The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	家計内で識字者と非識字者は能力を共有しているか? : 南アフリカ共和国パネル･データによる実証分析
Author(s)	北條, 雅一
Citation	国際公共政策研究. 2004, 9(1), p. 21-35
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/6152
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

家計内で識字者と非識字者は能力を共有しているか？
南アフリカ共和国パネル・データによる実証分析

Does the Literate Share One's Ability with the Illiterate? Evidence from South African Households

北條雅一*

Masakazu HOJO*

Abstract

Does an illiterate worker living with a literate person earn more than an illiterate worker living with all illiterates? If literacy is shared within households, then the earning of the former should be higher than that of the latter. This paper empirically tests this. Both sample selection bias and omitted variable bias are corrected. Using household survey data for South Africa, I find that there is no significant difference between the earnings of the two groups of illiterates. In other words, literacy is not shared within households.

Keywords：Literacy; Externality; Sample selection; Panel data; South Africa;
JEL Classification：D10; J24; J31

* 大阪大学大学院国際公共政策研究科　助手

1．はじめに

近年、教育の外部効果に関する議論が活発となっている。教育は各個人によって習得されるものであり、教育がもたらす効果（例えば賃金の上昇）は教育を受けた個人に帰属すると考えるのが自然である。教育の外部効果とは、教育の効果が教育を受けた個人にとどまらず、その周囲にも影響を及ぼすというものである。このような背景から、近年、識字率の計測に関する新しい議論が起こっている。従来の識字率の計測方法は、対象となる地域の成人識字者数を総成人数で割ったもの、すなわち、ある地域における識字者の割合を表すだけのものであった。これに対し新しいアプローチでは、教育の外部効果という観点から識字者の家計間での分布を重視している。例として、成人識字者数が20人、総成人人口が100人、家計数が20、各家計が5人の成人からなるような、成人識字率20%の地域を考える。このとき、以下のような2つの極端なケースを想定することができる。1つ目は、各家計にそれぞれ1人ずつ識字者が存在しているケース、2つ目は、すべての識字者が4つの家計に集中し、残り16の家計には1人の識字者も存在しないケースである。識字者の分布が均等である前者の地域と、不平等に分布している後者の地域に何らかの違いがある場合、従来の識字率ではその違いを識別することができないことになる。

このような視点を最初に分析に取り入れたのはGreen, Rich, and Nesman (1985)である。彼らは、農業を営む家計が新しい栽培技術を採用するか否かを決定する要因を分析している。Green et al. (1985)以前の研究では、新しい栽培技術採用の決定要因として世帯主の識字能力を用いるのが通例であった。これに対しGreen et al. (1985)では、世帯主が識字能力を持たなくても、その家計に1人でも識字者が同居していれば新技術の採用に影響を及ぼすのではないか、との仮説を提示し、それを支持する実証結果を報告している。この結果は、個人の識字能力が家計内で共有されている、と言い換えることができる。そして、このような文脈の中での重要な研究として、Basu, Narayan, and Ravallion (2002)を挙げることができる。Basu et al. (2002)は、非識字労働者の賃金関数の推定に際し、識字者と同居しているか否かを表すダミー変数を説明変数として加えている。実証分析の結果、このダミー変数が正で有意な影響を持つことを報告し、家計内で識字能力の共有がなされていることを別の角度から実証した。

Basu et al. (2002)の実証結果は興味深いものであるが、重要な問題点が存在している。賃金関数を推定する場合には、以下の2点が問題となる。1点目はサンプル・セレクションの問題である。2点目は、「賃金に影響を与えるもののデータでは観測できないような個人効果」を考慮する必要があるという点である。Basu et al. (2002)では、サンプル・セレクションの問題は考慮されているものの、観測されない個人効果を適切に処理できて

