

経済発展における子供の健康状態と母親の農業従事、家計内資源配分*

---DHS データを用いた南アジアとアフリカの比較---

2007.11.20

黒崎卓[◆]・上山美香[▲]

要旨：経済発展の指標として子供の健康状態が近年脚光を浴びるようになってきている。世界の途上国を概観した場合、平均の所得水準から期待される水準よりも子供の栄養状態がよいのがサブサハラ・アフリカ、悪いのが南アジアという傾向が見られる。本章は、このコントラストの背後には家計内資源配分メカニズムの違いがあるという理論仮説に基づいて、女性が主に自家消費作物を栽培し、その生産、消費、販売権を持つアフリカでは「母親の農業従事は、父親の農業従事よりも子供の栄養状態に対して、よりプラスの影響を与える」という実証仮説を導出し、両地域 21 国、32 調査の DHS ミクロデータを用いたミクロ計量モデルの推定によって検証を試みたものである。子供の体位（体重・身長）を被説明変数、子供や家計の特徴に加えて父親、母親の農業従事を説明変数に入れた分析結果からは、南アジアの各国では、母親の農業従事が子供の体格改善に役立っていないのに対し、アフリカの多くの国では、父親の農業従事に比べて相対的に、母親の農業従事が子供の体格改善にプラスの影響を与えることが明らかになった。

* 北村行伸編『応用ミクロ計量経済学』（仮題、日本評論社）用の未定稿。

◆ Takashi Kurosaki (corresponding author). Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, phone: 81-42-580-8363, fax: 81-42-580-8333, e-mail: kurosaki@ier.hit-u.ac.jp

▲ Mika Ueyama. International Food Policy Research Institute, e-mail: m.ueyama@cgiar.org

1. はじめに

経済発展の指標として子供の健康状態が、近年、より脚光を浴びるようになってきている[Ranis and Stewart 2005]。この背景には、個人の消費可能性を示す間接的な指標にすぎない1人当たりGDPよりも、個人の健康状態はより直接的に厚生を表わすという理由、すなわちアマルティア・センの潜在能力アプローチ[Sen 1985]に影響された理論的理由がある。さらには、国全体の所得水準が向上しても、健康状態が平均して上昇するとは限らないことや、男女間の健康の格差が拡大することも多いといった、所得と健康の間の相関関係が正ではあっても完全ではないという実証的な理由も、重要である。また、個人の健康状態の中でも、子供の健康は、現時点の貧困と次世代の貧困をつなぐ鍵であるから、経済発展を動的に捉える上で欠かせない指標となる。これらの理由から本章¹では、子供の健康状態を示す重要な指標の1つである子供の栄養状態（栄養失調）に着目し、その決定要因に関する実証分析を行なう。

世界の途上国を概観した場合、平均の所得水準から期待される水準よりも、子供の栄養状態がよいのがサブサハラ・アフリカ（以下では単にアフリカと表記する）、悪いのが南アジアである[上山・黒崎 2006; Ueyama 2006: Chap.2]。南アジアに比べて、アフリカの方が、1人当たり国民所得が低く、貧困者比率が高く、1人当たり食料供給量が1日当たり200キロカロリー以上少ないにもかかわらず、なぜアフリカで子供の栄養失調が相対的に少ないのかは、「アジアの謎」(Asian Enigma)として関心が持たれてきた[Smith et al. 2003]²。本章は、このコントラストの背後には家計内資源配分メカニズムの違いがあるという理論的仮説に基づいて、女性が主に自家消費作物を栽培し、その生産、消費、販売権を持つアフリカでは、母親の農業従事が子供の栄養状態に対して、父親のそれよりも強いプラスの影響を与えるという実証仮説を導出し、両地域21国、32調査のDHSマイクロデータを用いたマイクロ計量モデルの推定によって検証することを試みる。計量モデルでは全32調査共通に、子供の体位（体重・身長）が被説明変数、父親・母親の農業従事を含む様々な家計レベルの変数が説明変数として用いられる。子供の健康状態の決定要因に関するマイクロ計量

¹ 本章は、Kurosaki and Ueyama [2002]を改訂・拡張したものである。拡張された推定結果は、Ueyama [2006: Chap.5]に基づく。

² アフリカと南アジアの人種的な差異が、子供の健康、栄養状態の相違と関連するのではないかという直感的な疑問に関しては、WHOの調査により「世界中の子供(幼児)に対して、健康上理想とされる体格基準に、潜在的な違いはない」との結論が出ている[WHO 2006]。

