

ディスカッションペーパー・シリーズ 2000-03

女性の就業と賃金（年収）のパネル分析

松浦 克己*
滋野 由紀子**

2000.4

* 郵政研究所特別研究官（横浜市立大学商学部教授）

** 郵政研究所客員研究官（大阪市立大学経済学部助教授）

女性の就業と賃金(年収)のパネル分析(要旨)

女性の就業には子供数の増加や末子年齢の上昇など、家計の属性の時間的な変化が影響する。従来はデータの制約により一時点のクロスセクション分析にとどまり、この経時的な変化を捉えることはできなかった。「消費生活に関するパネル調査」(1993~95年)を利用して家計の属性の時間的な変化が女性の就業確率に及ぼす効果を分析した。推計によればマージナル効果は、子供数-0.197、末子年齢 0.057 とクロスセクション分析の値を上回り、従来の分析は育児負担の就業抑制効果を過小に評価していたことが示唆される。また女性の学歴が短大卒から大卒へと高学歴化すると就業確率は 53% から 75% へと上昇し、人的資本の蓄積が女性の社会進出に大きな役割を果たしていることが示された。

賃金関数は、勤労者と農林・自営業とで異なり、特に教育歴が前者で約 7.5% の弾性値を持つのに、後者では有意ではない。勤労者における教育の収益率が 7.5% ということは女性の高学歴化、社会進出を促す基盤である。反面、自営業等において SOHO などの形で就業形態が多様化するためには、女性の人的資本の蓄積を評価するようなシステムの採用が望まれる。

Laborsupply of female and wage / annual income function : Panel Analysis

The dynamic change in demographic factors such as the increase in children, bearing of kids, affects female's labor supply. The literature could not capture this effect by limitation of data which is pure cross-sectional data. We analyze effect of dynamic changing on female's labor participation using by "Panel Analysis of Households Consumption(1993-1995 year)".

Our empirical results suggest that marginal effect of the number of child is -0.197, and age of kids is 0.057. Both of these exceed what evaluated using by cross-sectional data.

Greater educational achievement, enrolling from college to university, raising the participation rate from 53% to 75%. It shows the accumulation of human capital play remarkable role in women's work.

Wage function differs between employees and agricultural sector, self-employed. The educational achievement increases wage 7.5% in the employment market, but does not affect in the agricultural, or self-employed market. The return rate, 7.5%, is fundamental of female's higher educational attainment and higher labor participation. For progression in the self-employed market such as SOHO (Small office, Home office), it is desirable to adopt the systems that evaluate human capital accumulation.

女性の就業と賃金（年収）のパネル分析

2000・2

横浜市立大学商学部 松浦 克己

大阪市立大学経済学部 滋野 由紀子

1 はじめに

わが国では女性の労働供給に関し精力的な分析が行われているが、データ上の制約から多くは一時点のクロスセクション分析にとどまり、パネル分析は少ない(パネル分析による労働問題の先行研究について、欧米に関しては Laisney et al[1992]、我が国に関しては樋口[1999a]参照)。パネル・データによる分析はクロスセクション・データに基づく分析と比較して、経済主体間の異質性をコントロールしたり、各時点特有の事情と各経済主体特有の事情の双方を考慮することができる等のメリットがある(Baltagi[1995], Hsiao[1986]参照)。特に女性の就業行動に関しては、子供数が増加すると育児負担により就業確率が低下することが知られている。あるいは子供が成長する(年齢が上昇する)と就業確率が上昇することも知られている。このような家計の属性の変化が家事労働に対する影響を通じて、女性の就業行動にも影響するので、パネル分析の意義は大きいと考えられる。

そこで本稿では 1993 年時点において年齢 24~34 歳の女性 1,500 人を対象として(財)家計経済研究所により調査が開始され、それ以後毎年継続して行われている「消費に関するパネル調査」の 1993~1995 年の 3 年間のパネルデータを用いることにより経時的な家計属性の変化を考慮した女性の労働供給に関する分析を行う。同調査は各年ごとの女性の婚姻状態、家族構成、就業状態、年収、学歴、更には配偶者の年齢、年収等を広範囲に質問しており、女性の労働供給分析に必要な項目を網羅しており、本稿の分析に適合したデータである(なおデータの詳細に関しては(財)家計経済研究所編『消費生活に関するパネル調査』各年版(大蔵省印刷局)を参照されたい)。この『消費生活に関するパネル調査』

により、

- a) 就業しているかどうかのパネルのプロビット分析
- b) 賃金(年収)に関するパネルの Heckman の二段階分析

を試みる。

本稿では、就業をある個人(女性)が働いて所得を得ているかどうかで捉えることにする。したがって就業形態に関してはフルタイムとパートタイムを含むものである。また職業に関しては勤労者という雇用労働者の他に、自営業と農業を含むものである。

賃金に関してはフルタイムの勤労者とパートタイム、農業、自営業の間で平仄を合わせるため年収ベースをとりあげることにする¹⁾。

就業関数の推計に当たっては、パネル分析とプールされたデータに基づく分析を併せて行う。これにより従来のクロスセクション・データの結果とパネル・データの結果を比較することで、時点間における個別経済主体の属性の変動が、特に子供数や子供(末子)の年齢という従来女性の就業を抑制するとされた要因に関して、どのように女性の就業行動に影響しているかをみてみることにする。これが本稿の第一の目的である。

賃金(年収)に関しては、就業の有無の意思決定に影響する要因と賃金に影響する要因が異なることを認める Heckman の二段階推計法を試みる。その際女性の教育歴が賃金に与える効果を中心に、勤労者と自営業・農林業で賃金(年収)関数が同一とみられるのか別個のものとみられるのかを考察する。これが本稿の第二の目的である。このような女性の就業、賃金に関するパネル分析はわが国では初めての試みである。

以下本稿の構成を簡単に述べる。第2節で就業関数に関する定式化、パネルのプロビット・モデルの計量方法、パネル分析とプールされた分析の推計結果について比較紹介する。第3節で賃金関数の定式化と Heckman の二段階推計方法について紹介する。その上で、勤労者女性と自営業・農業の女性で賃金(年収)関数が教育歴を中心に同一

