

# イエメンにおける女子の就学決定要因分析とその政策的含意

## ——家計調査のマイクロデータ分析——

ゆう き たか こ  
結 城 貴 子

### 《要 約》

本稿では、イエメンの家計調査のマイクロデータを用いて、基礎教育における女子の就学決定要因を農村のジェンダー差に焦点を当て、都市との違いに配慮しながら分析した。児童の就学確率の決定要因を男女別に推計した結果によれば、農村では、労働集約的な仕事の需要が男子よりも女子にとって就学の機会コストを上げ女子の就学にマイナスの影響を与えていること、中等学校がより近いことが女子によりプラスの影響を与えていることなどが明らかになった。さらに、都市でも農村でも、男子と比べ女子の教育や将来への期待は家計や地域社会によって違いが大きく、女子の就学を決定する重要な要因となっていることが示された。就学向上策は、こうした女子により特有な要因に対応する必要がある。一方、家計所得の高さは女子の就学によりプラスの影響を与えているとは確認できず、家計の資本制約のために男子の教育が優先されていると明らかには言えなかった。

はじめに

- I イエメンの教育と女性に関する制度の概観
- II 教育需要決定要因の分析の枠組み
- III イエメンの実証研究
- IV 結論と政策的含意

### はじめに

国際社会は、2000年の国連総会にて採択された「ミレニアム開発目標」の一環として、初等中等教育におけるジェンダー格差を排除し、2015年までに初等教育の完全普及を達成することを目指している。イエメンは、これらの開発目標を達成するために依然として加速的な努力が必要な国のひとつである。UNESCO (2007)

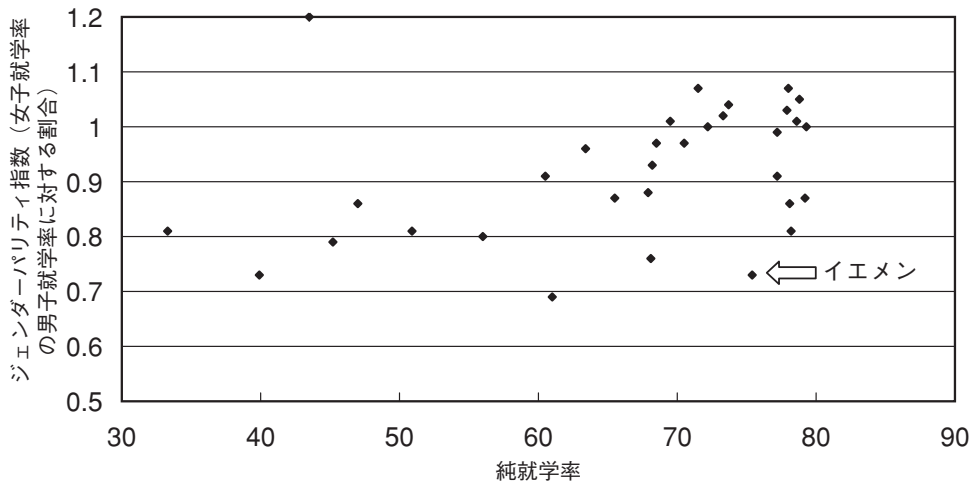
は、初等教育における男女合計の純就学率が80パーセント未満の国々を、就学率が非常に低いため初等教育の完全普及目標から遠い状況にあると分析しているが、イエメンもその国のひとつであり純就学率は2005年時点（またはその後）のデータがある162カ国のなかで22番目に低い。また、これら純就学率が80パーセント未満の32カ国のみをとりあげて作成した図1が示すように、イエメンのジェンダー・パリティ指標（女性の純就学率を男性の純就学率で割った指数）は2番目に低く<sup>(注1)</sup>、ジェンダー格差（女性の不利）の解消はとりわけ大きな課題である。

イエメンはアラビア半島の南西に位置する。国土面積は約52万平方キロメートル、人口は約1800万人と決して大きな国ではないが、その国

内には見過ごせない地域差がある。World Bank (2002) によると、基礎教育学齢(6-14歳)にある女子の就学率は、都市では74パーセントと

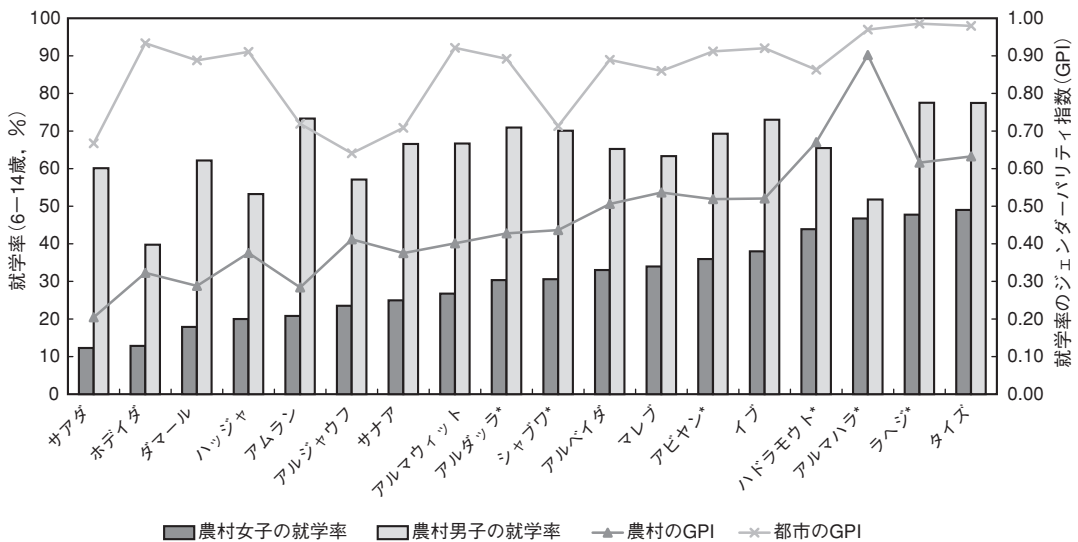
なっているが、人口の7割以上が居住する農村では約30パーセントでしかない。また、図2は、農村における女子就学率が州によって大きく異

図1 初等教育における純就学率とジェンダーパリティ指数<sup>1)</sup>



(出所) UNESCOデータベース(2008年3月ダウンロード)の2005年(またはその前後)データを基に著者作成。  
 (注) 1) 純就学率が80%未満の32カ国のみ含む。

図2 イエメン基礎教育学齢児童の就学率とジェンダーパリティ指標、州別



(出所) 1999年貧困状況調査からのデータを使って著者推定。  
 (注) \*主に旧南イエメンに属した州

なることを示すとともに、どの州でも都市より農村のほうでジェンダー格差が大きいことを表している。

農村女子の就学率向上は、イエメン政府の開発戦略——貧困削減戦略（2003-2005）や基礎教育開発戦略（2003-2015）——でも、重要課題として認識されている [Republic of Yemen 2002a, b]。しかし、開発戦略やその実施計画も、不就学児童に特有の問題を十分に反映していないという途上国に共通の問題を抱えている。イエメンを含む数カ国の貧困削減戦略のレビューを踏まえて、2003/04年度の「万人のための教育モニタリング報告書」は、女子教育に関する貧困削減戦略がしばしば供給側の問題に焦点を当てており、女子の教育への参加を抑制している需要側の要因についての言及や分析が不足していると指摘している [UNESCO 2003, 246]。もちろん、国によっては、標準的な教育サービスの拡張が性別や地域に関わりなく児童の就学率向上に大きく貢献することもあり得るだろう。問題は、当該国における教育の需要決定要因がどのようなものなのか、そして、その決定要因が性別や地域などによってどのように違うのか（違わないのか）ということであろう。

イエメン政府および国際機関や援助国は、基礎教育開発戦略にはさらなる改善が必要であること、および需要側の要因を分析する必要があることを認識している。その認識のもと、これまでもフィールド調査に基づき、女子教育に関する需要側の問題意識や阻害要因については叙述的に報告されてきたが [Volpi, Lucet and SOUL 1998; UNICEF, World Bank and Radda Barnen 1998], これらの調査結果から全地域に対する政策的含意を導出するには限界がある。また、

比較的大規模な家計調査に基づく集計的統計によって、不就学の理由に関する家計の意見も報告されてはきたが [Republic of Yemen 2000; CSO and MI 1998], これらの情報から就学児童と不就学児童とを分けている要因について検討するにも限界がある。さらに、最近になって家計調査の個票データに基づく就学決定要因の分析も行われたが [UCW 2003; Al-Qudsi 2003]<sup>(注2)</sup>, その決定要因における農村の男女差や地域の影響はほとんど検討されていない。

したがって本稿の目的は、イエメンにおける基礎教育への就学決定要因を農村と都市の違いと地域の影響に留意しながら需要側から分析し、特に農村における女子の就学率向上に向けた政策的含意を導出することにある。最近の大規模な家計調査の個票データを用いて、個人・家計・コミュニティの様々な特性が児童の就学に及ぼす影響を分析し、農村において女子と男子の就学決定要因はどのように違うのか、女子に特有の決定要因は何か、女子特有の就学決定要因は農村と都市でどのように違うのか、ということを検討していく。

そのためまず第Ⅰ節ではイエメンの教育制度と女性の労働と結婚に関する制度を概観し、第Ⅱ節では教育需要の分析のための枠組みと主に他国における先行研究結果が示唆してきたことを概観する。そして第Ⅲ節において、イエメンにおける基礎教育需要の決定要因について実証分析を行い、最後にその分析結果から導出される政策的含意を考察していくことにする。

## I イエメンの教育と 女性に関する制度の概観

### 1. 教育制度

1990年南北統一後のイエメンの教育制度は、9年間の基礎教育（義務教育）、3年間の中等教育、そして高等教育および職業訓練・技術教育から構成されている。統一前は、北イエメンでは高等教育前教育はいわゆる6-3-3制をとり、南イエメンでは8-4制をとっていた。教育制度は1970年代から次第に拡張し、70年には約2万5000人であった基礎教育の生徒数は2000/01年には約340万人以上になっている [Republic of Yemen 2002b]。