いないことによって、推定結果に深刻なバイアスが生じている可能性がある。このバイアスを取り除き、適切な推定結果を得ることが本稿の目的である。したがって、本稿で検定する仮説は「サンプル・セレクションと観測不能な個人効果を考慮した上でも、家計内での識字能力の共有が統計的に支持されるか」というものとなる。具体的には、南アフリカ共和国の2時点からなるパネル・データを使用し、Wooldridge (1995)で提案されている推定方法を用いて、上述のバイアスを適切に修正している。これら2つのバイアスを同時に修正する研究は数が少なく、まして途上国の分析に関しては前例がないため、本稿の貢献は大きいと考えられる。実証分析の結果、Basu et al. (2002)とは異なり、男性・女性ともに識字能力の共有による賃金上昇効果が見られないとの結果を得た。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、分析の枠組みと適切な推定方法について議論する。第3節では使用したデータについて説明をおこなう。第4節では推定結果を報告し、その解釈について議論する。第5節は結論である。

2．分析枠組みと推定方法

2.1 分析枠組み

本節では、家計内での識字能力の共有についての理論的な枠組みを提示する。本稿の分析に用いる枠組みは、Basu et al. (2002)と同様の "collective-action" household model である。このモデルを用いる理由として、家計内資源配分に関する近年の研究でしばしば用いられていること（例えばBourguignon and Chiappori, 1991)、文脈に応じて適切に応用することが容易であることが挙げられる。このモデルの設定は以下のとおりである。まず、各家計は2人のメンバーよって構成され、1人は識字者、もう1人は非識字者である。それぞれの効用関数は$U_L(\cdot)$と$U_O(\cdot)$で表され、ともに強く増加的かつ準凹であると仮定する。財はベクトルxで表され、各メンバーの効用は財xのみに依存するものとする。各家計は、予算制約の下でU_LとU_Oのウェイト付けされた平均値を最大化するようにxを選択する。ウェイトδは、非識字者の所得y_Oの関数であると仮定する。すなわち、

$$\max_{x} \quad \delta(y_O)U_O(x)+[1-\delta(y_O)]U_L(x)$$
$$\text{Subject to} \quad p\cdot x \leqq y_L+y_O$$

ここでpは所与の価格ベクトル、y_Lは識字者の所得であり、$\delta(y_O)\in[0,1]$かつ$\delta'(y_O)\geqq 0$を仮定している。この最大化問題の解が以下のように与えられるとしよう[1)]。

$$x=x(y_O)$$

1）一般にxはpやy_Lにも依存するが、ここではpもy_Lも外生的に与えられると仮定するため無視している。

したがって、非識字者の所得y_oがどのように決定されるかという点が重要となる。識字者は、同居する非識字者と識字能力を共有するか否かを選択できると仮定し、共有した場合の非識字者の所得がy_P、共有しない場合にはy_Iとなるとしよう。ここで$y_P \geqq y_I$を仮定する。このモデルにおいて、ウェイト（δ）はバーゲニング・パワーを意味することとなる。直感的には、識字者の立場から見て、識字能力を共有することによって非識字者の所得が増加し（y_Iからy_P）、その結果として家計全体の所得が増加する一方で、バーゲニング・パワー（δ）の減少が消費水準xを低めることにより効用水準が低下する可能性がある。

以上のようなモデル設定から、Basu et al. (2002)は、家計内において識字者が非識字者と能力を共有する条件、すなわち$y_o = y_P$となるための条件を2つ導き出している。1つ目の条件は両者がよく似た効用関数を持っていることであり、2つ目の条件は、識字能力が共有された場合にバーゲニング・パワー（δ）が大きく変化しないことである。例えば、2人のメンバーが等しい効用関数を持っているケース、すなわち$U_O(x) = U_L(x)$の場合、識字者は必ず非識字者と能力を共有することになる。なぜなら、その場合の最大化問題の目的関数は$U_L(x)$となるためである。また、もしすべてのy_oについて$\delta(y_o) = \delta$である場合も、識字能力を共有した場合に明らかに消費水準が上昇することになる。以上のモデルによって、家計内で識字能力の共有がなされる可能性が示唆されるが、実際に共有がなされているか否かについて明らかにするためには、実証分析をおこなう必要がある。

2.2 実証モデルと推定方法

本節では、本稿で用いられた実証モデルならびに推定方法を説明する。実証モデルに関しては、Basu et al. (2002)と同様の非識字労働者の賃金関数となる。推定方法については、(1)サンプル・セレクションによるバイアス、(2)観測されない個人効果を無視することによるバイアス、の2つのバイアスを適切に修正する手法が必要となる。