1) 労働時間がプランケットで調査されているので、時間当たり賃金率を作成することは必ずしも容易ではないという側面もある。

とみなされるか否かを検討する。第4節で簡単なまとめと残された課題について触れる。なお補論でパネルのトービット・モデルにより推計された賃金関数について紹介する。

2 就業関数

1) モデルと定式化

全体のサンプルは1500人、延べ4075である。就業関数の分析対象は、初年度独身者を除く人とした。また必要な説明変数について回答のないものも除いた。職種を「その他」と回答したものも意味がとりにくいことから、サンプルから除いた。その結果用いたサンプルは1,227人、延べ3,566である。このようにデータはアンバランスド・パネルである。

定式化は先行研究を踏まえて、夫の年収の他、女性のライフステージを表すものとして本人の年齢、家事労働に関するものとして子供の状態、本人の人的資本を表すものとして学歴、及び夫の恒常所得をコントロールするために夫の学歴を取り上げ、次のように考えた。

$P^* = F(\text{夫の年収、年齢、子供の状態、本人学歴、夫の学歴})$

その上で具体的には以下のように定式化をした。

$$P^*_{it} = a_0 + a_1 \text{Hincome}_{it} + a_2 \text{Age}_{it} + a_3 \text{Age}^2_{it} + a_4 \text{SueAge}_{it} + a_5 \text{Childn}_{it} + a_6 \text{Husjiei}_{it} \\ + a_7 \text{Wchu}_{it} + a_8 \text{Wsenmon}_{it} + a_9 \text{Wtandai}_{it} + a_{10} \text{Wdaigaku}_{it} + a_{11} \text{Hchu}_{it} + a_{12} \text{Hkousen}_{it} + a_{13} \text{Htandai}_{it} \\ + a_{14} \text{Hdaigaku}_{it} + e_{it} \quad 1)$$

$P=1$ 就業している場合

$=0$ 就業していない場合

e_{it} 誤差項(後述)

Hincome---夫の年収、Age---女性の年齢、Age²---女性の年齢の自乗項、

SueAge---末子の年齢、Childn---子供の数、Husjiei---夫自営業ダミー、

Wchu---女性中卒ダミー、Wsenmon---女性専門学校卒ダミー、

Wtandai---女性短大卒ダミー Wdaigaku---女性大卒ダミー、

Hchu---夫中卒ダミー、Hkousen---夫高専卒ダミー

Htandai---夫短大卒ダミー、Hdaigaku---夫大卒ダミー

なお女性の学歴、夫の学歴は各々高卒が既定値である。

符号条件としては夫の年収は負、未子年齢は正、子供人数は負が期待される。夫自営業ダミーは家事労働と就業の調整が容易になると考えられるので、正が期待される²⁾。

本人学歴はそれが高いほどより人的資本が蓄積されているので、高学歴で正が期待される³⁾。恒常所得を高める夫の高学歴は負が期待される。

主要な変数の記述統計量は表 1 に示すとおりである。

=====表 1=====

2) 推計方法(パネルのプロビット・モデル)

就業しているか否かに関して、以下のパネルのプロビット分析を行う。

$$y_{it}^* = \beta'x_{it} + e_{it}, \quad e_{it} \sim N(0,1), \quad i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T \quad 2)$$

$$y_{it} = 1 \quad \text{if } y_{it}^* > 0 \text{ (就業している場合)}$$

$$= 0 \quad \text{otherwise (就業していない場合)}$$

' 推計されるべきパラメータ x_{it} 説明変数

2) 女性が自営業者と結婚した場合に、夫の職業を手伝うという形で自営業に就くことも考えられる。その意味で自営業に関しては結婚と就業に関し順位均衡が成立し、女性の就業確率を高めている可能性もある。夫自営業ダミーはこの効果を含んでいることも考えられる。ただしそれには女性の結婚選択に関するマッチングがどのようになされているかを検証する必要があるので、この点は今後の課題としたい。

3) 女性の親が自営業の場合、子供に仕事を手伝ってもらいたいと考え早期就業を促すことも考えられる。その場合にも親の職業、自営業の選択という逐次的な決定がなされているかもしれない。ただしこの場合も、親の職業が子供の教育、職業選択に具体的にどのように影響しているかはア・フ・リオリには明らかではないので、別途検証する必要がある。

誤差項についてはランダム・イフェクト・モデルを考える (Buttler and Moffit [1982]、Greene [1997] 参照)⁴⁾。

$$e_{it} = v_{it} + u_i$$

v_{it} と u_i は iid を仮定し、互いに独立とする。

$$\text{Var}[e_{it}] = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$$

$$\text{Corr}[e_{it}, e_{is}] = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$$

$\sigma_v^2 = 0$ であれば、パネル分析ではなく、プールドされた通常のプロビット分析でよいことになる。結合密度関数を考えると、

$$f(e_1, e_2, \dots, e_n) = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{i=1}^n f(e_i | u_i) f(u_i) du_i \quad (3)$$

となる。結局尤度関数は次で得られることになる。

$$L = 1 / \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-\sum_{i=1}^n r_i) \{ \prod_{i=1}^n [q_{it}(\beta'x_{it} + r_i)] \} dr_i \quad (4)$$

ここで $q_{it} = 2y_{it} - 1$ 、 $r_i = (2y_{it} - 1) / (1 - y_{it})^{1/2}$ である。

なお連続変数のマージナル効果は

$$\frac{E(y_{it})}{x} = \int_{-\infty}^{\infty} \beta'x_{it} \phi(\beta'x_{it} + r_i) \phi(r_i) dr_i \quad (5)$$

で求められる。 $\phi(\cdot)$ は標準正規密度関数である。

ダミー変数のマージナル効果は次のように求められる。

$$\phi(\beta'x_{it+1}) - \phi(\beta'x_{it}) \quad (6)$$

ここで β はダミー変数にかかるパラメータである。 $\Phi(\cdot)$ 標準正規分布関数である。

3) 就業関数の結果の解釈

結果は表 2 に示すとおりである。(1)欄にデータをプールドしたプロビット分析、(2)欄にパネルのプロビット分析の結果が掲げられている。 α は 1%水準で有意であり、このケースではデータをプールドしたプロビット・モデルではなく

4) 本稿では、説明変数として時間を通じて一定のダミー変数(夫自営業、学歴など)を用いるので、フィックスド・イフェクト・モデルを推計することはできない。これは賃金関数についても同様である。

パネルのプロビット分析によるべきであることが分かる⁵⁾。

パネルのプロビット推計によれば、概ね符号条件は期待されたとおりみたまわられている。夫の収入は1%水準で有意に負である。子供数は1%水準で有意に負、末子の年齢は1%水準で有意に正である。これらの結果はクロスセクション・データによる先行研究の結果とも一致する(たとえば松浦・滋野[1995]参照)。