憲法および教育法の下、イエメンでは、女性は男性と平等に教育を受ける権利がある [CEDAW 2002]。しかし、CSO (2002) のデータによると、実際には女生徒の男生徒に対する比率は低く、基礎教育で0.6、中等教育で0.4、高等教育で0.3、職業教育では0.03と推計される。私立の教育機関は近年増加傾向にあるものの、基礎教育や中等教育では全生徒数の1パーセントほども就学しておらず、また女子のシェアが公立校よりも高いとは言えない。

### 2. 女性に関する制度

ユネスコの報告によれば、最も著しいジェンダー不平等は、女性の役割を家庭内に限定している社会でみられる [UNESCO 2003]。イエメンでは、1990年の南北統一前は、社会主義体制を敷く南のほうが男女の平等性は比較的保障されていた [Molyneux 1995]。現在の労働法 (1995年第5号法) でも、基本的には男女は平等である (労働権や同一労働同一賃金)。ただし、多く

の中東地域のイスラム諸国では、家族法や身分法によって男性が主要な稼ぎ手であり、女性の労働は本質的ではなく選択的なものとされている。これらの法律が女性の働く権利について疑問を呈しているように [World Bank 2004]、イエメンの身分法 (1992年第20号法) でも同様のことが定められている。

実際、1999年の労働力調査によると、女性の労働力参加率 (15歳以上) は22パーセントと低く、総労働力における女性の割合は3割にも及ばない [Republic of Yemen 2000]。都市と農村の比較では、都市よりも農村のほうが女性の労働参加率は高く、失業率も低い。しかし、農村女性の就業者のうち、賃金労働者の割合はたった7パーセントでしかなく、その他のほとんどが家庭内労働者である。これに対して、都市では女性就業者の7割が賃金労働者である。また、農村女性の仕事は労働集約的になる傾向が強い。例えば、高地において典型的なイエメンの農法によって牛を飼育すると、1頭につき人1人のフルタイム労働を必要とすることもある [Riphenburg 1999]。

結婚の最低年齢は、身分法により男女ともに15歳と定められている。女性は早婚が好まれ、1997年の人口保健調査によると、結婚暦のある女性の4分の1ほどが娘にとって最適な結婚年齢を15歳と考えている。20歳未満または思春期に達したときが最適と答えた女性を含めると、その割合は6割ほどになる [CSO and MI 1998]。結婚契約に際して、イエメンには花婿側から花嫁側に支払われる婚資 (bride price) の慣習がある。教育を受けた娘は受けていない娘よりも婚資が高くなると期待でき、そのためにも両親が娘を学校に送り続けるとすれば結果として女

子の早婚傾向を弱めるかもかもしれない。しかし、より高い教育を受けた女性は同じ教育水準の夫をなかなかみつけることができないとも言われている。実際、婚資の慣習はむしろ早婚の要因であると、イエメンに限らず一般に指摘されている。女子は若いほうがより生産的な労働力であり出産育児の担い手としての素質を持っているとみなされ、より高価な婚資が期待できるために家族は若いうちに女子を結婚させるのである [Save the Children 2004]<sup>(注3)</sup>。

## II 教育需要決定要因の分析の枠組み

### 1. 理論的考え方

本稿では、教育需要を検証するにあたって、Becker (1965) により導入され、これまでも数々の実証研究で適用されてきた [Birdsall 1985; Chernichovsky 1985; Psacharopoulos and Ariagada 1989; Tansel 1997, 2002], いわゆる「家計生産モデル」と呼ばれる理論的枠組みに基づく誘導形方程式を適用する。このモデルでは、児童個人ではなく家計が分析単位となる。教育は子供の「質」を改善すると考え、児童の教育について決定する主体として家計を捉えている。そして、それぞれの家計が、子供の数と質、その家計構成員の余暇、他財の消費から効用を得て、所得と時間の制約下でその効用を最大化する、と考える。この最適化過程の結果、子供の教育、子供の数、財の消費、余暇に対する一組の誘導型家計需要方程式が成り立つのである。また、それぞれの需要は、外生変数である価格変数（労働・消費財サービスの価格）、不労所得と、一連の個人、家計、コミュニティの社会経済的特性変数にも依存することになる。

もう少し具体的に述べてみる。家計の教育需要は、例えば学校で子供が費やした時間や教育に対する支出から計測されるが、それは子供の数とともに決定される（いわゆる質と量のトレードオフ）のみならず、次の要因によっても決定されることになる。

- (1) 教育サービスや財の価格、他の消費財の価格、そして家計構成員の賃金率
- (2) 給与または不労所得、貨幣または非貨幣所得
- (3) 教育の便益への期待に影響を与える個人、家計、コミュニティの特性

では、これらの要因はどのように教育需要を決定するのだろうか。

人的資本論の考え方から教育を完全な資本市場下（借り入れ制約がない）での純粋投資財と考えると、他の要因が一定に保たれた場合、所得は教育の需要に影響を与えない。しかし不完全資本市場の場合は、家計所得は直接に教育需要に影響することになる [Becker 1993; Strauss and Thomas 1995; Alderman et al. 1997]。また、資本市場についての仮定条件のいかんを問わず、教育の需要に対して、教育にかかる価格はマイナスの影響を、教育によってもたらされる収益への期待はプラスの影響を与えると予測されるのである。

上述の家計生産モデルは、単一家計モデル (unitary household model) が前提となっており、家計メンバー全員が同一の選好を持つということが仮定してある。一方、家計内資源配分の理論において世帯メンバーが異なる選好を持つことを想定するモデルは「集合体モデル」(collective model) として分類される。集合体モデルは、配分決定の交渉プロセスに焦点を当てる。

したがって、上山・黒崎（2004）が述べるように、例えば、子供の教育投資の水準も選好の異なる父親と母親の交渉によって決定されると考え、娘への教育投資が少ないことは、息子への選好の強い父親の交渉力が、子供の将来に対する公平な投資を希望する母親の交渉力よりも強いためとも考えることができる。それゆえ、母親の交渉力を引き上げるような施策、つまり家計内資源配分のルールを変える政策によって他の要因が変わらない場合でも教育におけるジェンダー格差が縮小する可能性が考えられる。

## 2. これまでの実証研究

これまでの実証研究は、子供の教育に対する需要関数を形成する要因の代替変数として、個人、家計、コミュニティの持つ様々な特性の効果を推計してきた。それらを用いた途上国についての先行研究から、イエメンにおける基礎教育の需要決定要因を男女の違いに焦点を当てて予測すると、次の4点が挙げられる。

第1に、子供が女子であることは、家計の教育需要にマイナスの影響を与えると予測される [Burki and Fasih 1998 ; Jamison and Lockheed 1987 ; Tansel 2002]。これは女性の貨幣収益に対する低い期待、限られた就業機会、そして早婚と結婚後に実家の家計所得から分離される傾向などによって、家計は男子ほどには女子に対する教育への投資意欲を持たない可能性が高いためである。特に思春期に近づくにつれ、女子に特定の社会規範によって学校環境や通学に関する条件が増すと、教育のコストは相対的に高くなり、教育の需要はさらに減退する可能性がある。つまり、家計やコミュニティの特性が同じ条件下にあっても、女子と男子の教育需要には異なった影響が現れ得ることになる。

第2に、家計所得の高さは教育需要にプラスの影響を与えると予測される [Behrman and Knowles 1999]。特に、女性に対する教育需要は、傾向として男性の場合よりも家計所得の変動に敏感である [World Bank 2001]。また、両親の教育水準の高さは、しばしば家計恒常所得と教育の収益に対する期待度の高さを表し、教育需要にプラスの影響を与える。ただし、両親の職業、家計の資産、生活環境に関する特性は、家計所得が比較的高いことを表すと同時に、子供の教育機会コストが高いことを表す場合もある。したがって、これらが教育需要に与える影響がプラスかマイナスかは容易には予測できない。

第3に、子供の年齢と家計の人口的特性変数も、子供の教育機会コストと関わりを持ち、そのため教育需要に影響を与えると予測される。子供が年長になると、その子の労働力価値は高まり、家計はその子の通学を止めるかもしれない [Chernichovsky 1985 ; Burki and Fasih 1998]。あるいは、家計内に乳幼児がいると、家事育児や家畜の世話などに貢献すべき特定児童に対する労働の需要が高くなり [Patrinos and Psacharopoulos 1997]、その児童の教育にマイナスの影響を与えるかもしれない。つまり、家計内の子供の数は、家計内の資源が制約されることを表すとともに、子供の質よりも数を重視するという両親の志向を表しているとも考えられる [Anh et al. 1998]。その反面、家計構成員が多いことは家計内に労働を代替するものがあることを示しており、特定の児童の教育についてプラスの影響を与えている可能性もある [Chernichovsky 1985]。多くの国で、家庭内労働を含め、女子は男子よりも長時間働いている [King

and Hill 1993]。これは、家計内の子供の間での労働や資源の配分が必ずしも同じではないことを示唆している。

第4に、基礎教育における就学のコストの代理指標には、学校への距離、家計負担教育費、教育の質（質が低いとコストが高いと考える）などが含まれるが [Birdsall 1982]、これらも家計の教育需要に影響を与えると予測される。特に女性に対する教育需要は、男性に比べ、教育にかかるコストの変動に敏感になる傾向がみられる [World Bank 2001]。