まず、非識字労働者の賃金関数について議論する。本稿の目的は、家計内における識字能力の共有の存在を確認することにあるため、実証モデルの定式化はBasu et al. (2002)と同様にシンプルなものを採用する。非識字者iのt期における賃金の自然対数w_{it}と労働市場への参加の決定は、以下のような方程式によって描写されるとする。

$$w_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}; \quad i=1,\ldots,N;\ t=1,\ldots,T \tag{1}$$

$$d_{it}^* = Z_{it}\gamma - \eta_i - \nu_{it}; \quad d_{it} = 1[d_{it}^* \geqq 0] \tag{2}$$

なお、1[・]はカッコ内の条件が満たされる場合には1、そうでない場合には0をとる関数である。w_{it}は$d_{it}=1$のときにのみ観測される。XとZはそれぞれ、賃金と労働市場への参加に影響を与える説明変数のベクトルであり、XはZのサブセットである[2)]。βとγは

2）X_{it}とZ_{it}はともに定数項を含むものとする。

未知のパラメータ、εとνは誤差項である。この実証モデルは、まず一段階目に(2)式によって労働市場に参加／不参加が決定され、参加が決定した場合に（$d_{it}=1$)、(1)式によって賃金が決定されるという2段階のモデルである。このモデルの場合、一段階目に労働市場への不参加を決定した個人については賃金を観測できないため、賃金を観測できる人だけを対象とした(1)式の推定にはサンプル・セレクションバイアスが発生することになる。上記の定式化がBasu et al. (2002)と異なるのは、賃金関数(1)と労働市場への参加決定式(2)の両方に、観測されない個人効果α_iとη_iが含まれている点である。α_iとη_iが説明変数XやZと相関している場合、これらの個人効果を無視した推定によって得られるβやγの推定値はバイアスを含むものとなってしまう。本稿では、このような問題を解決するためにパネル・データを用いた推定をおこなう。パネル・データを用いることで、観測されない個人効果であるα_iやη_iを適切に処理することが可能となる。

しかしながら、サンプル・セレクションと観測されない個人効果を同時に考慮したパネル・データ分析には、新たな問題が発生する。固定効果モデル(Fixed Effect model; FE)によるβの推定量が一致性を持つためには、以下の条件が満たされる必要がある。

$$E(\varepsilon_{it} \mid X_i,\ d_i,\ \alpha_i)=0, \qquad t=1,2,\ldots,T \qquad (3)$$

ここで$X_i=(X_{i1},\ldots,X_{iT})$、$d_i=(d_{i1},\ldots,d_{iT})'$である。つまり、(2)式によって決定される労働市場への参加決定とε_{it}が相関している場合には、FE推定量は一致性を持たないことになる。一つの解決方法としては時間に関して差分をとることが考えられるが、次節で述べるように、本稿で用いるデータ・セットには2期間のデータしか含まれていないため、差分をとる方法は不適切である。したがって本稿では、Wooldridge (1995)によって提案された方法を適用する。Wooldridge (1995)では、(2)式および個人効果と誤差項の間に関するいくつかの仮定が満たされた場合に、以下の手順によってβの一致推定量を得ることができることを示している[3)]。

手順(i)：以下の式を、pooled probitによって推定する。

$$\Pr(d_{it}=1 \mid Z_i)=\Phi(Z_i\delta_t)$$

$Z_i=(Z_{i1},\ldots,Z_{iT})$、$\Phi(\cdot)$は標準正規分布の分布関数である。$Z_i\delta_t$は誘導形のセレクション方程式として解釈することができる。

3）詳細についてはWooldridge (1995, 2002)を参照。この推定方法を用いた数少ない実証研究にDustmann and Rochina-Barrachina (2000)がある。

手順(ii)：$d_{it}=1$のサンプルに関して、以下のように逆ミルズ比$\hat{\lambda}_{it}(\cdot)$を計算する。

$$\hat{\lambda}_{it}\left(Z_i\hat{\delta}_{it}\right)\equiv\frac{\phi\left(Z_i\hat{\delta}_t\right)}{\Phi\left(Z_i\hat{\delta}_t\right)}$$