経済学的な実証研究は、家計内資源配分メカニズムとの関連で、近年その数が増えている（次節参照）。しかし統一的なマイクロ計量モデルを、多くの国のマイクロデータを用いて各国別に推定し、その推定結果を国ごとや地域間で比較する研究は少なく³、この「国際比較マイクロ計量経済学」とも言うべきアプローチをとっている点に、本章の分析の最大の特徴がある。

分析結果からは、南アジアの各国では、母親の農業従事は子供の栄養状態改善に役立っていない、もしくは父親、母親の農業従事が子供の体重・身長に与える影響に違いがないのに対し、アフリカの多くの国では、父親の農業従事に比べて相対的に、母親の農業従事が子供の体重・身長改善にプラスの影響を与える傾向が明らかになった。この定量的なファインディングを、家計内資源配分メカニズム、とりわけ農業における性別分業の大陸間の差異がもたらすバーゲニング過程の違いとして理解することを試みる。

2. 分析枠組

2.1 家計内資源配分の理論モデル

近年、開発経済学において急激な伸展を見せているのが、家計内資源配分に関する理論的・実証的研究である。この背景には、国連のミレニアム開発目標(Millennium Development Goals)に代表されるように、途上国の貧困削減が至急の課題となっていることがある。より効果的な貧困削減政策を実施する上で、家計内資源配分のメカニズムを理解することが不可欠となっているのである。

家計内資源配分のメカニズムを実証的に分析するために欠かせないのが、詳細なマイクロデータである。途上国に関する代表的かつ個票レベルでの公開が進んだマイクロデータには、世界銀行の生活水準指標調査(Living Standards Measurement Study: LSMS) [Grosch and Glewwe 2000]、人口保健調査(Demographic and Health Survey: DHS)などがある⁴。これらのデータの整備が、途上国における家計内資源配分の理論・実証研究の基礎となっている。

途上国の家計内資源配分において重要なイシューには、世帯員間の消費の配分、貯蓄や

³ 多くの途上国のマイクロデータに統一的なマイクロ計量モデルを適用し、家計内資源配分の実証研究を行なった既存研究として、Quisumbing and Maluccio [2003]、Smith et al. [2003]などが挙げられる。

⁴ LSMS のウェブサイトは <http://www.worldbank.org/lsmc/>、DHS のウェブサイトは <http://www.measuredhs.com> である。

人的投資といった異時点間の資源配分、労働と余暇の時間配分、自営業（農家など）の場合の生産や投資の決定等が挙げられる。これらを分析する古典的なモデルが、Singh et al. [1986]に集成されている「農家モデル」(agricultural household models)であり、生産者としての農家の行動と消費者としての行動とが同時に決定されることがもたらす相互連関、とりわけ市場に不完備性が存在する場合に、消費者としての家計の特徴が生産や投資に影響を与えることを分析するための基本的な分析枠組となっている⁵。

Singh et al. [1986]等のモデルは、家計をあたかも単一の経済主体であるかのようにみなしたミクロ理論であることから、その後、「ユニタリー・モデル」(unitary household models)とも呼ばれるようになった。完備市場の下でのユニタリー・モデルにおいては、子供への教育および健康面での人的投資を決定する唯一の要因は収益率である。貧困世帯の子供の健康状態が悪く、女子の健康が男子よりも悪いのは、人的投資の収益率、とりわけ女子の収益率が貧困世帯にとって低いためと説明される[Rosenzweig and Schultz 1982]。不完備市場、例えば信用市場の不完全性ゆえに家計が借入制約下にある場合のユニタリー・モデルにおいては、人的投資を決定する要因として、収益率に加えて、家計に利用可能な信用アクセス、具体的には手持ち資金や物的資産が重要になる。貧困世帯の子供の健康状態が悪く、女子の健康が男子よりも悪いのは、担保になる資産を持たないがゆえに家計が信用制約に直面しているからであると解釈できる。以上は、子供の健康のための支出を人的投資として捉えた議論であるが、子供への支出は親の満足を引き上げるという意味で消費財という側面も持つ。この場合、完備市場・不完備市場を問わず、家計の嗜好(preferences)と家計の利用可能な資源の総額によっても、子供の健康のための支出が影響を受けることになる。