先行研究から予測される以上の4点に留意しながら、イエメンの実証研究を行ってゆくことにしたい。

### Ⅲ イエメンの実証研究

#### 1. データソース、モデル、変数

前述の分析の枠組みに基づき、イエメンの教育需要決定要因の検証を行っていく。その際、1999年の貧困状況調査 (National Poverty Phenomena Survey, 略称NPS) のマイクロデータを主に用いることにする<sup>(注4)</sup>。NPSはUNDPの協力を得て中央統計局によって実施されたものであり [Republic of Yemen 2001]、1994年の国勢調査のフレームに基づき、イエメン全国からサンプル世帯が抽出され、各サンプルにウェイト値が割り当てられている。サンプルは、NPSの主な目的が州レベルの指標を提供することであったため、各州を主な層 (stratum) とし、州内では農村と都市の代表性が考慮され、郡 (district) を下層 (sub-stratum) として各郡から200世帯が抽出された<sup>(注5)</sup>。

本稿では、NPSのデータセットから<sup>(注6)</sup>、6

-14歳の基礎教育学齡児童を持つ家計3万6315戸のデータを主に使用し、教育需要として児童の就学状況を検討してゆく。具体的には、被説明変数を、ある児童が現在就学していれば1、就学していなければ0をとるダミー変数とし<sup>(注7)</sup>、個人・家計・コミュニティの様々な特性を説明変数として就学確率のプロビット関数を推計する。

本来、基礎教育における需要の構造をより明確にするには、就学確率のみならず就学経験があるものに関しては就学年数あるいは教育年数を推計することが望ましい。さらに、教育年数はストックの変数であるため、個人・家計・コミュニティにおける過去の変数が説明変数として加えられなければならない。しかし、こうした理論が要請するような長期にわたる教育投資のパネルデータは一般には得られない [澤田 2003, 18]。本研究にも同様の問題があてはまる。加えて、NPSには教育年数のデータは含まれておらず、その代理指標として使用し得るデータも信頼性が低い<sup>(注8)</sup>。よって、計測誤差が必要関数の推計に与えるバイアスも考慮して、本研究では用いていない。

このように、教育需要関数のより包括的な推計を提示するには限界がある。しかし、農村女子の就学率が極めて低く、6歳から14歳までどの年齢をみても6割かそれ以上が一度も就学したことがないイエメンの場合は、就学確率の推計によって就学と不就学を分けている要因を解明することも重要であると考えられる。

なお、説明変数には、以下のような個人・家計・コミュニティの特性を示す変数を含めた。

- (1) 児童の年齢
- (2) 児童の属する家計の人口的特徴として、家

計内の乳幼児（0-5歳）の数，基礎教育学  
齢児（6-14歳）の数，成人（15歳以上）の数，  
世帯主の性別，児童の世帯主との関係（3つ  
の範疇：娘か息子，孫，またはその他）

- (3) 1人当たり家計消費支出の対数
- (4) 世帯主の教育水準（3つの範疇：非識字，  
読み書きができる，初等教育かそれ以上を修了），  
読み書きができる世帯主の配偶者の存在，世  
帯主の雇用状況（9つの範疇：農業セクターで  
賃金労働者，農業セクターで非賃金労働者，農  
業外セクターで賃金労働者，農業外セクターで  
非賃金労働者，失業者，非就業の主婦または学  
生，不労所得生活者，身体障害者，その他）と  
就業している世帯主の配偶者の存在
- (5) 家計の生活環境に関して，飲料用給水源が  
水道網，主光源が電気網，主な調理燃料が薪  
であるか，居住地域内（村落や町）の商店・  
市場の有無
- (6) 家計の所有家畜（牛，羊・ヤギ）の数
- (7) 郡別性別の既婚率と賃金労働者率
- (8) 世帯から基礎学校への距離（3つの範疇：  
近い，遠い，大変遠い），中等学校への距離（3  
つの範疇：近い，遠い，大変遠い）
- (9) 州ダミー変数，州別の教室あたり学齢人口  
と教員における女性の割合。

表1はこれらの変数の平均値と標準偏差を農  
村と都市に分けて要約したものである。内容を  
検討するにあたって，まず児童の家計やコミュ  
ニティの平均的特性と変数の解釈に関する留意  
点を5点挙げておく。

第1に，大多数の児童は親が世帯主であるが  
（約86パーセント），世帯主が祖父母であつたり  
叔父叔母であつたりする場合もある。世帯主が  
親でない児童について，その両親の情報をNPS

のデータで追跡することはほとんど不可能であ  
った。そのため，本稿では児童の世帯主との関  
係を考慮しながら，世帯主とその配偶者に関す  
る情報を両親の代替情報として考えていく。

第2に，家計の乳幼児や基礎教育学齢児の数  
は，児童の就学確率の内生変数とも考えられる  
ため，子供の数と質との需要構造をより明らか  
にするには連立方程式を用いる必要があるが，  
本稿ではその構造式の解である教育需要の誘導  
型方程式を適用し，子供の数を説明変数として  
いる。簡易なクロス表によると，家計内の乳幼  
児の数と就学率の関係（量と質のトレードオフ）  
は明らかではなく，また，学齢児童の数との関  
係も5人以上の児童をもつ家計の児童就学率が  
若干低くなる傾向がみられるものの，児童の数  
が同一の家計のなかでの男女の組み合わせ別の  
就学率では女兒（または男児）が多くなるほど  
女兒（または男児）の就学率が低いといった傾  
向はみられないことから，これら子供の数に関  
する変数が児童就学と内生的に決定されている  
傾向は明らかとは言えない（付表1）。さらに，  
これらの説明変数を省いた就学確率の推計結果  
において，他の説明変数の推計係数の方向性や  
統計的有意さはほとんど変わらず，よってこれ  
らの変数を含むことによるバイアスは少ないと  
判断した。

第3に，家計所得の代替変数としては，1人  
当たり総家計消費支出の対数を用いる。これは，  
所得よりも消費データのほうが計測誤差はより  
少ないと期待され，一般に，一時点の総所得デ  
ータよりも家計の恒常所得を反映すると思えら  
れるためである。しかし，総家計消費データを  
そのまま説明変数として加えると，消費に教育  
支出も含まれることになる。また，消費や所得



表1 イエメン就学確率のプロビット推計で用いられる変数の平均値、標準偏差<sup>1)</sup>

変数	農村の児童		都市の児童		変数	農村の児童		都市の児童	
	サンプル数	80,624	31,814	サンプル数		80,624	31,814		
児童の就学状況ダミー（就学=1）：	0.48	0.78	0.48	0.78	家畜の数ダミー				
女子サンプルのみ	0.30	0.74	0.30	0.74	牛： 0頭	0.51	0.95	0.51	0.95
男子サンプルのみ	0.65	0.81	0.65	0.81	1頭	0.32	0.03	0.32	0.03
児童の年齢	9.76	10.07	9.76	10.07	2頭以上	0.17	0.02	0.17	0.02
	(2.56)	(2.55)	(2.56)	(2.55)	羊・ヤギ： 0頭	0.42	0.79	0.42	0.79
家計の人口的特徴：					1-9頭	0.35	0.17	0.35	0.17
世帯主との関係ダミー：					10頭以上	0.23	0.04	0.23	0.04
娘または息子	0.86	0.86	0.86	0.86	郡・性別既婚率（15-24歳） <sup>2)</sup>	0.27	0.22	0.27	0.22
孫	0.08	0.07	0.08	0.07		(0.15)	(0.12)	(0.15)	(0.12)
その他（兄弟姉妹など）	0.06	0.07	0.06	0.07	女性の郡別既婚率	0.39	0.32	0.39	0.32
乳幼児の数（0-5歳）	1.55	1.41	1.55	1.41	男性の郡別既婚率	0.17	0.12	0.17	0.12
	(1.44)	(1.33)	(1.44)	(1.33)	郡・性別賃金労働者率（15-34歳） <sup>2)</sup>	0.15	0.20	0.15	0.20
基礎教育学齢児の数（6-14歳）	3.99	3.71	3.99	3.71		(0.14)	(0.15)	(0.14)	(0.15)
	(1.88)	(1.76)	(1.88)	(1.76)	女性の郡別賃金労働者率	0.02	0.06	0.02	0.06
成人の数（15歳以上）	4.07	4.53	4.07	4.53	男性の郡別賃金労働者率	0.27	0.34	0.27	0.34
	(2.33)	(2.62)	(2.33)	(2.62)	基礎学校への距離ダミー：				
世帯主の性別（男性=1）	0.90	0.91	0.90	0.91	近い	0.62	0.83	0.62	0.83
1人当たり総家計月間消費の対数	7.98	8.24	7.98	8.24	遠い	0.30	0.16	0.30	0.16
	(0.89)	(0.87)	(0.89)	(0.87)	大変遠い	0.08	0.01	0.08	0.01
世帯主の教育ダミー：					中等学校への距離ダミー：				
非識字	0.69	0.41	0.69	0.41	近い	0.27	0.69	0.27	0.69
読み書きはできる	0.20	0.24	0.20	0.24	遠い	0.46	0.27	0.46	0.27
前期基礎教育（初等教育）かそれ以上	0.11	0.35	0.11	0.35	大変遠い	0.26	0.03	0.26	0.03
識字の世帯主の配偶者がいる（=1）	0.05	0.22	0.05	0.22	州ダミー：				
世帯主の雇用状況ダミー：					イブ	0.13	0.07	0.13	0.07
農業セクターの賃金労働者	0.10	0.02	0.10	0.02	アビヤン	0.02	0.01	0.02	0.01
農業セクターの非賃金労働者	0.40	0.04	0.40	0.04	アデン	0.00	0.08	0.00	0.08
（自営業者、雇用主など）					アムラン	0.06	0.03	0.06	0.03
農業外セクターの賃金労働者	0.21	0.45	0.21	0.45	アルベイダ	0.04	0.02	0.04	0.02
農業外セクターの非賃金労働者	0.13	0.28	0.13	0.28	ダマール	0.08	0.03	0.08	0.03
（自営業者、雇用主など）					アルダッラ	0.03	0.01	0.03	0.01
失業者	0.03	0.04	0.03	0.04	ハドラモウト	0.04	0.06	0.04	0.06
主婦/学生	0.04	0.06	0.04	0.06	ハッジヤ	0.10	0.03	0.10	0.03
不労所得生活者	0.03	0.05	0.03	0.05	ホデイダ	0.08	0.17	0.08	0.17
身体障害者	0.04	0.04	0.04	0.04	アルジャウフ	0.04	0.02	0.04	0.02
その他	0.01	0.00	0.01	0.00	ラヘジ	0.04	0.00	0.04	0.00
就業している世帯主の配偶者がいる（=1）	0.34	0.08	0.34	0.08	アルマウジット	0.03	0.01	0.03	0.01
家計の生活環境					アルマハラ	0.00	0.00	0.00	0.00
主光源が電気網（=1）	0.25	0.89	0.25	0.89	マリブ	0.02	0.01	0.02	0.01
飲料用給水水源が水道網（=1）	0.22	0.79	0.22	0.79	サアダ	0.04	0.02	0.04	0.02
主な調理燃料が薪（=1）	0.61	0.06	0.61	0.06	サナア	0.09	0.01	0.09	0.01
食料雑貨店・市場が域内にあり（=1）	0.50	0.93	0.50	0.93	サナア市	0.00	0.30	0.00	0.30
					シャブワ	0.04	0.01	0.04	0.01
					タイズ	0.13	0.10	0.13	0.10
					州別の教室あたり学齢人口 <sup>3)</sup>	90.14	101.68	90.14	101.68
						(30.53)	(22.45)	(30.53)	(22.45)
					州別の教員における女性の割合 <sup>3)</sup>	6.76	46.16	6.76	46.16
						(3.89)	(11.95)	(3.89)	(11.95)