$\phi(\cdot)$は標準正規分布の密度関数である。

手順(iii)：以下の式を（アンバランスド）FEモデルで推定する。

$$w_{it}=X_{it}\beta+\zeta\hat{\lambda}_{it}+\alpha_i+\varepsilon_{it} \qquad (4)$$

ζは未知のパラメータである。もし(3)式の条件が満たされていれば、ζのFE推定量は有意にならない。したがって、Ho：$\zeta=0$を通常のt検定を用いて検定する。

手順(iv-1)：Hoが棄却されない場合

$\zeta=0$が棄却されない場合、セレクションとε_{it}は相関しないことになる。したがって、(1)式を通常の（アンバランスド）FEモデルで推定すれば、βの推定値は一致性を持つことになる。このケースの場合、以下の手順(v)以降をおこなう必要はない。

手順(iv-2)：Hoが棄却される場合

$\zeta=0$が棄却される場合、セレクションとε_{it}は相関することになり、(1)式のβのFE推定量はサンプル・セレクションバイアスを含むため一致性を持たない。この場合は、以下の手順によってバイアスを修正することが可能である。

手順(v)：以下の式を、それぞれの$t=1,\ldots,T$について通常のprobitを用いて推定し、$d_{it}=1$のサンプルに関して逆ミルズ比$\hat{\lambda}_{it2}(\cdot)$を計算する。

$$\Pr\left(d_{it}=1\mid Z_i\right)=\Phi\left(Z_i\delta_t\right)$$

手順(vi)：$d_{it}=1$のサンプルに関して、以下の式をpooled OLSを用いて推定する。

$$w_{it}=X_{it}\beta+Z_i\varphi+\Psi_1\hat{\lambda}_{it2}(\cdot)+\Psi_2 d2_t\hat{\lambda}_{it2}(\cdot)+\cdots+\Psi_T dT_t\hat{\lambda}_{it2}(\cdot)+error_{it} \qquad (5)$$

$d2_t$からdT_tは時間ダミーである。Wooldridge (1995)は、(5)式の推定から得られる$\hat{\beta}$は$N\to\infty$のときに一致性をもつことを明らかにした[4]。この推定量は、サンプル・セレクションによるバイアスと、観測されない個人効果を無視することによって発生するバイアスの両方を修正することができるものである。

4）自由度を確保するため、Mundlak (1978)に従ってZ_iは$(Z_{it}, \bar{Z}_i)$として定式化している。なお$\bar{Z}_i$はZ_{it}の個人平均である。

表１：女性サンプルの記述統計量

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1993年					
全就業女性					
賃金（Rand）	365	864.537	865.563	20	6064
識字者同居ダミー	365	0.912	0.283	0	1
就学年数	365	6.545	3.498	0	14
年齢	365	36.874	11.099	17	70
世帯主の性別ダミー	365	0.403	0.491	0	1
非識字就業女性					
賃金（Rand）	101	406.673	408.677	20	2400
識字者同居ダミー	101	0.683	0.468	0	1
就学年数	101	1.871	1.521	0	4
年齢	101	44.000	12.364	18	70
世帯主の性別ダミー	101	0.535	0.501	0	1
1998年					
全就業女性					
賃金（Rand）	378	1601.257	1661.868	25	14000
識字者同居ダミー	378	0.939	0.239	0	1
就学年数	377	7.106	3.273	0	12
年齢	378	37.847	10.776	17	76
世帯主の性別ダミー	378	0.534	0.499	0	1
非識字就業女性					
賃金（Rand）	81	511.605	438.296	25	1900
識字者同居ダミー	81	0.716	0.454	0	1
就学年数	81	2.049	1.491	0	4
年齢	81	42.827	12.619	17	64
世帯主の性別ダミー	81	0.568	0.498	0	1