平均値の回りでのマージナル効果をみると夫の収入は-0.068であり、夫の収入の1%増加は女性の就業確率を6.8%低下させる。平均値の回りでの子供数のマージナル効果は-0.194と極めて大きい⁶⁾。育児負担が女性の就業をかなり抑制していることがうかがわれる。また末子の年齢のマージナル効果は0.057であり、これから子供が成長し育児負担が減少すると女性の就業確率が高くなることが分かる⁷⁾。

プールされたデータに基づくプロビット分析では子供数のマージナル効果は-0.121、末子年齢のマージナル効果は0.040であった。パネル分析との差は各々-0.073と0.017である。これからすれば従来のクロスセクション・データに基づく先行研究は、育児負担が女性の就業確率に与える抑制効果を過小評価していた可能性がある⁸⁾。

ダミー変数のマージナル効果について、女性の教育歴、夫自営業ダミー、夫

5) プールされたプロビット分析とパネルのプロビット分析で符号や有意水準に大きな差はない。しかしその係数やマージナル効果の値についてはかなりの乖離がみられる。このことはクロスセクション・データでは一時点の分析にとどまるが、パネルでは経時的な変化が反映されることを示唆している。

6) 出産が女性の就業確率を低下させることに関しては、松浦・滋野[1995]、Tanda[1994]、Hotz and Miller[1988]参照。なおこれらの先行研究にあるように出産と就業の同時決定を考慮することが望ましいが、この点については今後の課題としたい。

7) 育児支援策が女性の就業確率を高めることは、わが国に関しては滋野・大日[1998]、樋口[1994]参照。米国についてはPanel Study of Income Dynamics (PSID)を用いたHu[1999]参照。

8) 「消費生活に関するパネル調査」を用いた樋口[1999b]は、プールしたプロビットモデルで、子供数のマージナル効果を と報告している。

の学歴について6)式により厳密に計算された値をみてることにする。

まず女性の人的資本の蓄積を表すものとしての高学歴化と就業の関係をみてる。女性が大卒(学歴以外の変数は平均値)の場合の就業確率は74.95%である。女性が短大卒(＂)の場合の就業確率は52.86%である。女性の学歴が短大から大卒に高学歴化した場合には、就業確率は22.09%上昇する。これから、高等教育による人的資本の蓄積が女性の社会進出に果たす機能の大きさがうかがうことができる⁹⁾。

女性の就業には、労働者側において労働時間を選択できたり家事労働との調整が容易であれば、より促進効果があることが指摘されている。そこで家事労働との調整の容易さの代理変数として夫自営業ダミーの効果を見る。夫が自営業の場合の就業確率は76.40%(他の要因は平均値の回り)である。他方で夫が自営業でない場合の就業確率(＂)は53.82%である。家事労働との調整が容易であると、女性の就業確率は22.58%増加する。この結果は、労働時間の選択が可能であるなど、家事労働と労働時間との調整の容易さが女性の就業促進につながることを改めて示すものである。

夫の学歴の効果を試みよう。ここでは夫の学歴は生涯所得のコントロール変数としての意味を持つ。夫が大卒の場合の女性の就業確率(夫の学歴以外は平均値)は36.75%である。これに対し夫が高専卒の場合の就業確率(＂)は52.74%である。このケースでは女性の就業確率は15.98%低下する¹⁰⁾。夫の収入のマージナル効果は-0.068であった。これに比べると、夫の学歴で代理させた恒常所得上昇の影響は極めて強いようである。

=====表 2=====

3 賃金関数

9) 人的資本が女性の就業に影響することについては Altung and Miller [1998] 参照。

10) 離婚・死別ダミーを入れた推計も行ったが、有意な結果は得られなかった。報告は省略する。

1) モデルと定式化

ここで取り上げる賃金は、前述の通り勤労者と自営業、農林業等との整合性を取るために、年収ベースのものである。

関数としては Mincer 型の次のような賃金関数を考える。その際年齢の他に、人的資本の代理変数としての教育歴、職歴、非正規就業をコントロールする要因、職種、企業規模を考える。

$wage^* = F(\text{年齢、本人学歴、勤続、パート、職種、企業規模})$

なお多重共線問題との関係で、就業関数の分析の場合と比べて、一部の説明変数については統合した。また学歴ダミーに替えて教育年数を取り上げるモデルも併せて推計する。具体的には以下の式の推計を試みる。

$$wage^*_{it} = b_0 + b_1 Age_{it} + b_2 Age^2_{it} + b_3 Wchun + b_4 Wtansen + b_5 Wdaigaku + b_6 Kinzoku_{it} \\ + b_7 Part + b_8 Agri + b_9 Wjiei + b_{10} Pro + b_{11} Kyouin + b_{12} Gijyutu + b_{13} Jimu + b_{14} Ginou_{it} \\ + b_{15} Naihoka + b_{16} Small_{it} + b_{17} Emp500_{it} + b_{18} Emp1000_{it} + b_{19} Emppub_{it} + e_{it} \quad (7)$$

$$wage^*_{it} = b_0 + b_1 Age_{it} + b_2 Age^2_{it} + b_3 Edu + b_4 Kinzoku_{it} \\ + b_5 Part + b_6 Agri + b_7 Wjiei + b_8 Pro + b_9 Kyouin + b_{10} Gijyutu + b_{11} Jimu + b_{12} Ginou_{it} \\ + b_{13} Naihoka + b_{14} Small_{it} + b_{15} Emp500_{it} + b_{16} Emp1000_{it} + b_{17} Emppub_{it} + e_{it} \quad (7)'$$

$wage^*$ ---賃金(年収)の対数値

Wtansen---女性専門学校、短大卒ダミー、Kinzoku---現勤務先での勤続年数

Part---パートまたは嘱託ダミー、Agri---農業ダミー、Wjiei---自営業ダミー、

Pro---自由業・管理職・専門職ダミー、Kyouin---教員ダミー、Gijyutu---技術職

ダミー、Jimu---事務職ダミー、Ginou---技能職ダミー、Naihoka---内職などダミ

ー、Small---勤務先従業員数 29 人以下、Emp500---勤務先従業員数 500~999 人

Emp1000---勤務先従業員数 1,000 人以上ダミー、Emppub---官公庁勤務

Edu---正規の教育年数(大卒=16年、専門学校=14年等)