（出所）NPSのデータを用いた筆者の推計。

（注）1）カッコ内の数字が標準偏差。ただし、ダミー変数については、標準偏差はこの表から省いてある。

2）女子のサンプルには女性の、男子サンプルには男性の既婚率または賃金労働者率を計算。

3）各州における都市・農村別の教室や教員数については1998/99年教育統計からのデータにより計算。詳細は付表2を参照。

は家計にとって児童の就学と同時決定的な変数とも考えられ、内生バイアスの問題を生じる恐れがある。例えば、子供を通学させ続けるために、家族は現在の消費を控えているかもしれない。この場合、高い教育需要が消費を下げる要因になっている可能性がある。と同時に、低い所得は子供の就学を妨げる要因となっている可能性もある。さらに、世帯主の教育水準や職業は子供の就学を決定する一方で、恒常所得も決めている傾向がある<sup>(注9)</sup>。

こうした潜在的なバイアスを避けるために、1人当たり総家計消費の外生性の検定をHausman (1978) テストの一種であるRivers and Vuong (1988) の提案に基づいて行った。具体的に言えば、まず識別のための操作変数を加えて総家計消費支出を最小2乗法で推計し(付表2を参照)、その推計値と残差とを就学確率のプロビット推計式に加え、残差の係数推計値の有意性を検定した<sup>(注10)</sup>。その結果、表2と表3の最後の行に示してあるとおり、総消費支出が外生的であるという帰無仮説は棄却されたため、家計消費の観測値ではなく推計値を用いた。

したがって、第2段階のプロビット推計に関して標準誤差を調整する必要もあると思われる。しかし、Alvarez and Glasgow (1999) のモンテカルロ実験などで、この2段階条件付き最尤法(two-stage conditional maximum likelihood, 略称2SCML)は2段階プロビット最小2乗法(two-stage probit least squares, 略称2SPLS)よりも標準誤差を正確に推計できることが示されている。そのため本研究では、サンプルの規模が比較的大きいことも考慮し、標準誤差の調整はしていない<sup>(注11)</sup>。

第4に、世帯主やその配偶者の職業や教育、

家計の生活環境、学校へのアクセス度に関しては、農村と都市の差が顕著となっている。都市の世帯主の半数近くが農業外セクターの賃金労働者であるのに対し、農村児童の過半数の世帯主は農業セクター(畜産業、遊牧、漁業も含む)に従事している。農村家計の多くは農耕地(農作物や畜産に使われている用地)を所有しており、その割合は、世帯主が農業セクターの自営業者や雇用主である家計で約9割、農業セクターの賃金労働者である家計では約6割、また農業外セクターに従事している家計でも約5割となっている<sup>(注12)</sup>。また農村世帯の約半数は牛や羊・ヤギといった家畜を保有している。

農村では、生活インフラストラクチャーはほとんど整備されていない。都市では85パーセントの児童の家計が飲料水を水道網から得ているのに対し、農村では20パーセントほどの児童の家計だけしか水道網を利用しておらず、あとは井戸や泉などから飲料水を得ている。家計の主光源としての電気網も都市に比べて農村では普及しておらず、石油ランプが多く用いられている。さらに、農村では、調理燃料としてシリンダーガスを使用している家計も30パーセントほどで、その他はほとんどが薪を使用している。ガスなどの入手は農村において必ずしも容易ではなく、価格も交通の不便さに応じて高くなる傾向にある。

また、農村児童の約半数は、食料雑貨店や(常設または定期的な)市場がない村落に居住している。曜日市のために農村部を渡り歩く行商人の移動手段は四輪駆動のトラックが主流となっていることから[佐藤 2001]、市場が村落内にあることは、その村へ車でアクセスできる可能性の高さを示している。

学校はモスクに次いでイエメンの農村で最も普及した公共施設である。とはいえ、約1割の児童が家から最も近い基礎学校への通学距離を「大変遠い」と認識しており、約3割の児童は「遠い」と認識している。同様に、中等学校への距離は3割近くの児童が「大変遠い」と認識している。残念ながらNPSは学校までの距離をキロメートルでは聞いてはいないため、「大変遠い」あるいは「遠い」としている距離がどの程度かは明らかではない。通学に使用する交通手段と費やす時間についての家計の答えから推測すると、基礎教育については通学時間が30分以内だと「近く」、30分から59分だと「遠く」、60分以上だと「大変遠い」と答える傾向にあると考えられる。また中等教育については、90分以上だと「大変遠い」と答える傾向にあると言える。

中等学校の近さは、特に農村においては、そのコミュニティ周辺における基礎教育へのアクセスがよりよいことも示唆している<sup>(注13)</sup>。なぜなら、都市とちがって農村では、中等学校と呼ばれている学校が基礎教育と中等教育の両方の学年を教えている場合が多いからである。教育省の統計では、こうした学校を「基礎中等混合学校」として中等学校と識別する場合があるが、NPSでは明示されていない。1998/99年の学校調査によると、農村における学校のうち中等教育だけ（第10学年から12学年）を教えている学校は1パーセントで、21パーセントは完全ではないが両方の学年を教えている（このうち約半数の学校は第1学年から第12学年まで教えている）。あとの78パーセントの基礎学校でも、第1学年から9学年までを完全に教えていない学校もある。男女別学については、農村では中等学校(ま

たは基礎中等混合学校)と基礎学校で大差なく、どちらも約8割が共学である<sup>(注14)</sup>。

児童が属する郡別性別にみた若齢の既婚率（15歳から24歳までの女性または男性に占める既婚者の割合）と賃金労働者率（15歳から34歳までの女性または男性に占める賃金労働者の割合）をみると、女性は男性より、また農村女性は都市の女性より、早く結婚するものが多く、賃金労働に参加するものはより少ないことがわかる。

第5に、上記の変数では観測されていない自然的、社会文化的、政治的、経済的な地域の相違を考慮して、州ダミー変数を説明変数に含める。ただし、特に教育サービスの州による差異に留意するため、各州の都市と農村別に教室あたり学齢人口と教員における女性の割合を1998/99年の教育調査データから計測し（付表3参照）、州ダミー変数と代替的に用いる<sup>(注15)</sup>。農村では女性教員は非常に限られており、1割にも満たない州がほとんどである。

## 2. 推計結果

### (1) 農村における女子特有の就学決定要因

表2は、農村における児童の就学確率を男女別に推計した結果を、説明変数の限界効果(marginal effect)、すなわち各変数値の1単位変化による就学確率の推計変化値で表したものである。限界効果の推計値の大きさは、他の説明変数がどの値をとるかによって変化するため、ここでは他の変数が平均値である場合の推計結果を表している。ただし、限界効果の統計的有意性や方向性（プラス効果かマイナス効果か）についての推計結果は、他の変数の値に関わらず有効である。