しかし LSMS や DHS あるいはその他各国個別のミクロデータを用いた実証分析からは、ユニタリー・モデルの含意がしばしば棄却されることが、明らかになってきた[Haddad et al. 1997]。例えば、家計の所得は常にプールされるがゆえに、そのお金を誰が入手したかは子供の健康状態に影響を与えないというユニタリー・モデルの含意は、Thomas [1990]によって棄却され、母親の得た不労所得の方が子供の健康の改善につながることを示された。家計内の生産資産の利用はパレート効率的でなければいけないという含意は、ブルキナファソの農業を分析した Udry [1996]によって棄却され、父親が管理する圃場の方が母親の管理

⁵ 農家モデルの日本語での紹介は黒崎 [2001: 1-3 章]を参照。このモデルの形成に日本の「農家主体均衡論」があったことについては、尾関・佐藤 [2007]を参照。

する圃場よりも効率的に経営されていることが明らかになった。

そこで近年は、それぞれ異なった嗜好を持つ個人間のバーゲニングの結果として家計内資源配分を理解するモデル(non-unitary household models)の分析が、盛んになっている[Haddad et al. 1997; 上山・黒崎 2004; Fuwa et al. 2006]。バーゲニング過程を明示的にモデルにとり入れることにより、家計の利用可能な資源の合計や、個人の嗜好、そして相対価格などの市場条件に変化がなくとも、父親と母親の間の交渉力に変化が生じれば、家計内資源配分に変化が生じることを数理モデルとして示すことができる⁶。本章の課題に即して言えば、父親がタバコなどの消費財に強い嗜好を持ち、母親が子供の健康のための支出に強い嗜好を持っている場合に、母親の交渉力が強い家計ほど、同じ所得でも子供の健康のための支出が多くなるのが、理論的に示唆される。Quisumbing and Maluccio [2003]は、結婚時に妻が持参した財産を交渉力の操作変数に用いたマイクロ計量分析により、この理論的關係が多くの上国において支持されることを実証している。Smith et al. [2003]は、南アジア、アフリカ、ラテンアメリカ 36 カ国の DHS データを利用して、女性の家計内での相対的に高い意思決定力、コミュニティにおける男女の平等度が子供の栄養失調削減に役立つことを示し、特に、一般に女性の地位が低い南アジアで、女性の地位上昇が子供の健康状態を高めることを明らかにした。

2.2 本章の実証戦略

前項の議論を集約して図 1 に示す。横軸は家計の利用可能な資源の総額、縦軸は子供の健康状態である。A 点を通る曲線は、家計が豊かになるにつれて子供の健康支出が増えるがゆえに子供の健康状態も改善することを、平均的な家計に関して示している。この曲線は、例えば家計のバーゲニング過程の違いによってシフトする。母親の方が父親よりも低い主観的割引率を持ち、子供の将来の厚生を高く評価する嗜好を持つとしよう。A 点に対応する家計の総資源の下で達成される子供の健康状態は、父親が世帯主として独裁的に家計内資源配分を決める世帯では子供の健康のための支出が減るために B_1 、母親の交渉力が強く彼女の嗜好が一義的に家計内資源配分を決める世帯では子供の健康のための支出が増えるために C_1 となるであろう。

この曲線はまた、家計レベルの食糧安全保障の状況によってもシフトする。平均的な家計よりも主食を安定的かつ相対的に安価に手に入れることができる家計においては、A 点

に対応する家計の総資源の下で達成される子供の健康状態は C_1 、他方、家計の食糧保障に不安が大きければ B_1 となるであろう。食料市場が不完備な途上国農村において、自家消費作物の生産を含めた食料へのアクセスが、家計レベルの食糧安全保障にとって重要な役割を果たすことは、Fafchamps [1992]、Kurosaki and Fafchamps [2002]、Kurosaki [2006]などが明らかにしている。

いずれの場合も、図 1 の曲線のシフトを考慮せずに家計の総資産ないし総消費（ないしそれらの決定要因）に子供の健康状態を回帰分析することは、バイアスをもたらす。極端な場合、観察値が図 1 の A 、 B_2 、 C_2 に対応していたならば、家計が豊かになるほど子供の健康状態が悪化するという誤った結論を出しかねない。