-----ミルズの比率の逆数 e_{it} ----- 誤差項

$$e_{it} = V_{it} + U_i$$

7) 式における女性の学歴ダミーは高卒が既定値である。職種は販売職が既定

値、企業規模は 30~499 人が既定値である。

符号条件としては教育歴は高学歴ほど正が期待される。勤続年数、現勤務先就業継続ダミーも分析対象が 24~36 歳であるので、正が期待される。パートは非正規就業であるので負が期待される。農業、自営業の符号はあらかじめ定まらないであろう。職種については管理職や教員は、専門性が高いので正が期待される。企業規模は規模別賃金格差が存在するならば小企業について負、大企業について正が期待される。

なお記述統計量は表 1 を参照されたい。

2) 推計方法 (パネルの Heckman の二段階推計法)

(Heckman の二段階推計法)

パネルによる賃金関数の計量方法としては、就業の意思決定に影響する要因と賃金に影響する要因が同一であるという仮定を暗黙に置くトービット・モデルと、就業に影響する意思決定の要因と賃金に影響する要因が異なることを認める Heckman の推計方法とが考えられる。女性労働者の賃金に関する先行研究である Merz[1990] は計量方法としては、Heckman の推計方法を採用している。就業と賃金に関しては、影響する要因が同一であるというトービット・モデルの仮定は必ずしも充たされないことがある。そこで本稿では、この仮定を緩める Heckman の二段階推計法によることにする(トービット・モデルの推計結果については補論参照)。

具体的には第一段階において、就業の意思決定に関する 4) 式をまず推計する。そこから得られるミルズの比率の逆数、 (σ^2 / β^2) を λ とする。

第二段階で就業しているサンプルについてのみに関してこの λ を用い、賃金関数

$$y_{it}^* = \beta'x_{it} + \lambda^{-1} \varepsilon_{it} + e_{it}, \quad e_{it} \sim N(0,1), \quad i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T_i, \quad (8)$$

$$e_{it} = v_{it} + u_i$$

を推計するものである。ただし Heckman の推計方法は一致性はあるが、分散は標準的仮定を充たさないことが知られており、そのために White による分散不均一の修正を行う。

4) Heckman の二段階推計法による結果の解釈

プロビット部分については 1) 式と同一の関数、賃金関数については 7)、7') 式をランダム・イフェクト・モデルで推計する。

勤労者グループと農林・自営業とで賃金(年収)関数が異なることがある可能性に配慮して、推計は全ての就業者と勤労者(除く自営業、農業)に分けて行った。

次に、年齢、学歴(教育歴)及び勤続年数という勤労者と自営業、農業で共通する変数のみを取り上げて、両グループの間で賃金関数(年齢、学歴(教育歴)及び勤続年数の効果)が共通なのかそれとも異なるのかの検証を試みた¹¹⁾。

(就業者全体)

まず就業者全体(サンプルは 940 人、延べ 1,896)を対象とした賃金関数についてみる(記述統計量は表 3 参照。推計結果は表 4 参照)。

(1) 欄に学歴ダミーを用いたケース、(2) 欄に教育年数を用いたケースの結果が示されている。

(1) 欄をみると学歴ダミーは中卒で負、大卒で正と符号条件を充たすもののいずれも統計的には有意ではない。これらの変数が統計的に非有意ということは、多重共線関係が疑われる¹²⁾。

パートダミーは 1%水準で有意に負であり、非正規就業では賃金が減少することが示されている。内職も 1%水準で有意に負であり、パートを下回っている。また農業は 1%で、自営業は 10%水準で有意に負となっている。これらの

11) 自営業、農業に関する勤続年数は何年その自営業、農業を営んでいるかというものである。

12) 学歴ダミーを説明変数とするケースで、自営業ダミーと農業ダミーを除いて推計したところ、中卒ダミーと大卒ダミーの値は各々 -0.6184(-1.710)と 0.2793(1.746)であった(カッコ内は t 値)。いずれも 10%水準で有意であり、何らかの多重共線関係の存在が疑われる。

結果は勤労者のフルタイムに比べて、自営業・農業等の分野が低収入であることを示唆している。

職種については、教員、技術、事務職が 1%または 5%水準で有意に正である。なお教員は技術、事務職を下回っていることが注目される。

企業規模間格差をみる従業員数は 29 人以下が 5%水準で有意に負となっている。他の企業規模のスケールについては有意な結果は得られていない。

学歴ダミーに替えて教育年数を用いた(2)欄では、教育年数は 10%水準で有意に正である¹³⁾。その平均値の回りでの弾性値は 7.517%である。限界性向は 2.437 である。これからすれば、女性に関しても教育の収益率は高いように思われる。他の説明変数については、学歴ダミーを用いる場合と大きく異なるところはない。

=====表 3=====

=====表 4=====

(勤労者に限定するケース)

次に勤労者に限定した推計を試みた(対象 865 人、延べ 1,690)。記述統計量は表 5、推計結果は表 6 の通りである。

学歴ダミー((1)欄)、教育年数((2)欄)とも有意な結果は得られていない。他の説明変数については、有意水準、値とも農業、自営業を含めて推計した場合とほとんど変わるところがない。また教育関係の変数が非有意、他の説明変数の効果が就業者全体の推計結果とほぼ同じであるということについては、定式化を様々に変えても、ほとんど変わるところはなかった。

勤労者女性に限定すれば、教育が賃金に影響しないというのもいささか不自然である。他方で、全サンプルと勤労者に限定したサンプルの推計結果が、教育関係以外の説明変数に関してはほとんど変わらないことからすれば、勤労者の賃金(年収)関数の推計で、多重共線関係の存在が疑われる。また勤労者と農

13) 自営業ダミーと農業ダミーを除いて推計したところ教育年数の値は 0.06352 (2.011)であり、5%水準で有意であった。

業・自営業とでは関数型が異なるのかもしれない。

=====表 5=====

=====表 6=====

(勤労者の関数型と農林・自営業関数型との比較)

そこで勤労者と農林・自営業で関数型が異なるかどうかを検定するために、次のような推計を全サンプル、勤労者、農林・自営業のそれぞれについて行い、チャウテストを行った。変数としては両グループで共通する年齢、その自乗項と教育歴(学歴ダミーと教育年数)および勤続年数を取り上げる。

$$\text{wage}_{it}^* = b_0 + b_1 \text{Age}_{it} + b_2 \text{Age}_{it}^2 + b_3 \text{Wchu}_{it} + b_4 \text{Wsenmon}_{it} + b_5 \text{Wandai}_{it} + b_6 \text{Wdaigaku}_{it} + b_7 \text{Kinzoku}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{wage}_{it}^* = b_0 + b_1 \text{Age}_{it} + b_2 \text{Age}_{it}^2 + b_3 \text{Edu}_{it} + b_4 \text{Kinzoku}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9')$$