まず、表2は就学決定要因として予測された児童、世帯、コミュニティに関する特性変数の

表2 イエメン児童就学確率のプロビット推計結果<sup>1)</sup>男女別，農村

変数	モデルA <sup>2)</sup>			モデルB		
	女子	男子	男女差 <sup>3)</sup>	女子	男子	男女差 <sup>3)</sup>
児童の年齢	0.351 ***	0.548 ***	---	0.352 ***	0.536 ***	---
児童の年齢の2乗	-0.017 ***	-0.024 ***	+++	-0.017 ***	-0.024 ***	+++
家計の人口的特徴						
世帯主との関係ダミー：						
娘または息子	0.056 ***	0.060 ***		0.054 ***	0.063 ***	
孫	0.114 ***	0.082 ***	+	0.117 ***	0.085 ***	+
乳幼児の数(0-5歳)	-0.004 *	0.019 ***	---	-0.003	0.019 ***	---
基礎教育学齢児の数(6-14歳)	-0.004 *	0.010 ***	---	-0.002	0.014 ***	---
成人の数(15歳以上)	0.016 ***	0.000	+++	0.016 ***	0.002	+++
世帯主の性別(男性=1)	-0.055 ***	-0.083 ***		-0.119 ***	-0.154 ***	
1人当たり総家計月間消費の対数 <sup>4)</sup>	0.064 ***	0.231 ***	---	0.088 ***	0.286 ***	---
世帯主の教育ダミー：						
読み書きはできる	0.061 ***	0.056 ***		0.062 ***	0.059 ***	
前期基礎教育(初等教育)かそれ以上	0.130 ***	0.040 ***	+++	0.130 ***	0.027 *	+++
識字の世帯主の配偶者がいる(=1)	0.088 ***	0.026 *	+++	0.095 ***	0.027 *	+++
世帯主の雇用状況ダミー：(規定値は農業セクターの賃金労働者)						
農業セクターの非賃金労働者(自営業者，雇用主など)	0.028 **	-0.033 **	+++	0.021	-0.048 ***	+++
農業外セクターの賃金労働者	0.075 ***	0.031 **	+++	0.083 ***	0.038 ***	+++
農業外セクターの非賃金労働者(自営業者，雇用主など)	0.082 ***	0.009	+++	0.074 ***	-0.021	+++
失業者	0.032	0.067 ***		0.041 **	0.082 ***	
主婦/学生	0.089 ***	-0.028	+++	0.062 ***	-0.067 ***	+++
不労所得生活者	0.016	0.004		0.016	0.010	
身体障害者	0.010	0.030 *		0.015	0.034 *	
その他	0.078 *	0.066 *		0.072 *	0.083 **	
就業している世帯主の配偶者がいる(=1)	-0.026 ***	0.020 ***	---	-0.009	0.039 ***	---
家計の生活環境						
主光源が電気網(=1)	0.096 ***	0.079 ***	+	0.102 ***	0.091 ***	+
飲料用給水源が水道網(=1)	0.050 ***	0.035 ***		0.039 ***	0.002	+++
主な調理燃料が薪(=1)	-0.083 ***	-0.059 ***	---	-0.094 ***	-0.063 ***	---
食料雑貨店・市場が域内にあり(=1)	0.034 ***	0.008	+++	0.031 ***	-0.011	+++
家畜の数ダミー						
牛：1頭	-0.061 ***	-0.003		-0.054 ***	-0.004	---
2頭以上	-0.081 ***	-0.046 ***	---	-0.097 ***	-0.088 ***	
羊・ヤギ：1-9頭	-0.012	-0.007		-0.022 ***	-0.015 *	
10頭以上	-0.097 ***	-0.088 ***		-0.129 ***	-0.113 ***	---
郡・性別既婚率(15-24歳)	-0.202 ***	0.125 **	---	-0.445 ***	-0.101 **	---
郡・性別賃金労働者率(15-34歳)	-0.119	-0.010		-0.600 ***	-0.156 ***	---
基礎学校への距離ダミー：(規定値は大変遠いまたは遠い)						
近い	0.051 ***	0.086 ***	---	0.038 ***	0.080 ***	---
中等学校への距離ダミー：(規定値は大変遠い)						
遠い	0.068 ***	0.031 ***	+++	0.076 ***	0.045 ***	+++
近い	0.116 ***	0.075 ***	+++	0.139 ***	0.104 ***	+++
州別の教室あたり学齢人口				-0.001 ***	-0.001 ***	
州別の教師における女性の割合				0.002 ***	-0.003 ***	+++
サンプル数			80,624			80,624
カイ2乗値			3,018.5			2,553.4
p値			0.000			0.000
外生性のテスト：						
1人当たり総家計月間消費の対数の残差 <sup>5)</sup>	0.039 ***	0.033 ***		0.035 ***	0.033 ***	
	(10.66)	(8.87)		(9.74)	(9.26)	

(出所) NPSのデータを用いた筆者の推計。

(注) 1) 推計係数は確率の限界変化(marginal effect or change in probability)で示してある。Huber/White/Sandwich手法により頑健標準偏差を推計。\*\*\*1%レベル，\*\*5%レベル，\*10%レベルで統計的に有意。

2) モデルAには州ダミー変数も含まれているがこの表からは省いてある。

3) 就学確率の関数が男女で同じであるという帰無仮説の検定を児童の性別ダミー変数(女子を1,男子を0)を用いて行った。つまり男女サンプルを合わせて，性別ダミー変数と，そのダミー変数と他の説明変数との交差項を加え，ダミー変数と交差項の係数すべてが同時にゼロであるかをカイ2乗検定で検定した。また，表には各交差項の推計係数がプラスであるか(+++:1%レベル，++5%レベル，+10%レベル)，マイナスであるか(--:1%レベル，-5%レベル，-10%レベル)を示している。

4) 第1段階の推定値，付表1を参照。5) カッコ内の数字はz-score。

多くが、女子と男子どちらにとっても統計的に有意な要因であることを示している。また、男女別々に推計された係数が同じであるという帰無仮説は棄却された。

女子と男子の推計結果を比べると、家庭内やその周辺での労働集約的な仕事の需要がより高くなる傾向にある家計や居住地域に属することは、女子にとって就学の機会コストを高くし、就学に大きなマイナスの影響を及ぼしていることがわかる。なかでも、就業している世帯主の配偶者（多くは母親）の存在は男女差に顕著な影響を及ぼし、女子の就学にはマイナスの要因となっているが、男子の就学にはプラスの要因となっている。また、世帯内の乳幼児の数も、女子にのみマイナスの影響を与える。これは、幼い子の世話や母親に代わる労働のために、特に年長女子の就学の機会コストが上がっていることを示唆している<sup>(注16)</sup>。

家計の生活環境を示す変数も、特に家事労働の需要におけるジェンダー差を示すものが女子の就学により大きな影響を与えている<sup>(注17)</sup>。主な調理燃料に薪を使用している家計の女子は、他の変数が共に平均的な値をとる場合、薪以外を使用している家計の女子に比べて就学確率が8から9パーセントポイントも有意に低くなる。男子の場合も同様にマイナスになるが、その影響の大きさは女子ほどではない。一般に、薪の使用はガスなどと比べ、収集のみならず調理面でも余計に女性の労働時間を必要とすると考えられる。

また、飲料用に水道を使用している家計の女子は、そうでない女子に比べて4から5パーセントポイント就学確率が高くなる。さらに、家計が家畜の牛や羊・ヤギを所有していることは

男女共に有意に就学のマイナス要因となる傾向があるが、特に牛の所有は女子に多くマイナスとなっている。これは、飼育やえさの収集のため、女子の労働需要がより高くなっている可能性を示唆している。他方、村落や居住地域内に市場があることは女子の就学にとってのみ有意にプラスとなっている。これは、交通の便や生活必需品の入手可能度によって女子の教育需要が変化することを示していると言えよう。

こうした機会コストにおけるジェンダー差は、児童の将来期待されている役割の違いを反映しているとも考えられる。実際、教育や将来への期待についての家計や地域社会の差異を示す変数を見ると、女子の教育需要のほうにより敏感に反応する傾向が表れている。例えば、世帯主とその配偶者が読み書きできるということは、男女に関わらずプラスの就学決定要因であるが、特に世帯主の配偶者（多くは児童の母親）が読み書きできるということが、男子よりも女子の就学確率により大きな影響を与える傾向にある。その効果は、他の変数が平均値のとき、女子にとって9パーセントポイントほどの大きさである<sup>(注18)</sup>。より多くの教育を受けた母親は子供の教育に対する期待が高く、学習する時間を設けたり、手本となったりすることができるとも考えられる。また、若齢の既婚率が高い郡に属する女子ほど有意に就学確率が低い。これは、早婚の傾向が強いと思春期の女子に対する伝統的な役割への期待が高くなり、家計には女子の教育から便益を得ることがないと認識されやすいためと考えることもできる。

1人当たり総家計消費から計測された家計所得の高さが女子の就学確率に大きな影響を与えるということは、明らかに確認できなかった。

これは他国の先行研究からもたらされる予測とは異なる点である。確かに家計所得の高さは男女共にプラスの影響を与えているが、その影響の度合いは、むしろ女子のほうが小さい傾向にある。したがって、家計の資本制約のために女子よりも男子の教育が優先されており、その制約の緩和によって女子の教育需要がより刺激され得るとは明確には言いきれない。

学校の近さも、性別に関わらず有意なプラスの就学決定要因であるが、基礎学校の近さが女子にとってより重大な就学決定要因であることは確認できなかった<sup>(注19)</sup>。中等学校の距離に関する変数を除いて就学確率を推計した場合も同様の結果であった。一方、中等学校が「より近い」ことは、女子にとってより大きなプラスの効果をもたらし、有意に与えることが明らかになった。

またモデルBにおいて、州別の教室あたり学齢人口の就学に対する影響に男女差がみられないのに対し、教員における女性の割合が女子の就学にのみプラスの影響を示していることも、事前の予測どおり、女子の教育需要を刺激するには学校環境に配慮する必要があることを示している。

## (2) 都市における就学決定要因の農村との違い

農村と比較するために、都市における児童の就学確率を男女別に推計した結果を表3に示す。都市でも男女別々に推計された係数が同じであるという帰無仮説は棄却された。しかし、農村とちがって都市では、統計的にみて、個々の就学決定要因における男女差が明らかに有意なものはない。これは、そもそも都市では就学率のジェンダー格差が比較的少なく、生活環境や学校供給も農村より充実していることから容易に予測できる。

特に、上述のとおり農村では機会コストにおけるジェンダー差が女子の就学確率の低さを説明する重要な要因となっていることから、都市ではこの制約要因が比較的解消されていると考えられる。ただし、都市でも一部の家計は生活環境に恵まれず、そのことが農村ほど顕著でないにしても、男女共に就学に有意な影響を与えている。なかでも、主要な調理燃料として薪を使用している家計に属する女子は、そうでない女子よりもはるかに就学確率を下げる傾向にあり、その程度は男子よりも有意に大きい。このことは都市における少数派に対する生活改善の必要性を示唆している。

教育や将来への期待における家計や地域社会の差異を示す変数には、農村と同様に都市でも、女子の教育需要のほうがより敏感に反応する傾向が表れている。特に世帯主の配偶者が読み書きできるということが、男子よりも女子の就学確率により大きく、より有意な影響を与えている。また、若齢女性の既婚率が高い郡に属する女子ほど有意に就学確率が低いが、若齢男性の既婚率の高さは男子の就学確率を低めていない。これらは農村でみられたのと同じ傾向である。