そこで本章では、図 1 の曲線をシフトさせる要因として、父親、母親の農業従事に着目する。これは、アフリカと南アジアでは、農業の性別分業が異なっているという人類学的な観察に基づいている。Boserup [1970]や Whitehead [1985; 1990]によると、アフリカ農業での性別分業は"sex-segregated"であり、生産から収穫・利用・消費までのプロセスを作物や圃場ごとに、家計内で男女が別々に責任をもって行なう傾向が強く、他方、南アジア農業での性別分業は"sex-sequential"、すなわち男性世帯主がこれらのプロセスをすべて管理しつつも、農作業ごとに男女で別々の分担を行なう傾向が強い⁷。家計の食糧安全保障という点では、家計内で食糧が生産されることは父親、母親のどちらが農業に従事するかにかかわらずプラスの効果を持つことが期待される。他方、バーゲニング過程という観点からは、父親と母親の農業従事では意味が異なり、アフリカの農業性別分業システムの下で母親が農業に従事したときの方が、図 1 の曲線を上方にシフトさせる効果が強いと考えられる。そこで、以下のマイクロ計量モデルを、各国のクロスセクション・データを用いて推定する：

$$Y_{ih} = a_0 + a_f X_h^f + a_m X_h^m + X_i b_1 + X_h b_2 + u_{ih}, \quad (1)$$

ただし Y_{ih} は家計 h に属する子供 i の健康状態、 X_h^k はその家計における親の農業従事状況を示す変数 ($k=f$ が父親、 $k=m$ が母親)、 X_i は子供の特徴を表わす諸変数のベクトル、 X_h は家計の特徴を表わすその他の諸変数のベクトル、 u_{ih} は誤差項、 a_0 、 a_f 、 a_m (スカラー)

⁶ 例えば不破他 [2006]の第 2 節に示された理論モデルを参照。

⁷ この対比は大局的なものであり、南アジア、アフリカとも地域内で様々な農業分業形態が観察される。アフリカにおける作物レベルの分業、すなわち"male crops vs. female crops"の地域的多様性に関しては、Ueyama [2006: Chap.5]を参照。

と b_1 、 b_2 (ベクトル) が推定するパラメータである。 X_h が全体として、家計総資源・消費の決定要因や、消費嗜好の差異などをコントロールする。

推定結果のうちわれわれが着目するのは、パラメータ a_f と a_m の差が、各国間でどのように異なるのか、とりわけアフリカ諸国と、南アジア諸国との間でどのように異なるのかである。各国間では平均の子供の健康状態 a_0 や、各説明変数の平均水準などの違いも大きい。これらの平均の違いを国レベルでの食糧供給の違いなどに結び付けて解釈する際には、もともとなる調査そのものの比較可能性などが問題になる。そこで、平均ではなく平均からの分散がある説明変数によって説明される度合が各国間でどのように異なるかを比較する。これが本章の採用する「国際比較マイクロ計量経済学」のアプローチである。

2.3 データ

本章の分析に必要なのは、(1)式を共通の定義による諸変数、それもできるだけ比較可能な調査に基づくマイクロデータを用いて、できるだけ多くの国について推定することを可能にするデータである。そこで本章では、1990年代初頭以降、アフリカと南アジアで集められた、21カ国、32調査の DHS ミクロデータを使用する。

これら 32 の DHS 調査は、15 歳から 49 歳までの再生産可能年齢の女性を母集団とした、国レベルで代表性のあるサンプル調査である。標本数は多くの調査でおよそ 5,000 から 8,000 人前後であるが、超大国インドの場合には約 9 万人のサンプルがとられている。女性への質問票には、本人の年齢・教育・就業などの基礎情報、生涯の再生産記録、避妊、子供の健康状態、家計内での女性の地位などの広範な情報が含まれる。配偶者への質問票、家計に関する質問票も同時に用いられている。DHS データは、子供の体格 (体重・身長) や健康状態に関する情報が詳細である反面、家計の総所得・総消費に関する情報が少ない。とはいえ所得や消費は内生性が高いため、図 1 の横軸に当たる変数に関してはいずれにしてもその操作変数が必要となる。DHS には家計の各種資産 (家屋の詳細、自転車・車等の保有など) に関する情報が含まれるため、これらの変数を図 1 の横軸のための操作変数とみなし、実証モデル(1)のベクトル X_h として用いる。

推定に用いるサンプルは、5 歳未満の子供である⁸。子供の健康状態に対応する被説明変数 Y_{ih} として、本章は子供の栄養水準、具体的には、体重(weight-for-age)と身長(height-for-age)