結果は表 7 に示すとおりである。それぞれの F 検定の結果は

$$F1 = \frac{(5825.62 - (4747.01 + 1003.78)) / 9}{(4747.01 + 1003.78) / 1878} = 2.7152 \quad (9 \text{ 式のケース})$$

$$F2 = \frac{(5861.87 - (4784.55 + 1016.53)) / 6}{(4784.55 + 1016.53) / 1884} = 3.2904 \quad (9' \text{ 式のケース})$$

である。自由度(9,1878)の 5%水準の F 値は 1.8849 である。自由度(6,1884)の 5%水準での F 値は 2.1033 である。勤労者と農林・自営業者の間で賃金(年収)関数のパラメータは共通であるという帰無仮説は、5%水準で棄却される。勤労者に限定したケースと全サンプルのケースでは、9)式による場合も9)'式による場合も、学歴ダミー、教育年数は共に 1%水準で統計的に有意に正である。これに対し農林・自営業ではこれらの変数は有意ではない。

これらからすれば勤労者女性に関しては、教育は賃金に有意に影響していると考えられる。これに対し農林・自営業では統計的に有意ではない。もちろん賃金関数としては企業規模や職種等の変数を除いているという問題に留意する必要はあるが、勤労者と農業・自営業で賃金(年収)関数が異なるという結果が示唆されていることは興味深い。

勤労者と農業・自営業で賃金(年収)関数が異なるという本稿の結果は、20 歳

以上の世帯主(男女)を対象に分析した米澤・松浦・竹澤[1999]が勤労者世帯と自営業世帯で異なる賃金(年収)関数が推計されたのと同じの結果である。ここで興味深いのは、農林業などで教育の効果がみられないということである。農林業等については若者の参入は急減し、取り分け女性の希望が少ないことはつとに指摘されてきたところである。女性の教育が年収という形で評価されないことにもその一因があるということかもしれない。自営業については小売、美容師、飲食店など従来型の自営業がサンプルに比較的多く、人的資本が評価される専門分野の職業が少ないことが影響しているのかもしれない。ただしデータの制約上自営業の詳細が不明であるので、この点についてもなお検討が必要である。

=====表 7=====

4 まとめと課題

就業の有無に関してはプールされたプロビット分析ではなく、パネル分析が支持された。そこでは従来のクロスセクション・データに基づく推計は、育児が女性の就業確率に与える抑制効果を過小評価していた可能性が示唆された。子供が1人増えると平均値の回りで女性の就業確率が20%低下するということは、改めて育児支援策の重要性を示すものといえよう。さらに短大卒から大卒へと女性の人的資本の蓄積が進むと就業確率は23%も上昇した。このことは、学校教育以外の場(訓練、研修など)での女性の人的資本の蓄積が進めば、更に女性の社会進出が高くなる可能性を示唆している。また夫自営業ダミーで代理させた家事労働との調整の容易さも就業促進効果を持っていた。これらからすれば、育児支援政策の推進、人的資本の蓄積の促進、あるいは柔軟な勤務形態の採用が女性の就業促進に重要であるといえる。

賃金関数の Heckman の二段階推計結果によれば、教育の収益率は7.5%であった。人的投資に対する収益率としては、決して低い水準ではない。この高い収益率は女性の高学歴化を促す基盤といえよう。

さらに、関数が簡略であることに留意する必要があるが、勤労者女性と農林

・自営業の女性との間で賃金(年収)関数が異なる可能性が示唆された。その要因の一つとして勤労者では女性の教育(人的資本の蓄積)が積極的に評価されるが、農林・自営業では評価されないことが上げられた。農林業が社会的に存続することが望ましいとすれば、この点の改善は必要であろう。また女性の就業形態が雇用者から SOHO 等の形で自営業にも広がることが望ましいとすれば、人的資本の蓄積を評価されるようなシステムが採用されることが望ましい。

本稿は、就業の有無と賃金関数に分析の焦点が絞られている。女性の就業、雇用の促進を考えると、雇用者が女性の採用に躊躇する一つの要因である転職・離職は大きな問題である。本稿は、女性の人的資本の蓄積の促進が就業の促進と賃金の上昇につながることを、示した。その上で企業内訓練や off-the-job-training が女性の就業継続確率や賃金の上昇、あるいは昇進につながっていれば、統計的差別は減少するであろう。さらには賃金上昇や昇進確率の増加は、女性の就業促進につながるであろう。この点の詳細な分析は今後の課題としたい。

補論

ここでは就業の有無と賃金に影響する要因が同一であるという仮定を置く場合のトービット・モデルを紹介する。

1) パネルのトービット・モデルの計量方法

収入についてパネルのトービット・モデルを考える。

$$y_{it}^* = \beta'x_{it} + e_{it}, \quad e_{it} \sim N(0,1), \quad i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T_i, \quad s1)$$

$$y_{it} = y_{it}^* \text{ if } y_{it}^* > 0 \text{ (収入があるケース)}$$

$$= 0 \text{ otherwise}$$

ここでも誤差項については、 $e_{it} = v_{it} + u_i$ で v_{it} と u_i は iid を仮定し、互いに独立とする (Greene [1997]、Baltagi [1995]、Laisney [1992] 参照)。

従って密度関数は以下ようになる。

$$f(y_{it}|u_i) = d_{it} \left\{ \frac{1}{\sigma} \cdot \left[\frac{(y_{it} - \beta'x_{it} - u_i)}{\sigma} \right] (1-d_{it}) \right\} \left\{ 1 - \left[\frac{(\beta'x_{it} + u_i)}{\sigma} \right] \right\} \quad s2)$$

$$d_i = 1 \text{ if } y_{it}^* > 0$$

$$= 0 \text{ otherwise}$$

u_i の条件付き y_{it} は互いに独立であるので

$$f(y_{i1} \cdots y_{it} | u_i) = f(y_{it} | u_i)$$

となる。 u_i について無制約の分布は

$$f(y_i) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(y_{it} | u_i) (2\pi u_i^2)^{-1/2} \exp(-u_i^2 / 2u_i^2) du_i$$

$$= 1/\sigma \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} d_i \{ 1/\sigma \cdot [(y_{it} - \beta'x_{it} - 2^{1/2} u_i(u/2^{1/2} - u)) / \sigma] \}$$

$$\cdot (1-d_i) \{ 1 - [(-\beta'x_{it} - 2^{1/2} u_i(u/2^{1/2} - u)) / \sigma] \} \quad s3)$$