ただし、女性の賃金労働者率がより高い郡に属することは、農村では女子の就学にマイナスの影響を与える傾向にあったが、都市においては有意にプラスの影響を与えている。これは経済社会環境における都市と農村の違いを反映していると言えよう。都市では女子教育がもたらす便益に対する期待が女性の賃金労働者率が高い郡でより高くなっていると考えられる。実際、教育を受けている女性のほうが賃金労働への参加率が高くなる傾向が農村よりも都市において顕著である<sup>(注20)</sup>。また、農村では女性の賃金労働

表3 イエメン児童就学確率のプロビット推計結果<sup>1)</sup>男女別, 都市

変数	モデルA <sup>2)</sup>			モデルB		
	女子	男子	男女差 <sup>3)</sup>	女子	男子	男女差 <sup>3)</sup>
児童の年齢	0.639 ***	0.470 ***		0.637 ***	0.476 ***	
児童の年齢の2乗	-0.029 ***	-0.021 ***		-0.029 ***	-0.021 ***	
家計の人口的特徴						
世帯主との関係ダミー：						
娘または息子	0.099 ***	0.065 ***		0.098 ***	0.066 ***	
孫	0.130 ***	0.052 ***		0.117 ***	0.054 ***	
乳幼児の数(0-5歳)	-0.007 *	-0.000		-0.007 *	-0.000	
基礎教育学齢児の数(6-14歳)	-0.005	0.001		-0.003	0.002	
成人の数(15歳以上)	0.007 ***	0.004 **		0.006 ***	0.003 *	
世帯主の性別(男性=1)	0.017	0.020		0.020	0.016	
1人当たり総家計月間消費の対数 <sup>4)</sup>	0.012	0.049 **		0.025	0.045 **	
世帯主の教育ダミー：						
読み書きはできる	0.075 ***	0.059 ***		0.069 ***	0.061 ***	
前期基礎教育(初等教育)かそれ以上	0.159 ***	0.095 ***		0.149 ***	0.098 ***	
識字の世帯主の配偶者がいる(=1)	0.095 ***	0.022 *	+++	0.085 ***	0.019	+++
世帯主の雇用状況ダミー：(規定値は農業外セクターの賃金労働者)						
農業セクターの賃金労働者	-0.026	0.001		-0.032	-0.005	
農業セクターの非賃金労働者 (自営業者, 雇用主など)	-0.051 **	-0.032 *		-0.056 ***	-0.037 **	
農業外セクターの非賃金労働者 (自営業者, 雇用主など)	0.019	-0.008		0.019	-0.009	+
失業者	-0.028	0.002		-0.027	0.000	
主婦/学生	0.150 ***	0.051 *		0.155 ***	0.047	+
不労所得生活者	0.040 *	0.018		0.038	0.020	
身体障害者	-0.001	-0.021		-0.002	-0.029	
その他	-0.008	0.052		-0.015	0.058	
就業している世帯主の配偶者がいる(=1)	-0.020	0.015	-	-0.023	0.023 *	--
家計の生活環境						
主光源が電気網(=1)	0.188 ***	0.111 ***		0.187 ***	0.116 ***	
飲料用給水源が水道網(=1)	0.101 ***	0.059 ***		0.097 ***	0.059 ***	
主な調理燃料が薪(=1)	-0.122 ***	-0.045 ***	--	-0.121 ***	-0.035 **	---
郡・性別既婚率(15-24歳)	-0.172 ***	-0.064		-0.218 ***	0.163 ***	---
郡・性別賃金労働者率(15-34歳)	0.514 ***	0.034	++	0.560 ***	-0.038	+++
基礎学校への距離ダミー：(規定値は大変遠いまたは遠い)						
近い	-0.014	0.006		-0.015	0.001	
中等学校への距離ダミー：(規定値は大変遠い)						
遠い	0.006	-0.014		0.023	-0.004	
近い	0.044	0.005		0.072 **	0.028	
州別の教室あたり学齢人口				0.000 **	0.000	
州別の教師における女性の割合				0.001	0.000	
サンプル数			31,814			31,814
カイ2乗値			304.7			227.080
p値			0.000			0.000
外生性のテスト：						
1人当たり総家計月間消費の対数の残差 <sup>5)</sup>	0.048 *** (7.09)	0.043 *** (7.84)		0.053 *** (8.03)	0.048 *** (8.92)	

(出所) NPSのデータを用いた筆者の推計。

(注) 1) 推計係数は確率の限界変化(marginal effect or change in probability)で示してある。Huber/White/Sandwich手法により頑健標準偏差を推定。\*\*\*1%レベル, \*\*5%レベル, \*10%レベルで統計的に有意。

2) モデルAには州ダミー変数も含まれているがこの表からは省いてある。

3) 就学確率の関数が男女で同じであるという帰無仮説の検定を児童の性別ダミー変数(女子を1,男子を0)を用いて行った。つまり男女サンプルを合わせて、性別ダミー変数と、そのダミー変数と他の説明変数との交差項を加え、ダミー変数と交差項の係数全てが同時にゼロであるかをカイ2乗検定で検定した。また、表には各交差項の推計係数がプラスであるか(+++:1%レベル, ++5%レベル, +10%レベル), マイナスであるか(--:1%レベル, -:5%レベル, -10%レベル)を示している。

4) 第1段階の推定値, 付表1を参照。

5) カッコ内の数字はz-score。

働機会は農業セクターが中心であり<sup>(注21)</sup>、農業セクターの賃労働は一般に賃金が最も低く[Rippenburg 1999]、賃労働機会が女子の教育需要を高めることに寄与していない。

家計所得の影響は、都市では農村ほどその男女差は明らかではない。それでもやはり、女子よりもむしろ男子によりプラスとなる傾向があり、女子の就学には有意な影響とはなっていない。基礎学校の近さは、中等学校の距離をモデルBから除いた場合にはやや有意になるが(モデルAで除いた場合には有意にならない)、その男女差は有意ではなく、どちらかといえば女子よりも男子の就学によりプラスになる傾向がある。一方、中等学校の近さが男女差に及ぼす影響も有意ではないが、女子の就学によりプラスになる傾向がある。

#### IV 結論と政策的含意

イエメンでは基礎教育における就学率のジェンダー格差が非常に大きい。ただし、都市では平均してその格差は小さく、ジェンダー格差は特に農村における問題である。したがって本稿では、イエメンの家計調査のマイクロデータを主に用い、女子の就学決定要因を農村のジェンダー差に焦点を当て、都市との違いや地域の影響に配慮しながら分析した。

児童の就学確率の決定要因を男女別に推計した結果によれば、農村でも都市でも就学決定要因が女子と男子で異なることが明らかになった。ただし、この違いは農村においてより顕著であった。農村では、家庭内やその周辺での労働集約的な仕事の需要が都市よりも高く、その需要がさらに高い傾向にある家計や居住地域に属す

ることは、男子よりも女子にとって就学の機会コストを上げ、女子の就学により大きなマイナスの影響を与えている。就業している世帯主の配偶者(多くは児童の母親)がいること、世帯内に乳幼児が多いこと、主要な調理燃料として薪を使用していることや家畜の牛を所有していることは、特に女子の就学の制約要因となっている。また、農村では学校供給が都市よりも不足しており、学校への距離は重要な就学決定要因となっているが、基礎教育ではなく中等学校がより近いことが女子にとってより大きなプラスの影響を与えている。さらに、女性教員の割合が少しでも高い州に属することは農村女子のみの就学確率を高めていることも示された。

次に、農村と都市に共通して、男子と比べ女子の教育や将来への期待は家計や地域社会の特性によって違いが大きく、女子の就学を決定する重要な要因となっていることが示された。なかでも、世帯主の配偶者(多くは児童の母親)が読み書きのできる家計や若齢女性の既婚率が比較的低い郡に属することは、女子の就学確率を高める要因となっている。一方、女性の賃金労働者率がより高い郡に属することは、都市においてのみ女子に特有の就学決定要因となっている。家計所得の効果は、農村でも都市でも、女子の就学確率によりプラスの影響を与えると確認できず、家計の資本制約のために男子の教育が優先されているとは言えなかった。

これらの結果は、イエメンの基礎教育における農村女子の就学を向上させるには、男女ともに効果をもたらし得る政策(基礎学校の拡張や所得貧困の削減など)に加えて、家事や児童労働需要の削減、中等学校の拡張、女子教育の便益に関する家計の期待向上に向けた政策といっ



た女子により特有な要因へ対応する政策が必要であることを示唆している。まず、家事や児童労働需要を削減するためには、地域的特性に配慮しながら教育外のセクターにおける政策や介入地域に関する協力体制を強めることが特に重要と思われる。例えば、薪の代替燃料としてのシリンダーガスの農村への普及という経済政策（価格政策、ガス充填施設・配網・農村への道路網の整備など）は、環境や資源戦略という観点だけでは開発戦略全体における優先度は低いかもしれないが、農村女子の就学向上という目的との関連を明示すれば、その意義が高まるかもしれない。一般的な所得増加プログラムは、家畜の増加などその介入によって逆に女子の家庭内労働需要を増加することにならないように留意し、家計の資金制約の緩和が女子の就学向上に直接結びつくようなプログラム内容を検討すべきであろう。

また、農村において学校へのアクセスを改善する際には、基礎学校の拡張だけでは女子よりもむしろ男子の就学を促進しうることに留意すべきである。女子の教育需要を促進するには、周辺地域における中等学校へのアクセスの改善や女性教員の配置の可能性についても併せて考慮すべきである。農村の中等学校の多くは基礎教育段階の授業も行っており、中等学校の拡張は基礎教育の高学年も対象にすることを念頭において検討されるべきであろう。