注：1$=5.88Rand（1999年）

次に、各変数の定義について説明する。wは非識字者の賃金の自然対数である。X=(lit, school, age, age^2)、Z=(lit, school, age, age^2, headsex, ownland)であり、litは識字者と同居している場合は１、そうでない場合は０の値をとるダミー変数である。この変数が正で有意な推定値となる場合、識字能力の共有による賃金上昇効果が統計的に支持されることになる。schoolは、非識字者が就学経験を持つ場合に１となるダミー変数である。ageとage^2は、それぞれ年齢と年齢の２乗項である。これら４つの変数に加え、Zには２つの変数が含まれている。headsexは、非識字者が所属している家計の世帯主が女性であれば１となるダミー変数、同様にownlandは、所属家計が土地を所有していれば１となるダミー変数である。世帯主の属性や土地所有の有無は、非識字者の賃金には直接影響を及ぼさないが、労働市場への参加を決定する際には影響を持つと考えられるため、Zに含む変数としては適切なものである。

3．データ

本稿で使用するデータは、KwaZuru-Natal Income Dynamics Study (KIDS) 1993－1998のリリース・バージョン3である。このデータ・セットには、南アフリカ共和国において1993年に1回目の調査（Project for Statistics on Living Standards and Development, PSLSD）がおこなわれ、同国全体から約9000の家計について、家計構成や教育水準、就業状態、所得など幅広い項目が調査されたものが収められている。そして、1998年におこなわれた2回目の調査では、東海岸に位置するKwaZuru-Natal県に居住する1354家計について追跡調査がなされ、83.6%に当たる1132家計を再調査することに成功している[5)]。2度の調査の間には5年間のインターバルが存在しているが、この点が本稿の分析に適している点である。なぜなら本稿の実証分析の目的は、非識字者の賃金関数において識字者との同居を表す変数が有意であるか否かを検定することであり、これをパネル・データで適切に推定するためには、識字者との同居を表す変数が2時点間で変化する必要があるからである。調査間隔の短いパネル・データではこのような家計の特徴に変化が少ないため、本稿の実証分析には不適である。

この調査では、各家計構成員の識字能力に関する直接の質問はなされていない。したがって本稿では、正規の教育課程に5年以上通学した経験を持つ人を識字者、それ以下の就学年数しか経験していない人を非識字者と定義する。この定義は、識字／非識字を教育水準に関係なく定義しているBasu et al. (2002)とは異なる。なお、本稿の定義を用いて1998年度のサンプルで成人非識字率を計算すると女性が17.6%、男性が20.6%となる。この数字は、世界開発報告（http://www.worldbank.org/から閲覧可能）が報告している同年の成人非識字者率（女性17%、男性15%）と比較すると、男性に関してやや大きな数字となっているものの女性に関してはほぼ一致しており、識字／非識字を判断する基準として深刻な欠陥は無いと考えられる。

このデータ・セットには、さまざまな職種・就業形態から得られた所得が記録されている。本稿では、クロス・セクションデータを用いた先行研究の結果と比較する観点から、Basu et al. (2002)と同様に、自営業（農業、非農業の両方）からの所得と農業労働からの賃金収入は排除することとした。前者を排除する理由は、自営業からの収入は個人ではなく家計全体に帰属し、非識字者個人の所得としてそれを分解することが困難なこと、後

5）1回目の調査の詳細についてはSALDRU (1994)、2回目の調査についてはMay, Carter, Haddad, and Maluccio (2000)を参照。このデータ・セットを使用するにあたり以下の記述が必要となるため、ここに英文のまま記すこととする。It is a collaborative project of the International Food Policy Research Institute, the University of Natal-Durban, the University of Wisconsin-Madison, and the Southern Africa Labour and Development Research Unit at the University of Cape Town.

表２：男性サンプルの記述統計量

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1993年					
全就業男性					
賃金（Rand）	433	1407.132	1214.388	4	7800
識字者同居ダミー	433	0.917	0.276	0	1
就学年数	433	6.684	3.551	0	14
年齢	433	36.600	11.713	16	89
世帯主の性別ダミー	433	0.164	0.371	0	1
非識字就業男性					
賃金（Rand）	118	696.339	499.985	4	2300
識字者同居ダミー	118	0.695	0.462	0	1
就学年数	118	1.924	1.537	0	4
年齢	118	40.008	14.086	16	89
世帯主の性別ダミー	118	0.144	0.353	0	1
1998年					
全就業男性					
賃金（Rand）	386	2181.886	1900.648	50	17400
識字者同居ダミー	386	0.948	0.222	0	1
就学年数	386	6.824	3.510	0	16
年齢	386	38.402	11.261	13	72
世帯主の性別ダミー	386	0.277	0.448	0	1
非識字就業男性					
賃金（Rand）	100	1275.040	1458.008	50	9600
識字者同居ダミー	100	0.800	0.402	0	1
就学年数	100	1.840	1.448	0	4
年齢	100	42.240	12.517	13	66
世帯主の性別ダミー	100	0.220	0.416	0	1

