-0.371	-0.023 (-6.80)	-0.277
従業先規模				0.190	0.000 ( 8.82)	0.190	0.000 (10.10)	0.216				
従業先 (1-29基準)												
小規模									0.115 ( 3.79)	0.098	0.080 ( 2.83)	0.069
中規模									0.133 ( 4.59)	0.125	0.097 ( 3.63)	0.095
大規模									0.285 ( 9.10)	0.253	0.284 ( 9.81)	0.260
役職							0.008 (14.46)	0.323			0.114 (14.37)	0.323
定数	5.440 (75.44)		4.881 (76.19)		4.970 (78.44)		5.104 ( 85.87)		4.940 (77.83)		5.078 (85.01)	
調整済み R <sup>2</sup>	.080		.363		.395		.482		.397		.481	
N	1402		1402		1402		1316		1402		1316	

表 1-2 雇用者における収入関数の推計結果

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6		
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	
教育年数	0.054 (4.41)	0.173	0.089 (7.61)	0.285	0.078 (6.80)	0.078	0.251	0.067 (5.82)	0.216	0.078 (6.75)	0.249	0.066 (5.73)	0.213
勤続年数			0.032 (9.32)	0.601	0.029 (8.61)	0.546	0.467	0.025 (7.13)	0.467	0.030 (8.73)	0.553	0.025 (7.18)	0.471
勤続年数 <sup>2</sup> 乗項/100			-0.025 (-4.31)	-0.272	-0.021 (-3.78)	-0.234	-0.206	-0.018 (-3.32)	-0.206	-0.021 (-3.85)	-0.238	-0.018 (-3.31)	-0.206
従業先規模				0.000 (5.99)	0.000	0.213	0.210	0.000 (5.90)	0.210				
従業先(1-29基準)													
小規模										0.084 (1.61)	0.065	0.043 (0.83)	0.034
中規模										0.244 (4.98)	0.203	0.228 (4.80)	0.196
大規模										0.329 (5.30)	0.207	0.310 (5.05)	0.197
役職													
定数	4.900 (30.76)		4.166 (25.821)		4.234 (26.89)		4.197 (26.86)		4.192 (26.38)		4.179 (26.56)		4.179 (26.56)
調整済みR <sup>2</sup>	.028		.182		.225		.255		.228		.259		.259
N	631		631		631		608		631		608		608

表 2 公務員の収入関数

	男性		女性	
	Model 2	Model 7	Model 2	Model 7
	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.031 (2.63)	0.169 (8.76)	0.029 (8.76)	0.154 (2.85)
勤続年数	0.044 (4.94)	1.221 (12.36)	0.046 (12.36)	1.238 (1.47)
勤続年数 2 乗項/100	-0.050 (-2.34)	-0.582 (-6.49)	-0.064 (-6.49)	-0.715 (0.30)
役職		0.061 (2.81)	0.203 (2.81)	0.075 (2.85)
定数	5.399 (27.12)		5.322 (25.77)	4.712 (11.71)
調整済み R <sup>2</sup>	.394	.434	.424	.490
N	171	157	64	63

注) ( ) 内は t 値

表 3 自営業の収入関数

	男性		女性	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.029 (2.22)	0.098 (3.05)	0.041 (3.05)	0.141 (3.23)
勤続年数		0.017 (3.68)	0.017 (3.68)	0.350 (1.87)
勤続年数 2 乗項/100		-0.022 (-3.39)	-0.022 (-3.39)	-0.314 (-1.91)
定数	5.742 (39.90)		5.372 (26.81)	4.337 (16.82)
調整済み R <sup>2</sup>	.008	.030	.027	.032
N	504	504	344	344

注) ( ) 内は t 値

表4 地域別にみた収入への決定要因の要約

	教育年数	勤続年数	勤続年数 <sup>2</sup>	小	中	大	役	調整済み R <sup>2</sup>
北海道	△	○			○	○	○	.604
東北		△				○	○	.442
関東	○	○	○	○		○	○	.485
北陸		○	○					.445
東山			△			○	○	.550
東海	△	○	△			○	○	.569
近畿	○	△		○	△	○	○	.387
中国		△				○	○	.520
四国		○	○			○	○	.605
北九州	△	○					○	.540
南九州	○	△				△	○	.442