さらに、農村のみならず都市においても、家計の女子教育への期待を向上させるための政策を、特に読み書きのできない母親やその家族をターゲットに展開していくことが必要であると言えよう。母親の識字が女子の就学確率を高めているのは、家計内における母親の交渉力が強

いためであるという可能性も考えると、児童の就学に関する保護者間の交渉力を決めている規範を変えるような介入策についても考慮すべきかもしれない<sup>(注22)</sup>。また、おそらく今後徐々に進むであろう都市人口の増加を考慮に入れても、農業外セクターにおける女性の賃労働機会の拡大など一般的なジェンダー平等の達成を促進することがイエメンにおける教育機会のジェンダー格差を解消する重要な鍵となることも示唆されている。

今後の研究課題としては、まず需要側の要因に加えて、さらに学校環境、学習プロセス、学校経費など供給側の条件が女子就学に与える影響を調べる必要がある。次に児童の学習成果などの情報も加えて、就学のみならず就学を継続する要因についての研究が期待される。さらに、二変数プロビットモデルなどを用いて世帯内の複数の児童の就学に関する同時決定性をコントロールして教育需要を推計することが望まれる。また、一部実施されている需要側の要因への様々な政策介入（女生徒への食料配布など）の効果についての研究も望まれるところである。

(注1) 図1と同様のデータベースを用いて、2005年（または前後年）の初等教育における純就学率のジェンダー・パリティ指標データがあるすべての国々（119カ国）を比べても、チャドに続きイエメンはニジェールとともに2番目に低い。

(注2) UCW (2003, 27-30) では、児童労働と就学の決定要因について州の影響をコントロールして分析しているが、農村と都市の差はコントロールしていない。州の影響についても議論はしていない。男女差についても一部の変数に関してのみ検証しており、例えば所得効果や薪使用の影響における男女差については検証したかどうか明らかではない。Al-Qudsi (2003, 572-580) では、就学と中退の決定

要因について農村と都市の差を考慮して分析しているが、州の影響を全く考慮していない。

(注3) イエメンにおける婚資の額は、花嫁側の条件だけではなく、男性の月給の数カ月分などというように花婿側の条件や花嫁と花婿との血縁や地縁のつながりの程度などでも決まる(佐藤 1994, 156-157)。データの制約もあり、本研究では婚資の違いとその女子就学への影響に関する実証分析は行っていない。

(注4) UCW (2003) も Al-Qudsi (2003) も NPS を使用している。

(注5) いくつかの郡は規模が小さいために統合されている。

(注6) 本稿で使用したデータセットは、中央統計局の許可により著者が世界銀行から2002年2月に得たものである。

(注7) 正確には、就学状況に関する質問で「1998/99年に就学していた」という答えの場合を1とした。

(注8) NPSの質問表では最後に出席した教育段階と学年を聞いている。しかし、おそらく質問表に各教育段階の学年の上限が明示されていなかったこと、1990年初期には南北の異なる教育制度が完全には統一されていなかったこともあり、この回答から計算した各個人の就学年数と年齢を比較すると誤回答と思われるケースが目立った。NPSでは、通学を開始した年齢と通学を中断または修了した年齢といったその他に教育年数の計算を可能にするような情報は含まれていない。

(注9) 例えば、黒崎(2003)はパキスタン北西辺境州における2時点のパネルデータを用いて、世帯主の教育水準の高さが世帯の恒常的な所得・消費を高めていること、かつその高い教育水準は他の資産の高さともあいまって、子供の就学率を引き上げていることを明らかにしている。

(注10) 就学率の推計式における誤差項と内生変数の第1段階の回帰における誤差項が、ともに正規分布であるという仮定を前提としている。

(注11) 標準誤差を調整する場合、2 SCMLについてはRivers and Vuong (1988, 355)、2 SPLSについてはMaddala (1983, 245)の提案を参考にする。

(注12) 農業地の規模について正確な情報をNPS

から得ることはできなかった。

(注13) 中等学校の近さと農村の規模(村—village, または小村落—sub-village/hamlet)との関係をクロス表でみたが、小村落よりも村で中等学校の近い世帯が多いといった傾向はない。

(注14) 農村の全学校のうち、男子校が13パーセント、女子校が4パーセント、共学82パーセントとなっている。共学校でも、女子クラスや男子クラスと分けたり、低学年では同じクラス内でも女子が教室の後ろに集まって学んでいたりとすることが多くみられる。

(注15) データ上の制約のため郡レベルでのデータマッチングは不可能であった。

(注16) 6-9歳と10-14歳の年齢層に分けて就学率をモデルAで推計した場合、乳幼児の数は若年層女子にとっては有意でなくなるが、就業している母親の存在は有意のままである。また、上述のように、家計内の乳幼児や基礎教育学齡児の数は、子供の教育需要の内生変数でもあり得るため、モデルAからこれらの変数を除いて就学率の推計も行った。その場合でも、他の独立変数の推計係数の方向性や統計的有意さはほとんど変わらなかった。

(注17) NPSによると、水道網がない農村世帯の8割ほどは女性が水を汲みにいき、平均で乾季には60分、雨季には40分かけている。薪や木炭を使っている農村世帯の9割ほどは女性が集めにいき、そのうち約半分の世帯は2時間以上かけている。つまり、子供が通常の担い手ではないという答えだが、実際は女子が担っていたり、母親を手伝ったりしている場合が多いと考えられる。

(注18) 世帯主の教育ダミー変数を、読み書きができるかできないかというダミー変数のみにして就学率を推計した場合、その係数値は男女差がほとんどない。

(注19) ただしこの結果は、UCW (2003)の結果とは一致している。Al-Qudsi (2003)は学校の距離の就学への影響は検証していない。

(注20) NPSのデータを用いて15歳以上の女性に占める賃金労働者の割合を識字者と非識字者別にみると、都市では識字者の約10パーセントが賃金労働者であるのに対して非識字者の約3パーセントだけ

が賃金労働者である。一方、農村では識字者の約3パーセント、非識字者の約2パーセントが賃金労働者である。

(注21) NPSのデータによると、農村女性の賃金労働者のうち7割以上が農業セクターに従事しているのに比べて、男性では賃金労働者の約3割のみが農業セクターに従事し、ほぼ半数はサービスセクターに従事している。都市部では女性の賃金労働者のうち9割はサービスセクターに従事している。

(注22) ただし、この構造は、単一世帯モデルの考え方に基づく誘導型モデルを適用した本研究によっては明らかにされていない。

### 文献リスト

#### <日本語文献>

上山美香・黒崎卓 2004. 「ジェンダーと貧困」 絵所秀紀・穂坂光彦・野上裕生編『シリーズ国際開発第1巻 貧困と開発』日本評論社119-137.

黒崎卓 2003. 「貧困の動学的変化と教育——パキスタン農村の事例」大塚啓二郎・黒崎卓編『教育と経済発展——途上国における貧困削減に向けて』東洋経済新報社 231-252.

佐藤寛 1994. 『イエメン——もうひとつのアラビア』アジア経済研究所.

—— 2001. 『イエメンものづくり』アジア経済研究所.

澤田康幸 2003. 「教育開発の経済学——現状と展望」大塚啓二郎・黒崎卓編『教育と経済発展——途上国における貧困削減に向けて』東洋経済新報社 13-48.

#### <英語文献>

Alderman, Harold, Jere R. Behrman, Shahrukh Khan, David R. Ross and Richard Sabot 1997. “The Income Gap in Cognitive Skills in Rural Pakistan.” *Economic Development and Cultural Change* 46: 97-122.

Al-Qudsi, S. Sulayman 2003. “Family Background, School Enrollments and Wastage: Evidence from Arab Countries.” *Economics of Education Review* 22:

567-580.

Alvarez, R. Michael and Garrett Glasgow 1999. “Two-Stage Estimation of Nonrecursive Choice Models.” *Political Analysis* 8: 147-165.

Anh, Truong Si, John Knodel, David Lam and Jed Friedman 1998. “Family Size and Children’s Education on Vietnam.” *Demography* 35: 57-61.

Becker, Gary 1965. “A Theory of the Allocation of Time.” *The Economic Journal* Vol. 75. Issue 299.493-517.

—— 1993. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. London: The University of Chicago Press.

Behrman, Jere R. and James C. Knowles 1999. “Household Income and Child Schooling in Vietnam.” *World Bank Economic Review* 13: 211-256.

Birdsall, Nancy 1982. “Child Schooling and the Measurement of Living Standards.” *LSMS Working Papers* No. 14. Washington, D.C.: World Bank.

—— 1985. “Public Inputs and Child Schooling in Brazil.” *Journal of Development Economics* 18: 67-86;

Burki, Abid A. and Tazeen Fasih 1998. “Household’s Non-leisure Time Allocation for Children and Determinants of Child Labour in Punjab, Pakistan.” *The Pakistan Development Review* 37: 899-914.

CEDAW (Convention on the Elimination of All Forms of Discrimination against Women) 2002. “Consideration of Reports Submitted by States parties under article 18 of the Convention on the Elimination of All Forms of Discrimination against Women. Fifth Periodic Report of States Parties Yemen.” United Nations. Central Statistical Organization(CSO) 2002. *Statistical Yearbook 2001*. Republic of Yemen.

Chernichovsky, Dov. 1985. “Socioeconomic and Demographic Aspects of School Enrollment and Attendance in Rural Botswana.” *Economic Development and Cultural Change* 33: 319-332.

CSO of the Republic of Yemen and Macro International (MI) Inc. 1998. *Final Report Yemen Demographic and Health and Maternal and Child Health Survey 1997*. Calverton, MD.