⁸ 一部の調査では、3 歳未満の子供のみ身長、体重の情報が得られるため、サンプルを 3 歳未満に限定している。該当国、調査については表 2 を参照のこと。

に着目する。両者は、異なる栄養失調の側面を示す指標であり、低身長は慢性的な栄養失調による長期的な成長の遅れを、低体重は急性の栄養失調状態を、それぞれ表す。実際の推計では、身長、体重を、「Z 値」（基準中間値"reference median"からの乖離を、基準標準偏差"standard deviation of reference population"によって正規化した偏差）に変換したものをを用いる。一般に子供の体重や身長を国際比較を、Z 値によって行なう場合、基準値が適切かどうかという問題が深刻になる。そこで本章の「国際比較マイクロ計量経済学アプローチ」においては、WHO 基準によって計算した Z 値について、各国の平均の比較は行なわない。国際比較するのはあくまで、親の農業従事が Z 値の各国内分散とどう相関しているかの父親・母親間の差異（パラメータ a_f と a_m の差）である。言い換えると、基準値が適切かどうかは、比較対象としないパラメータ a_0 という各国固有の効果として、正確にコントロールされているのが本章の分析なのである。

(1)式の説明変数は、21 カ国、32 調査の DHS からほぼ共通して得ることのできる変数に限った。以下の分析では、変数 X_h^k として父親・母親それぞれの農業従事ダミー変数、子供の特徴を表わす X_i として年齢と双子ダミー、家計の特徴を表わす X_h として父親・母親それぞれの教育水準ダミー、電化ダミー、各種資産所有ダミー、住居の特徴を用いた⁹。ダミー変数が多くなり、いくつかの国の DHS で得られる、より詳細な世帯特徴情報を利用していないという点で、一国レベルのマイクロ計量分析よりも粗い分析となっていることは否めないが、このコストを上回る便益が国際比較マイクロ計量経済学の分析によって得られるという期待が、本章の執筆動機の 1 つである。

3. 推定結果

アフリカの例としてナイジェリア 1990 年 DHS、南アジアの例としてインドの 1992 年 DHS を利用し、それぞれの国の農村部のデータに関し(1)式を推定した結果を、表 1 に示す。両国とも、体重・身長とも、推定モデルは全体として統計的に有意である。

父親・母親それぞれの教育水準は 4 つの推定モデルすべてにおいて有意に正の係数を持ち、その効果は教育水準が高くなるにつれて強まる。すなわち親の教育は子供の体重・身長を改善する傾向がある。これは、親の教育水準が家計の所得水準を決める重要な要因であるという「所得効果」、教育を受けた親の方が子供の健康改善のための知識が多いという

「教育効果」、教育を受けた親の方が子供の「質」を重んじるという「嗜好効果」等を総合的に示していると解釈できる。電化ダミー、各種資産所有ダミーの多く、住環境なども、子供の健康とプラスに相関しており、主に所得効果を表わしていると解釈できる。これらの説明変数の効果に関し、ナイジェリアとインドの間に質的な差は見られない。

他方、親の農業従事者が子供の健康とどう相関しているかの父親・母親間の差異（パラメータ a_f と a_m の差）を見ると、両国間の差異が明確である。ナイジェリアの子供の体重では、父親の農業従事ダミーの係数はマイナスだが統計的に有意ではなく、母親の農業従事ダミーの係数は有意にプラスである。子供の身長への影響を見るとやはり、母親の農業従事ダミーの係数は有意にプラスである（父親の農業従事の影響は身長に対しては有意にマイナスとなる）。これらは、ナイジェリアにおける女性の農業での役割が、交渉力の向上を通じて子供の健康改善につながっている可能性を示唆する。

インドでは逆に、父親の農業従事ダミーの係数は体重・身長ともにプラスに有意、母親の係数はマイナスで、体重に対してのみ統計的に有意である。南アジア農業での性別分業が"sex-sequential"であることは、性を問わず親の農業従事が家計の食糧安全保障効果を持つとの前節の議論からは、母親の係数の方がよりマイナスであることを説明できない。インド農村の場合、家計での農業従事は食糧安全保障の効果を持つため、この効果だけ見れば父親・母親ともに若干のプラスとなるはずである。他方、外部からの調査者に対して世帯主が、自分の妻は農業に従事していると答えることは、女性隔離（パルダ: *purdah*）という南アジアの社会的習慣¹⁰の下で抵抗がある。困窮世帯であるがゆえに母親が農業賃労働者としてフルタイムで農業に従事していて初めて、その夫は彼女を農業従事者と答える傾向があるというインド農村の実態を考慮すると、インドの DHS データにおける母親の農業従事ダミーは困窮世帯であることの代理変数となっている可能性がある。世帯の困窮度に関するコントロール変数がベクトル X_h の中に十分に含まれていないがゆえに、母親の農業従事ダミーが困窮世帯である効果を拾ってしまい、マイナスの係数を持ったと解釈できる。母親の農業従事ダミーが子供の体格にマイナスの影響を持つという傾向は、次表で見るように、南アジア全域に広く見られる。また、南アジアの農業においては、母親が農業に従事した場合でも、農産物の処分権は基本的に世帯主である父親に属するため、"sex-segregated"な性別分業の傾向を持つアフリカで母親が農業に従事したときのように、