注) ○は1%水準で有意、△は1%以上であるが有意

表5 職業別にみた収入への決定要因の要約

	教育年数	勤続年数	勤続年数 <sup>2</sup>	小	中	大	役	調整済み R <sup>2</sup>
専門・技術職	○	○	○	△	○	○	○	.487
管理職	○		▲		△	○	○	.249
事務職		○	△			△	○	.356
営業・販売職	○	○	○			△	○	.417
サービス職	○	○	○		△			.307
運輸・通信的職	●	△		○	▲	○	○	.138
技能工・労務職		○	○	○	△	○	○	.314

注) ○は1%水準で有意、△は1%以上であるが有意、黒マークは正負反対

表6-1 地域を考慮した収入決定の結果

	model 6		model 8	
		SD		SD
-2Log	913.721		896.179	
edyears	0.041	(0.004)	0.039	(0.004)
kinzoku	0.026	(0.003)	0.028	(0.003)
kinzoku2	-0.032	(0.008)	-0.036	(0.008)
dmk2	0.085	(0.028)	0.102	(0.028)
dmk3	0.103	(0.027)	0.102	(0.027)
dmk4	0.288	(0.029)	0.277	(0.029)
yaku	0.114	(0.008)	0.114	(0.008)
cons <sub>i</sub>	5.034	(0.059)	5.031	(0.061)
e <sub>0j</sub>	0.116	(0.004)	0.113	(0.004)
u <sub>0j</sub>			0.003	(0.002)

表6-2 地域を考慮した収入決定の結果

	model 9		model 10	
		SD		SD
-2Log	888.85		707.787	
edyears	0.036	(0.006)	0.036	(0.006)
kinzoku	0.028	(0.003)	0.027	(0.003)
kinzoku2	-0.037	(0.008)	-0.033	(0.008)
dmk2	0.101	(0.028)	0.097	(0.029)
dmk3	0.100	(0.026)	0.100	(0.028)
dmk4	0.272	(0.029)	0.281	(0.028)
yaku	0.115	(0.008)	0.107	(0.007)
cons <sub>i</sub>	5.068	(0.072)	5.078	(0.086)
e <sub>0j</sub>	0.112	(0.004)	0.730	(0.168)
u <sub>0j</sub>	0.014	(0.019)	0.034	(0.029)
cov	-0.001	(0.001)	-0.002	(0.002)
u <sub>1j</sub>	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
e <sub>1j</sub>			-0.042	(0.012)
e <sub>2j</sub>			-0.009	(0.002)
e <sub>4j</sub>			0.011	(0.051)
e <sub>5j</sub>			-0.019	(0.049)
e <sub>8j</sub>			0.026	(0.050)
e <sub>7j</sub>			0.049	(0.015)

表 4-1 雇用者における収入関数の推計結果

	男性 (北海道地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.042 (1.42)	0.184	0.072 (3.05)	0.317	0.052 (2.16)	0.231	0.036 (1.63)	0.164
勤続年数			0.029 (1.76)	0.673	0.038 (2.41)	0.875	0.037 (2.51)	0.849
勤続年数 2 乗項/100			-0.003 (-0.07)	-0.028	-0.036 (-0.85)	-0.316	-0.049 (-1.23)	-0.431
従業先(1-29基準)								
小規模					0.378 (3.18)	0.345	0.238 (-1.23)	0.206
中規模					0.284 (2.18)	0.259	0.263 (2.21)	0.241
大規模					0.368 (2.40)	0.264	0.289 (2.10)	0.214
役職							0.147 (3.51)	0.365
定数	5.592 (14.74)		4.814 (14.77)		4.827 (15.28)		4.867 (17.20)	
調整済み R <sup>2</sup>	.017		.403		.487		.604	
N	58		58		58		53	

表 4-2 雇用者における収入関数の推計結果

	男性 (東北地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.052 (2.10)	0.209	0.080 (3.51)	0.318	0.075 (3.21)	0.299	0.028 (1.32)	0.115
勤続年数			0.043 (2.65)	0.773	0.039 (2.33)	0.705	0.029 (1.93)	0.531
勤続年数 2 乗項/100			-0.048 (-1.08)	-0.315	0.040 (-0.86)	-0.262	0.032 (-0.80)	-0.214
従業先(1-29基準)								
小規模					0.079 (0.61)	0.078	0.106 (0.94)	0.107
中規模					0.074 (0.56)	0.071	0.058 (0.50)	0.056
大規模					0.246 (1.38)	0.150	0.389 (2.56)	0.247
役職							0.158 (4.67)	0.429
定数	5.420 (17.18)		4.568 (13.98)		4.579 (13.75)		4.923 (16.65)	
調整済み R <sup>2</sup>	.034		.242		.233		.442	
N	98		98		98		94	