注：1$=5.88Rand（1999年）

者については、単純作業が中心の農業賃労働に関しては識字者との能力の共有によって生産性の向上が期待されないことが挙げられる。

4．推定結果

本節では、第２節で議論した推定方法を用いて、非識字者の賃金関数を推定した結果を報告する。注目する変数は、同居している家計内に識字者が存在するか否かを表すダミー変数litであり、この変数の係数推定値が正で有意な場合、家計内での識字能力の共有による賃金上昇効果が統計的に支持されることになる。なお、賃金関数を推定する際の一般的な手順に従い、サンプルは男性と女性の２つに分割した。十分なサンプル数を確保するため、賃労働に従事する非識字者はその年齢に関わらず全員がサンプルとして含まれてい

表3：女性非識字者のクロス・セクションデータによる推定結果

被説明変数：w

	1993		1998	
	Heckman	OLS	Heckman	OLS
lit	0.3871＊	0.4108＊	0.8163＊	0.8022＊
	(0.2092)	(0.2096)	(0.3205)	(0.2374)
school	0.3431	0.2628	−0.0156	−0.0017
	(0.2390)	(0.2079)	(0.3231)	(0.2443)
age	0.1123	0.0778	0.0305	0.0359
	(0.0758)	(0.0550)	(0.1027)	(0.0592)
age squared	−0.0012	−0.0008	−0.0003	−0.0003
	(0.0009)	(0.0006)	(0.0012)	(0.0007)
定数項	2.1523	3.3933＊	4.5642	4.3871＊
	(2.2067)	(1.1122)	(3.0035)	(1.1098)
逆ミルズ比	0.2906	−	−0.0418	−
	(0.4491)		(0.6614)	
サンプル数	101	101	81	81

注：カッコ内は標準誤差。＊は有意水準10%で統計的に有意であることを示す。

る。表1と表2には、それぞれ1993年と1998年における男女別の記述統計値が報告されている。

表3と4は、それぞれ1993年と1998年のクロス・セクションデータを用いた女性・男性別の推定結果である。これは、先行研究であるBasu et al. (2002)と同様の手順(Heckmanの2段階推定法）に従って推定したものであり、彼らの結果と比較することを目的としている。表3は女性の非識字労働者の推定結果である。2時点に関して、それぞれサンプル・セレクションを考慮したHeckmanの2段階推定法とOLSの結果が報告されている。一列目と三列目の結果を見ると、逆ミルズ比はともに統計的に有意な値ではないため、女性に関してはセレクションによるバイアスは発生していないと考えられる。いずれにせよlitの推定値は正で有意な値となっており、家計内での識字能力の共有が支持されている。一方表4は男性のサンプルを用いた結果である。ここでもセレクションの存在は棄却されるものの、litの係数は統計的に有意とはなっておらず、識字能力の共有は支持されない。これらの結果はBasu et al. (2002)で報告されたものと同様である。しかしながら、第2節で指摘したように、これらのクロス・セクションデータを用いた推定では、賃金に影響を与えるもののデータでは観測されないような個人効果を無視することにより、推定値に一致性は無く、深刻なバイアスが発生している可能性がある。したがって以下では、2.2節で議論したサンプル・セレクションと観測されない個人効果の両方の問題に適切に対処できる方法を用いて推定した結果を報告する。

表4：男性非識字者のクロス・セクションデータによる推定結果

被説明変数：w

	1993		1998	
	Heckman	OLS	Heckman	OLS
lit	0.0589	0.2308	0.3803	0.3671
	(0.3315)	(0.1944)	(0.2727)	(0.2726)
school	0.6364	0.1511	0.2717	0.3615
	(0.4942)	(0.1975)	(0.2954)	(0.2466)
age	0.4396＊	0.1417＊	0.0126	0.0930＊
	(0.2342)	(0.0287)	(0.1522)	(0.0503)
age squared	−0.0047＊	−0.0014＊	0.0001	−0.0008
	(0.0026)	(0.0003)	(0.0017)	(0.0006)
定数項	−6.5134	2.7680＊	6.0823	3.7356
	(7.2958)	(0.6197)	(4.3214)	(0.9830)
逆ミルズ比	2.1137	−	−0.4950	−
	(1.6767)		(0.8899)	
サンプル数	118	118	100	100