である。これから対数尤度関数は

$$\text{LogL} = \sum \text{Log} f(y_i) \quad s4)$$

で得ることができる。

なお連続変数のマージナル効果は

$$\frac{E(y_{it})}{x} = \left(\beta'x_{it} / \sigma \right) \quad s5)$$

により求められる。

2) トービット・モデルによる推計結果の解釈

表 s(1) 欄にプールしたトービット・モデル、(2) 欄にパネルのトービット・モデルの推計結果が掲げられている。

プールしたトービット・モデルの結果をみると、学歴、継続就業、企業規模等の符号は予想を充たし、一見もっともらしく見える。これに対しパネル分析では有意な説明変数が、プールしたトービット分析に比べて少なくなっている。プールしたトービット・モデルでは有意であった年齢(プールしたトービット・モデルの推計による符号は負)、中卒ダミー(負)、大卒ダミー(正)、継続就業ダミー(正)、パートダミー(負)、自営業ダミー(正)、技能職ダミー(正)、内職ダミー(負)、規模 1000 ダミー(正)、官公庁ダミー(正)はパネルのトービット分析では統計的に有意ではない(学歴ダミーに替えて、それぞれの正規修業年数を入れる推計も試みたが、計算が収束しなかった)。

またその中でも、年齢、中卒ダミー、大卒ダミー、継続就業ダミー、自営業

ダミー、技能職ダミーは符号が逆転している。プールしたトービット・モデルでは非有意であるが、パネルのトービット・モデルで有意な変数は農業ダミーである(この場合も符号は逆転している)。

統計的に非有意とはいえ、中卒ダミーが正、大卒ダミーや継続就業ダミーが負という、このパネルのトービット・モデルの結果はいささか不自然である。この不自然な結果は、就業に影響する意思決定の要因と賃金に影響する要因が同一であるというトービット・モデルの仮定に問題があるのかもしれない。

=====表 s 1=====

参考文献

- 滋野由紀子・大日康史 [1998] 「育児休業制度の女性の結婚と就業への影響」『日本労働研究雑誌』 459、 pp.39-49。
- 樋口美雄 [1994] 「育児休業制度の実証分析」、社会保障研究所編『現代社会と社会保障』所収、東京大学出版会。
- 樋口美雄 [1999] 「パネル・データによる女性の結婚・出産・就業行動の分析」日本経済学会 1999 年度秋季大会招待論文。
- 松浦克己・滋野由紀子 [1995] 『女性の就業と富の分配』日本評論社。
- 米澤康博・松浦克己・竹澤康子 [1999] 「年功序列賃金制度と株式需要」『現代ファイナンス』 6、 pp.3-18。
- Altug, S., and R. A. Miller [1998], "The Effect of Work Experience on Female Wages and Labor Supply," *Review of Economic Studies*, 65 (1), pp.45-85.
- Baltagi, B. H. [1995], *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Panel data analysis/BaldevRajandBadiH.Baltagi,eds.-Heidelberg:Physica-Verlag ?
- Butler, J., and R. Moffitt [1982], "A Computationally Efficient Quadrature Producer for the One Factor Multinomial Probit Model," *Econometrica*, 50, pp.761-764.

- Greene, w. H. [1997], *Econometric Analysis*, Prentice-Hall.
- Hotz, V. J. and R. A. Miller [1988], "An Empirical of Life Cycle Fertility and Female Labor Supply," *Econometrica*, 56(1), pp.91-118.
- Hsiao, C. [1986], *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hu, W.Y. [1999], "Child Support, Welfare Dependency, and Women's Labor Supply," *Journal of Human Resources*, 34(1), pp.71-103.
- Laisney, F., W. Pohlmeier, and M. Staat [1992], "Estimation of Labour Supply Functions Using Panel Data: A Survey," in *The Econometrics of Panel Data*, L. Matyas and P. Sevestre (eds.), Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Merz, J [1990], "Female Labor Supply : Labor Force Participation, Market Wage Rate and Working Hours of Married and Unmarried Women in the Federal Republic of Germany," *Jahrbucher-fur-Natinalokonomie-und-Statistik*, 207(2), pp.240-270
- Tanda, P. [1994], "Marital Instability, Reproductive Behaviour and Women's Labour Force Participation Decisions," *Labour*, 8(2), pp.279-301.

表1 記述統計量（就業関数）

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就業ダミー	0.5317	0.4991	0	1
賃金(年収)(対数値)	2.5688	2.6208	0	6.9078
配偶者賃金(対数値)	4.4068	2.7783	0	9.0119
年齢	30.3256	3.2019	24	36
年齢自乗項	929.8898	194.1241	576	1296
末子年齢	2.3099	2.7685	0	15
子供数	1.3716	1.0487	0	5
単身ダミー	0.0031	0.0555	0	1
配偶者自営業ダミー	0.1001	0.3002	0	1
中卒ダミー	0.0219	0.1463	0	1
専門学校卒ダミー	0.1938	0.3953	0	1
短大卒ダミー	0.2019	0.4015	0	1
大卒ダミー	0.1139	0.3177	0	1
配偶者中卒ダミー	0.1394	0.3464	0	1
配偶者高専卒ダミー	0.1066	0.3086	0	1
配偶者短大卒ダミー	0.0306	0.1722	0	1
配偶者大卒ダミー	0.2768	0.4475	0	1
勤続年数	1.9050	3.2869	0	16.5
継続就業ダミー	0.5317	0.4991	0	1
パートダミー	0.1722	0.3776	0	1
農業ダミー	0.0115	0.1066	0	1
自営業ダミー	0.0463	0.2101	0	1
専門・管理職ダミー	0.0098	0.0986	0	1
教員ダミー	0.0393	0.1942	0	1
技術職ダミー	0.0558	0.2296	0	1
事務職ダミー	0.1792	0.3836	0	1
技能職ダミー	0.0749	0.2632	0	1
内職ダミー	0.0165	0.1276	0	1
小規模企業ダミー	0.2176	0.4127	0	1
企業規模 500 ダミー	0.0222	0.1472	0	1
企業規模 1000 ダミー	0.0738	0.2614	0	1
官公庁勤務ダミー	0.0550	0.2279	0	1