表 4-3 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(関東地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.073 ( 7.76)	0.348	0.084 (10.63)	0.400	0.077 ( 9.10)	0.365	0.047 ( 5.75)	0.233
勤続年数			0.036 (12.93)	0.932	0.034 (11.58)	0.870	0.022 ( 7.62)	0.534
勤続年数 2 乗項/100			-0.038 (-8.27)	-0.594	-0.035 (-7.54)	-0.553	-0.023 (-5.36)	-0.336
従業先(1-29基準)								
小規模					0.105 ( 1.69)	0.080	0.121 ( 2.15)	0.095
中規模					0.054 ( 1.01)	0.054	0.059 ( 1.21)	0.061
大規模					0.163 ( 2.74)	0.151	0.220 ( 4.06)	0.214
役職							0.126 ( 9.08)	0.362
定数	5.310 (41.20)		4.772 (41.74)		4.812 (41.00)		5.047 (46.26)	
調整済みR2	.119		.389		.397		.485	
N	438		438		438		409	

表 4-4 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(北陸地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.047 ( 1.74)	0.208	0.035 ( 1.70)	0.155	0.034 ( 1.67)	0.152	0.028 ( 1.33)	0.134
勤続年数			0.065 ( 4.68)	1.579	0.061 ( 4.43)	1.490	0.052 ( 3.56)	1.308
勤続年数 2 乗項/100			-0.104 (-2.96)	-1.003	-0.099 (-2.83)	-0.952	-0.084 (-2.38)	-0.850
従業先(1-29基準)								
小規模					-0.072 (-0.63)	-0.061	-0.134 (-1.13)	-0.118
中規模					-0.089 (-0.85)	-0.084	-0.056 (-0.53)	-0.056
大規模					0.220 ( 1.57)	0.156	0.193 ( 1.35)	0.139
役職							0.050 ( 1.38)	0.152
定数	5.561 (16.24)		5.101 (19.49)		5.158 (19.96)		5.230 (20.14)	
調整済みR2	.029		.466		.485		.445	
N	68		68		68		68	

表 4-5 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(東山地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.03 ( 1.48)	0.203	0.037 ( 1.94)	0.245	0.014 ( 0.56)	0.090	-0.006 (-0.41)	-0.043
勤続年数			0.028 ( 2.10)	0.848	0.021 ( 1.67)	0.628	0.014 ( 1.35)	0.43
勤続年数 2 乗項/100			-0.037 (-1.11)	-0.451	-0.032 (-0.99)	-0.379	-0.045 (-1.66)	-0.537
従業先(1-29基準)								
小規模					0.029 ( 0.26)	0.036	-0.032 (-0.32)	-0.039
中規模					0.302 ( 2.73)	0.408	0.055 ( 0.48)	0.073
大規模					0.463 ( 3.17)	0.441	0.450 (3.62)	0.428
役職							0.166 ( 4.48)	0.631
定数	5.879 (21.96)		5.489 (20.35)		5.703 (22.60)		5.856 (26.96)	
調整済み R <sup>2</sup>	.022		.188		.355		.550	
N	52		52		52		52	

表 4-6 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(東海地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.020 ( 1.32)	0.104	0.034 ( 2.73)	0.175	0.029 ( 2.37)	0.148	0.019 ( 1.69)	0.100
勤続年数			0.041 ( 4.36)	1.020	0.037 ( 4.06)	0.920	0.030 ( 3.69)	0.786
勤続年数 2 乗項/100			-0.043 (-1.78)	-0.418	-0.041 (-1.76)	-0.400	-0.033 (-1.62)	-0.339
従業先(1-29基準)								
小規模					0.142 ( 1.54)	0.113	0.055 ( 0.70)	0.046
中規模					0.173 ( 2.10)	0.168	0.076 ( 1.08)	0.078
大規模					0.304 ( 3.84)	0.324	0.263 ( 3.88)	0.296
役職							0.086 ( 4.23)	0.272
定数	6.050 (29.69)		5.352 (30.68)		5.299 (30.78)		5.336 (34.65)	
調整済み R <sup>2</sup>	.005		.387		.431		.569	
N	160		160		160		149	