注：カッコ内は標準誤差。＊は有意水準10%で統計的に有意であることを示す。

表5と表6は、それぞれ女性と男性のサンプルについてパネル・データを用いて推定した結果である。一列目には手順(iii)のFE推定値が報告されている。ここで検定すべき仮説はHo：$\zeta = 0$、すなわち手順(ii)で算出した逆ミルズ比$\hat{\lambda}_{it}$（逆ミルズ比(1)）の有意性である。表5によると女性については$\hat{\lambda}_{it}$の係数は5％の有意水準で統計的に有意である。また、表6の男性に関しては有意水準10%で$\zeta = 0$の帰無仮説は棄却できないものの、非有意性は限界的である（t値は1.543)。したがって、男性、女性ともにサンプル・セレクションによる影響が存在すると判断するのが妥当である。この場合、表5や表6の二列目に報告されている手順(iv-1)による推定結果は一致性を持たないため、修正する必要がある。表5、表6の最後の列では、手順(vi)によって得られたpooled OLSの推定結果が報告されている。この推定値は、サンプル・セレクションと観測されない個人効果の両方を適切に修正したものとなる。興味深いことに、男性・女性ともにlitの係数は正ではあるものの統計的に有意ではない。すなわち、賃金に影響を与えるもののデータでは観測されない個人効果を考慮した結果、家計内での識字能力の共有による賃金上昇効果は統計的に支持されないということである。これは、クロス・セクションデータを用いたBasu et al. (2002)と対照的な結果であり、非常に興味深いものであると言える。

このような、家計内で識字能力が共有されていないという結果をもたらした原因として、以下の2点が考えられる。1点目は、本稿で考慮した「観測されない個人効果」の存在である。個人効果をコントールすることによって識字能力共有による賃金上昇効果が消滅したということは、賃金上昇効果が「観測されない個人効果」によって説明されるというこ

表5：女性非識字者のパネル・データによる推定結果

被説明変数：w			
	手順 (iii) (FE)	手順 (iv-1) (FE)	手順 (vi) (Pooled OLS)
lit	0.0162	0.6194	0.1720
	(0.5155)	(0.4593)	(0.3828)
school	1.4530	−0.1974	−0.1595
	(0.9572)	(0.5614)	(0.5234)
age	−0.6696	0.2926	0.0087
	(0.5064)	(0.2057)	(0.1321)
age squared	0.0090	−0.0020	−0.0001
	(0.0057)	(0.0022)	(0.0015)
逆ミルズ比(1)	−6.3159＊		
	(3.0821)		
定数項	25.5563	−3.4176	4.3738
	(14.8115)	(4.7895)	(4.4024)
headsex			0.3463
			(0.5841)
ownland			−0.0773
			(0.3216)
litの個人平均			0.5679
			(0.4964)
schoolの個人平均			0.3871
			(0.8522)
headsexの個人平均			−0.3625
			(0.5844)
ownlandの個人平均			−0.0079
			(0.5141)
逆ミルズ比(2)			0.3311
			(0.8323)
サンプル数	124	124	124

注：カッコ内は標準誤差。＊は有意水準10%で統計的に有意であることを示す。逆ミルズ比(1)と(2)はそれぞれ、手順(ii)と手順(v)で計算されたものである。

とである。言いかえれば、識字能力が共有されるか否かは一般的な現象ではなく、非識字者個人の能力に依存するものであるということになる。2点目は推定上の問題である。2.2節で議論した推定方法の手順(vi)では、説明変数の数が比較的多くなってしまう上に、XとZに含まれる説明変数間の相関が相当に高くなってしまう。このため、multicollinearityの発生によって説明変数の有意性が低くなっている可能性がある。