注) サンプル数は 3566。

表 2 就業関数の推定結果

変数名	(1) プールしたプロビット		(2) パネルのプロビット	
	推定値	マージナル効果	推定値	マージナル効果
定数項	2.529 (1.19)	1.003	6.375** (2.26)	2.512
配偶者賃金(対数値)	-0.1276*** (-12.6)	-0.05059	-0.1732*** (-12.6)	-0.06823
年齢	-0.1464 (-1.04)	-0.05807	-0.3937** (-2.10)	-0.1551
年齢自乗項	0.003088 (1.33)	0.001225	0.007485** (2.41)	0.002949
未子年齢	0.1009*** (9.82)	0.04000	0.1451*** (9.95)	0.05717
子供数	-0.3050*** (-11.1)	-0.1210	-0.4919*** (-12.2)	-0.1938
配偶者自営業ダミー	0.3954*** (5.31)	0.1568	0.6201*** (6.36)	0.2443
中卒ダミー	-0.2837* (-1.81)	-0.1125	-0.505** (-2.33)	-0.1988
専門学校卒ダミー	0.07075 (1.15)	0.02806	0.1228 (1.41)	0.04839
短大卒ダミー	0.1569** (2.45)	0.06221	0.2120** (2.37)	0.08352
大卒ダミー	0.3913*** (4.66)	0.1552	0.6404*** (5.49)	0.2523
配偶者中卒ダミー	-0.2548*** (-3.88)	-0.1011	-0.3116*** (-3.22)	-0.1228
配偶者高専卒ダミー	-0.2584*** (-3.45)	-0.1025	-0.4124*** (-4.18)	-0.1625
配偶者短大卒ダミー	-0.3177** (-2.43)	-0.1260	-0.4299** (-2.12)	-0.1694
配偶者大卒ダミー	-0.5520*** (-9.23)	-0.2189	-0.8216*** (-9.96)	-0.3237
対数尤度	-2062.289		-1897.056	
サンプル数	3566		3566	

注 1) ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意。()内は漸近的 t 値。

注 2) マージナル効果は平均値の回りで計算したものである。したがってダミー変数については参考までである。

表 3 記述統計量（賃金関数、全体）

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就業ダミー	1.00000	0.00000	1	1
賃金(年収)(対数値)	4.37559	1.97145	0	6.90775
年齢	30.34177	3.29424	24	36
年齢自乗項	931.46941	200.17303	576	1296
中卒ダミー	0.016350	0.12685	0	1
専門学校卒ダミー	0.19937	0.39963	0	1
短大卒ダミー	0.20306	0.40238	0	1
大卒ダミー	0.13555	0.34240	0	1
教育年数	13.49736	1.63762	9	16
勤続年数	3.32182	3.80885	0	16.50000
パートダミー	0.32173	0.46726	0	1
農業ダミー	0.021624	0.14549	0	1
自営業ダミー	0.087025	0.28195	0	1
専門・管理職ダミー	0.018460	0.13464	0	1
教員ダミー	0.070148	0.25546	0	1
技術職ダミー	0.10127	0.30176	0	1
事務職ダミー	0.33281	0.47134	0	1
技能職ダミー	0.14030	0.34738	0	1
内職ダミー	0.030591	0.17225	0	1
小規模企業ダミー	0.40401	0.49083	0	1
企業規模 500 ダミー	0.041667	0.19988	0	1
企業規模 1000 ダミ	0.13660	0.34352	0	1
官公庁勤務ダミー	0.098101	0.29753	0	1
	0.58456	0.47756	0.00017948	2.46109

注) サンプル数は 1896。

表 4 Heckmanの二段階推計法による賃金関数の推計結果（全体）

	(1)		(2)	
	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	5.20197	1.34679	4.44495	1.14824
年齢	-0.035698	-0.138487	-0.030881	-0.119784
年齢自乗項	-0.185443E-04	0.437638E	-0.926993E-04	-0.021873
中卒ダミー	-0.561909	-1.56268		
専門学校卒ダミー	0.050816	0.395904		
短大卒ダミー	0.145072	1.14346		
大卒ダミー	0.249491	1.5670		
教育年数			0.055704*	1.76507
勤続年数	0.105007***	7.03572	0.104213***	7.00456
パートダミー	-0.837975***	-7.14646	-0.835099***	-7.12461
農業ダミー	-1.00454***	-2.89326	-1.01906***	-2.93531
自営業ダミー	-0.427504*	-1.95084	-0.438455**	-2.00133
管理・専門職ダミー	-0.285010	-0.825865	-0.257364	-0.753329
教員ダミー	0.507728**	2.12125	0.538079**	2.28204
技術職ダミー	0.799261***	4.44153	0.781833***	4.35518
事務職ダミー	0.680001***	5.23085	0.699464***	5.43119
技能職ダミー	0.170672	1.13609	0.165345	1.10555
内職ダミー	-2.15702***	-7.36693	-2.15822***	-7.36891
小規模企業ダミー	-0.250117**	-2.06233	-0.268083**	-2.22088
規模500ダミー	0.157578	0.718475	0.163328	0.745769
規模1000ダミー	0.172139	1.11633	0.181220	1.17971
官公庁勤務ダミー	0.161025	0.788878	0.174210	0.857722
	-0.113943	-1.16477	-0.126326	-1.29853
adj. R ²	0.287416		0.287180	

注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意。

表 5 記述統計量（賃金関数、勤労者）

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就業ダミー	1.00000	0.00000	1	1
賃金(年収)(対数値)	4.48624	1.90224	0	6.90775
年齢	30.18047	3.29522	24	36
年齢自乗項	921.71302	199.85487	576	1296
中卒ダミー	0.015976	0.12542	0	1
専門学校卒ダミー	0.19349	0.39515	0	1
短大卒ダミー	0.21302	0.40956	0	1
大卒ダミー	0.14320	0.35038	0	1
教育年数	13.53136	1.63857	9	16
勤続年数	3.69305	3.84592	0	16.50000
パートダミー	0.36095	0.48042	0	1
専門・管理職ダミー	0.020710	0.14245	0	1
教員ダミー	0.078698	0.26935	0	1
技術職ダミー	0.11361	0.31743	0	1
事務職ダミー	0.37337	0.48384	0	1
技能職ダミー	0.15740	0.36428	0	1
内職ダミー	0.034320	0.18210	0	1
小規模企業ダミー	0.45325	0.49796	0	1
企業規模 500 ダミー	0.046746	0.21116	0	1
企業規模 1000 ダミー	0.15325	0.36034	0	1
官公庁勤務ダミー	0.11006	0.31306	0	1
	0.57524	0.48075	0.00017948	2.46109