- Jamison, Dean T. and Marlaine E. Lockheed 1987. "Participation in Schooling : Determinants and Learning Outcomes in Nepal." *Economic Development and Cultural Change* 35 : 279-306.
- Hausman, Jerry A. 1978. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46 : 931-959.
- King, Elizabeth M. and M. Anne Hill eds. 1993. *Women's Education in Developing Countries : Barriers, Benefits, and Policies*. Baltimore and London : The Johns Hopkins University Press.
- Maddala, G. S. 1983. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Molyneux, Maxine 1995. "Women's Rights and Political Contingency : The Case of Yemen, 1990-1994." *Middle East Journal* 49 : 418-432.
- Patrinos, Harry and George Psacharopoulos 1997. "Family Size, Schooling and Child Labor in Peru : An Empirical Analysis." *Journal of Population Economics* 10 : 387-405.
- Psacharopoulos, George and Ana Maria Arriagada 1989. "The Determinants of Early Age Human Capital Formation : Evidence from Brazil." *Economic Development and Cultural Change* 20 : 683-708.
- Republic of Yemen 2000. *Final Report 1999 Labor Force Survey Results*. Sana'a : Ministry of Labor and Vocational Training and Central Statistical Organization Labor Market Information System Program.
- 2001. *Main Report on the Outcome of the National Survey of Poverty Phenomenon 1999*. Sana'a : Ministry of Planning and Development and Central Organization for Statistics(in Arabic).
- 2002a. *Poverty Reduction Strategy Paper 2003-2005*. May 31, 2002.
- 2002b. "Draft National Strategy for Development of Basic Education in Yemen," First National Basic Education Conference, Sana'a October 26-29, 2002. Ministry of Education.
- Riphenburg, Carol 1999. "Gender Relations and Development in Yemen : Participation and Employment." *Peacekeeping and International Relations* 28 : 5-17.
- Rivers, Douglas and Quang H. Vuong 1988. "Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models." *Journal of Econometrics* 39 : 347-366.
- Save the Children 2004. *State of the World's Mothers 2004*.
- Strauss, John and Duncan Thomas 1995. "Human Resources : Empirical Modeling of Household and Family Decisions." In *Handbook of Development Economics*. Vol. 3A, eds. Jere Behrman and T.N.Srinivasan. Amsterdam, New York and Oxford : Elsevier Science : 1883-2023.
- Tansel, Aysit 1997. "Schooling Attainment, Parental Education, and Gender in Côte d'Ivoire and Ghana." *Economic Development and Cultural Change* 825-856.
- 2002. "Determinants of School Attainment of Boys and Girls in Turkey : Individual, Household, and Community Factors." *Economics of Education Review* 21 : 455-470.
- UCW(Understanding Children's Work) 2003. "Understanding Children's Work in Yemen UCW." Draft March 2003 ([http://www.ucw-project.org/pdf/publications/report\\_yemen\\_draft.pdf](http://www.ucw-project.org/pdf/publications/report_yemen_draft.pdf) accessed on November 18, 2003).
- UNESCO 2003. *Education for All Global Monitoring Report 2003/4 : Gender and Education for All The Leap to Equality*. Paris : UNESCO.
- 2007. *Education for All Global Monitoring Report 2008 : Education for All by 2015 Will We Make It?* Paris : UNESCO.
- UNICEF, World Bank, and Radda Barnen in Partnership with the Government of Yemen 1998. "State of Basic Education in the Republic of Yemen." In *Yemen Situation Analysis*. Vol. 3. Sana'a, February 1998.
- Volpi, Elena, Mark Lucet and SOUL 1998. "Yemen Child Development Project : Social Assessment." Report Submitted to the World Bank.
- World Bank 2001. *Engendering Development : Through Gender Equality in Rights, Resources, and Voice*. New York : Oxford University Press.
- 2002. *Republic of Yemen Poverty Update*. Wash-

ington, D.C.

—— 2004. *Gender and Development in the Middle East and North Africa Women in the Public Sphere*. Washington, D.C.

[付記] 本稿の作成にあたって、イエメン政府関係者、世界銀行職員、およびアジア経済研究所の佐藤寛氏から貴重な情報やコメントをいただいた。東京大学の澤田康幸准教授には研究の全般にわたってご指導いただいた。また、本研究は日本

イエメンにおける女子の就学決定要因分析とその政策的含意

経済学会、国際開発学会、第3世界教育研究会で報告し、学会員の方々の有益なコメントをいただいた。本誌の査読者の方々からも重要なお提案を受けた。しかし、本稿のいかなる分析上の誤りもすべて筆者に帰するものである。

(JICA研究所専門調査員、2004年1月20日受付、2008年4月14日レフェリーの審査を経て掲載決定)

付表1 家計の乳幼児または基礎教育学齢児の人数ごとの就学率，都市農村および男女別

	就学率 (%)			
	農村		都市	
	女子	男子	女子	男子
家計内の乳幼児の数				
0人	29	63	77	83
1人	30	66	76	81
2人	30	66	73	81
3人	29	66	71	79
4人	28	66	65	77
5人	28	68	73	77
家計内の基礎教育学齢児の数とその男女構成				
1人	27	53	69	75
2人	31	64	78	81
女1人男1人	31	66	79	84
女または男のみ2人	30	62	77	79
3人	33	66	76	83
男1人女2人	33	67	78	84
男2人女1人	32	66	75	83
女または男のみ3人	33	65	74	82
4人	30	67	76	82
男1人女3人	30	67	74	80
男2人女2人	31	67	77	83
男3人女1人	30	68	75	83
女または男のみ4人	27	65	78	81
5人	29	67	73	81
男1人かつ女4人	31	67	74	82
男2人かつ女3人	27	70	73	80
男3人かつ女2人	28	65	72	82
男4人かつ女1人	32	68	76	81
女または男のみ5人	28	61	64	78
6人以上	26	64	68	78
男1人かつ女5人以上	26	53	58	72
男2人かつ女4人以上	27	68	73	79
男3人かつ女3人以上	21	62	65	76
男4人かつ女2人以上	29	64	70	80
男5人以上かつ女1人以上	32	65	72	79
女または男のみ6人以上	13	69	59	79
計	30	65	74	81

(出所) NPSのデータを用いた筆者の推計。

付表2 就学確率推計式のための第1段階式（1人当たり総家計支出関数）の推定結果

変数 <sup>1)</sup>	農村 <sup>2)</sup>		都市 <sup>2)</sup>	
	係数	t統計量	係数	t統計量
定数項	7.593	286.18	8.272	211.10
家計の人口的特徴				
乳幼児の数（0-5歳）	-0.015	-6.15 ***	-0.033	-7.69 ***
基礎教育学齢児の数（6-14歳）	-0.064	-31.19 ***	-0.062	-19.92 ***
成人の数（15歳以上）	0.005	2.9 ***	0.006	2.64 ***
世帯主の性別（男性=1）	-0.046	-2.57 ***	0.020	0.61
世帯主の教育ダミー：				
読み書きはできる	0.165	18.88 ***	0.182	13.5 ***
前期基礎教育（初等教育）かそれ以上	0.325	27.38 ***	0.425	29.18 ***
識字の世帯主の配偶者がいる（=1）	0.096	5.13 ***	0.207	14.83 ***
世帯主の雇用状況ダミー：				
農業セクターの賃金労働者			-0.127	-4.13 ***
農業セクターの非賃金労働者 （自営業者、雇用主など）	0.246	18.38 ***	0.030	1.13
農業外セクターの賃金労働者	0.216	15.63 ***	0.165	12.98 ***
農業外セクターの非賃金労働者 （自営業者、雇用主など）	0.378	25.38 ***	-0.304	-10.42 ***
失業者	-0.056	-2.36 **	0.165	4.3 ***
主婦/学生	0.388	14.47 ***	0.052	1.74 *
不労所得生活者	0.255	10.45 ***	-0.189	-5.93 ***
身体障害者	0.066	3.15 ***	-0.155	-1.83 *
その他	-0.136	-2.06 **		
家畜の数ダミー				
牛：1頭	0.061	6.92 ***		
2頭以上	0.209	18.72 ***		
羊・ヤギ：1-9頭	0.046	5.2 ***		
10頭以上	0.159	15.21 ***		
<u>追加的な識別のための操作変数</u>				
家畜の数ダミー				
鶏・七面鳥・鴨：1-3羽	0.042	4.69 ***		
鶏・七面鳥・鴨：4羽以上	0.165	17.92 ***		
ロバ・馬：1頭	-0.029	-3.54 ***		
ロバ・馬：2頭以上	0.100	7.83 ***		
牛：1頭			0.014	0.62 ***
2頭以上			0.283	9.38 ***
羊・ヤギ：10頭以上			0.161	6.14 ***
住居の所有権あり（=1）	0.064	4.63 ***	-0.059	-4.52 ***
農業地所有権あり（=1）	0.249	26.53 ***	0.333	18.58 ***
非労働所得	0.000	8.11 ***	0.000	4.06
決定係数	0.150		0.257	
サンプル数	80,624		31,814	

（出所）NSPのデータを用いた筆者の推計。

〈注〉1）州ダミー変数の係数結果はこの表では省略してある。

2）表2と表3のモデルAに関して男女差の検定のために男女をプールして就学確率を推計した際の第1段階推計式。モデルBに関しても同じ識別のための操作変数を用いた。

付表3 州・都市と農村別の教育関連指標

	教室あたり学齢人口		教員における 女性の割合 (%)	
	農村	都市	農村	都市
ダマール	72	92	3	36
アムラン	81	92	3	22
アルジャウフ	215	108	3	19
イブ	86	84	4	41
アルマウイット	75	51	4	32
サアダ	84	61	5	33
ハドラモウト	70	67	5	36
ハッジヤ	123	86	5	36
アルベイダ	92	102	6	32
サナア	72	39	6	35
アルダッラ	72	51	7	31
マリブ	59	55	9	23
ホデイダ	105	121	9	43
タイズ	72	97	10	50
シャブワ	104	57	10	19
ラヘジ	73	25	16	44
アルマハラ	69	49	16	34
アビヤン	70	40	22	49
サナア市		118		54
アデン		114		71

〈出所〉教室と教員の数 は1998/99年教育調査のデータで、基礎教育と中等教育の合計。学齢人口（6-17歳）データはNPSを使つての筆者の推計。