表6：男性非識字者のパネル・データによる推定結果

被説明変数：w

	手順 (iii) (FE)	手順 (iv-1) (FE)	手順 (vi) (Pooled OLS)
lit	−0.1202	−0.2704	0.1961
	(0.8849)	(0.8590)	(0.4409)
school	−0.1664	−0.2027	0.0920
	(0.8709)	(0.8622)	(0.4068)
age	0.4048	0.5527＊	0.1406
	(0.2573)	(0.1857)	(0.1012)
age squared	−0.0027	−0.0044＊	−0.0013
	(0.0029)	(0.0019)	(0.0012)
逆ミルズ比(1)	−1.2939		
	(1.5428)		
定数項	−3.2131	−7.6074＊	3.1460
	(6.6752)	(4.0996)	(2.8425)
headsex			0.0465
			(0.5358)
ownland			−0.1385
			(0.3110)
litの個人平均			0.0126
			(0.6067)
schoolの個人平均			0.1629
			(0.4843)
headsexの個人平均			0.3094
			(0.5701)
ownlandの個人平均			−0.5689
			(0.3742)
逆ミルズ比(2)			−0.2045
			(0.6148)
サンプル数	143	143	143

注：カッコ内は標準誤差。＊は有意水準10%で統計的に有意であることを示す。逆ミルズ比(1)と(2)はそれぞれ、手順(ii)と手順(v)で計算されたものである。

5．結　論

本稿では、家計内における識字能力の共有の存在を実証的に分析した。もし、家計内で識字者の能力が非識字者と共有されているならば、識字者と同居している非識字労働者の賃金所得は、家計内に一人も識字者がいない非識字者の賃金に比べて高くなることが期待される。このような観点から、本稿では非識字者の賃金関数に識字者との同居を示すダミー変数を加えて実証分析をおこなった。クロス・セクションデータを使用した先行研究と異

なり、本稿ではパネル・データを使用した。パネル・データを用いることによって観測されない個人効果を適切に処理することが可能となる一方で、パネル・データモデルにおけるサンプル・セレクションの問題を解決する必要がある。本稿ではWooldridge (1995)で提案された方法を採用し、サンプル・セレクションと観測されない個人効果の両方によって生じるバイアスを適切に修正している。その結果、先行研究で確認されたような家計内での識字能力の共有は存在しないことが明らかとなった。

最後に、本研究の問題点としてサンプル数が少ないことを指摘しておく。パネル・データの推定に関しては、女性のサンプル数が126、男性が143である。これは、家計外の賃金労働に従事する非識字者の数が絶対的に少ないことが原因である。今後、非識字労働者が豊富に含まれたデータ・セットを用いた詳細な研究が必要であろう。

参 考 文 献

Basu, K., A. Narayan, and M. Ravallion, "Is literacy shared within households? Theory and evidence for Bangladesh," Labour Economics, 2002, 8 (6), 649-665.

Bourguignon, F., and Chiappori, P.A., "Collective models of household behavior: an introduction," European Economic Review, 1991, 36, 355-364.

Dustman, C. and M.E. Rochina-Barrachina, "Selection correction in panel data models: An application to labour supply and wages," 2000, mimeo, Department of Economics, University College London.

Green, S.E., T.A. Rich, and E.G. Nesman, "Beyond individual literacy: The role of shared literacy for innovation in Guatemala," Human Organization, 1985, 44 (4), 313-321.

May, J., M.R. Carter, L. Haddad, and J.A. Maluccio, "KwaZulu-Natal Income Dynamics Study (KIDS) 1993-1998: a nongitudinal household database for South African policy analysis," Development Southern Africa, 2000, 17 (4), 567-581.

Mundlak, Y., "On the pooling of time series and cross-sectional data," Econometrica, 1978, 46 (1), 69-86.

SALDRU, Project for Statistics on Living Standards and Development: South Africans rich and poor: baseline household statistics, University of Cape Town, Cape Town: South African Labour and Development Research Unit, 1994.

Wooldridge, J.M., "Selection corrections for panel data models under conditional

mean independence assumptions," Journal of Econometrics, 1995, 68, 115-132.
Wooldridge, J.M., Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Cambridge, MA: MIT Press, 2002.