注) サンプル数は 1690。

表 6 Heckmanの二段階推計法による賃金関数の推計結果（勤労者）

	(1)		(2)	
	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	4.74493	1.22513	4.20720	1.08176
年齢	-0.219367E-02	-0.847334E-02	-0.305127E-02	-0.011783
年齢自乗項	-0.523183E-03	-0.122709	-0.508574E-03	-0.119255
中卒ダミー	-0.376403	-1.02640		
専門学校卒ダミー	-0.617783E-02	-0.047225		
短大卒ダミー	0.170192	1.35357		
大卒ダミー	0.257788	1.63511		
教育年数			0.045473	1.42902
勤続年数	0.103228 ^{***}	7.16699	0.101748 ^{***}	7.08427
パートダミー	-0.838147 ^{***}	-7.45845	-0.834032 ^{***}	-7.42461
管理・専門職ダミー	-0.301415	-0.917776	-0.247147	-0.760354
教員ダミー	0.501886 ^{**}	2.19584	0.558062 ^{**}	2.47922
技術職ダミー	0.804410 ^{***}	4.66937	0.787940 ^{***}	4.58766
事務職ダミー	0.650348 ^{***}	5.24495	0.678947 ^{***}	5.52955
技能職ダミー	0.150370	1.05059	0.153471	1.07761
内職ダミー	-2.11952 ^{***}	-7.55753	-2.12094 ^{***}	-7.56002
小規模企業ダミー	-0.235999 ^{**}	-2.04829	-0.25460 ^{**}	-2.22067
規模500ダミー	0.140038	0.673373	0.153006	0.736863
規模1000ダミー	0.168057	1.14710	0.185696	1.27253
官公庁勤務ダミー	0.149751	0.770363	0.175966	0.910092
	-0.243136 ^{**}	-2.46649	-0.257029 ^{***}	-2.62743
adj. R ²	0.312985		0.319347	

注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意。

表7 勤労者の関数型と農林・自営業関数型との比較

	全体		勤労者		農林・自営業	
定数項	9.56315** (2.35893)	7.49663* (1.84349)	8.76444** (2.13896)	6.81542* (1.65498)	3.85263 (0.219570)	2.02983 (0.119440)
年齢	-0.307710 (-1.13818)	-0.302854 (-1.11791)	-0.247706 (-0.905062)	-0.245104 (-0.893094)	-0.076092 (0.066535)	-0.059426 (-0.052812)
年齢自乗項	0.365308E-02 (0.820953)	0.355375E-02 (0.796984)	0.264398E-02 (0.585977)	0.258187E-02 (0.570647)	0.118260E-02 (0.064134)	0.884589E-03 (0.048764)
中卒ダミー	-0.812216** (-2.11189)		-0.625270 (-1.57794)		-1.34749 (-0.941141)	
専門学校卒ダミー	0.233107* (1.78093)		0.188568 (1.40532)		0.524609 (1.11465)	
短大卒ダミー	0.453818*** (3.50214)		0.481802*** (3.71432)		-0.067977 (-0.110107)	
大卒ダミー	0.807477*** (5.32712)		0.817234*** (5.41581)		-0.034833 (-0.045847)	
教育年数		0.167205*** (5.53791)		0.161605*** (5.28122)		126726 (1.02191)
勤続年数	0.202694*** (15.4597)	0.203654*** (15.4718)	0.200985*** (15.2340)	0.201169*** (15.1702)	0.151469 (1.15138)	0.164712 (1.25948)
	-0.320879*** (-3.17491)	-0.344224 (-3.42086)	-0.467346*** (-4.55844)	-0.491576*** (-4.82128)	1.05293*** (2.64309)	0.06511*** (2.67958)
adj. R ²	0.205883	0.202197	0.220233	0.215420	0.018180	0.020887
Sumofsquared residuals	5825.62	5861.87	4747.01	4784.55	1003.78	1016.53

注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意。()内は漸近的t値。

表S1 賃金関数の推定結果

変数名	(1) プールしたトービット		(2) パネルのトービット	
	推定値		推定値	
定数項	14.48 ^{***}	(3.12)	0.8382	(1.01)
年齢	-0.9850 ^{***}	(-3.19)	0.5396	(0.76)
年齢自乗項	0.01384 ^{***}	(2.72)	1.496 ^{***}	(2.99)
中卒ダミー	-0.8231 ^{**}	(-2.10)	0.6863	(0.88)
短大卒ダミー	0.1041	(0.90)	-1.205	(-1.15)
大卒ダミー	0.4833 ^{***}	(2.71)	-0.3820	(-0.65)
勤続年数	0.2019 ^{***}	(10.8)	0.6896 ^{***}	(2.97)
継続就業ダミー	5.337 ^{***}	(23.3)	-0.3045	(-0.41)
パートダミー	-0.4339 ^{***}	(-2.72)	-0.4139	(-0.53)
農業ダミー	-0.6625	(-1.40)	0.1201 ^{**}	(2.42)
自営業ダミー	0.6109 ^{**}	(2.06)	-0.6327	(-1.62)
管理・専門職ダミー	0.3798	(0.78)	0.4456	(1.09)
教員ダミー	0.9325 ^{***}	(2.93)	4.478 ^{***}	(10.1)
技術職ダミー	1.157 ^{***}	(4.87)	4.040 ^{***}	(4.96)
事務職ダミー	1.000 ^{***}	(5.65)	4.563 ^{***}	(7.79)
技能職ダミー	0.4533 ^{**}	(2.15)	-0.6363	(-0.95)
内職ダミー	-1.325 ^{***}	(-3.18)	1.796	(1.63)
小規模企業ダミー	0.08284	(0.48)	-0.3583	(-0.59)
規模 500 ダミー	0.3604	(1.11)	0.1182	(1.37)
規模 1000 ダミー	0.4532 ^{**}	(2.10)	0.7480	(0.71)
公庁勤務ダミー	0.5360 [*]	(1.95)	0.04705	(0.12)
	2.569 ^{***}	(54.3)		
v			3.360 ^{***}	(34.8)
u			2.508 ^{***}	(15.1)
対数尤度	-5078.408		-6278.478	
サンプル数	3566		3566	

注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意。()内は漸近的 t 値。