表4-7 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(近畿地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.065 (5.20)	0.319	0.077 (6.96)	0.379	0.062 (5.36)	0.303	0.05 (4.19)	0.247
勤続年数			0.034 (3.86)	0.787	0.023 (2.52)	0.520	0.016 (1.68)	0.356
勤続年数2乗項/100			-0.038 (-1.70)	-0.346	-0.015 (-0.67)	-0.136	-0.014 (-0.62)	-0.126
従業先(1-29基準)								
小規模					0.244 (2.97)	0.191	0.185 (2.15)	0.135
中規模					0.161 (2.01)	0.139	0.129 (1.63)	0.114
大規模					0.347 (4.44)	0.317	0.334 (4.33)	0.309
役職							0.105 (4.65)	0.280
定数	5.434 (32.26)		4.877 (29.63)		4.984 (30.66)		5.050 (31.03)	
調整済みR2	.098		.303		.353		.387	
N	240		240		240		240	

表4-8 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(中国地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.039 (1.58)	0.161	0.032 (1.67)	0.132	0.032 (1.66)	0.134	0.006 (0.30)	0.025
勤続年数			0.025 (2.01)	0.640	0.023 (1.90)	0.590	0.022 (1.97)	0.577
勤続年数2乗項/100			-0.000 (-0.01)	-0.002	-0.005 (-0.17)	-0.053	-0.016 (-0.55)	-0.160
従業先(1-29基準)								
小規模					0.003 (0.03)	0.003	0.036 (0.34)	0.034
中規模					0.161 (1.44)	0.155	0.218 (1.25)	0.126
大規模					0.281 (2.37)	0.261	0.234 (2.15)	0.217
役職							0.126 (4.45)	0.364
定数	5.649 (17.77)		5.350 (21.36)		5.274 (21.47)		5.414 (23.49)	
調整済みR2	.016		.415		.448		.520	
N	95		95		95		93	

表 4-9 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(四国地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.077 ( 2.79)	0.422	0.034 ( 1.54)	0.186	0.028 ( 1.30)	0.155	0.024 ( 1.15)	0.133
勤続年数			0.119 ( 4.33)	1.994	0.110 ( 4.08)	0.185	0.102 ( 3.79)	1.678
勤続年数 2 乗項/100			-0.371 (-3.32)	-1.504	-0.346 (-3.19)	-1.406	-0.332 (-3.14)	-1.336
従業先(1-29基準)								
小規模					0.228 ( 1.99)	0.241	0.120 ( 0.97)	0.121
中規模					0.148 ( 1.17)	0.150	0.114 ( 0.93)	0.115
大規模					0.279 ( 2.02)	0.252	0.267 ( 2.00)	0.241
役職							0.092 ( 1.99)	0.252
定数	5.040 (13.60)		4.980 (17.75)		4.978 (18.31)		4.975 (18.86)	
調整済み R2	.155		.525		.564		.605	
N	37		37		37		36	

表 4-10 雇用者における収入関数の推計結果

	男性(北九州地区)							
	Model_1		Model_2		Model_5		Model_6	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
教育年数	0.040 ( 1.76)	0.19	0.058 ( 3.40)	0.280	0.042 ( 2.33)	0.202	0.030 ( 1.70)	0.147
勤続年数			0.038 ( 0.35)	0.916	0.037 ( 3.44)	0.897	0.036 ( 3.20)	0.851
勤続年数 2 乗項/100			-0.029 (-1.02)	-0.271	-0.031 (-1.11)	-0.289	-0.034 (-1.13)	-0.294
従業先(1-29基準)								
小規模					0.172 ( 1.80)	0.169	0.112 ( 1.20)	0.112
中規模					0.249 ( 2.40)	0.237	0.161 ( 1.61)	0.156
大規模					0.241 ( 2.16)	0.208	0.179 ( 1.60)	0.155
役職							0.091 ( 3.00)	0.255
定数	5.593 (19.48)		4.950 (21.36)		5.016 (21.37)		5.048 (22.18)	
調整済み R2	.024		.447		.475		.540	
N	84		84		84		76	