⁹ ただし資産のリスト、住居の特徴の具体的な変数については、国ごとにやや違いがある。

¹⁰ 南アジアのパルダについて詳しくは、押川 [1997]を参照。

子供に恩恵が行かない可能性も示唆していよう。

ナイジェリアとインドの事例をまとめると、ナイジェリアではパラメータ a_m (母親の農業従事の子供の栄養改善に結びつく度合) がパラメータ a_f (父親のそれ) よりも顕著に大きく、統計的に有意に正の符号を持つ反面、インドではこのような関係が検出されない。2カ国の事例のみに基づいて、このコントラストを、農業における性別分業の違いに基づく家計内資源配分ルールの違いが反映したものと解釈することは難しい。そこで、DHS の強みを生かし、アフリカ 17 カ国 27 調査、南アジア 4 カ国 5 調査のマイクロデータを用いて(1)式を推定した結果を表 2 と表 3 に示す。スペースの都合で、表にはパラメータ a_f と a_m のみを報告するが、すべての事例において表 1 と同様の説明変数が入っており、親の教育や家計の資産は表 1 と定性的に同様の効果を持つことが判明している。

南アジアに関しては、5 つの事例すべてにおいて、母親の農業従事の子供の体重・身長にマイナスの効果を持ち、事例によっては統計的に有意な場合もあるという結果になった。父親の農業従事の影響に関しては、プラスとマイナスの符号両方が観察され、それぞれの符号に関して統計的に有意な例がある。しかし a_f と a_m の差という観点で見ると、 $a_m - a_f$ が統計的に有意にプラスの値をとる例は 1 つもない。すなわち母親の農業従事ダミーが母親の家計内交渉力向上を通じて子供の栄養状態改善につながる可能性は、南アジアでは明確に棄却された。

他方アフリカ諸国の推定結果を見ると、統計的に有意でない事例が多いため、全体としては明確でない結果といわざるを得ない。とはいえ、統計的に有意な a_f または a_m が検出された事例に関しては、ナイジェリア 1990 年のパターン、すなわち母親の農業従事は父親の農業従事よりも子供の栄養状態改善につながる効果が強い傾向が強く見出されている。例えば、ブルキナファソ 1992 年、カメルーン 1991 年、ケニヤ 1993 年と 1998 年、マリ、マラウィ 1992 年、ナイジェリア 1999 年、タンザニア 1992 年と 1996 年、トーゴ、ジンバブエ 1999 年などである。インドのように母親の農業従事の係数 a_f が有意にマイナスであり、 $a_m - a_f$ がプラスになったのは、コートジボアール、カメルーン 1991 年、ガーナ 1993 年と 1998 年、ルワンダなど、かなり少数であった。

なお、体重に関する Z 値は、栄養失調の子供が標準体重に改善する場合にも大きくなるが、標準体重の子供が肥満になる場合にも大きくなるため、貧困分析に不適切な側面もある。そこで、本章で用いた Z 値を、栄養失調とみなされない領域はゼロに変換し、Z 値がこれを下回る部分のみを 2 乗してマイナスの符号をつける手法、すなわち所得貧困分析で

用いられる「2 乗貧困ギャップ」に類似した方法で被説明変数を定義し直した場合にも、推定結果は本章で報告したものと定性的に同じであった[Ueyama 2006: Chap.5]。すなわち本章の分析結果は頑健なものであることが確認できた。

4. 結び

以上本章では、子供の健康状態を表わす指標としての体位（体重・身長）がどのように決定されるかについて、サブサハラ・アフリカ 17 カ国 27 調査、南アジア 4 カ国 5 調査のマイクロデータを用いて分析した。各国の子供の平均的な健康状態ではなく、各国内の健康状態の分散が、どのような要因によって説明されるかを比較するという、「国際比較マイクロ計量経済学」とも言うべきアプローチをとった点に、本章の分析の最大の特色がある。

子供の体重・身長という被説明変数に対する説明変数として、家計や子供の特徴に加えて父親、母親の農業従事を入れた統一的なマイクロ計量モデルを推定した結果、南アジアの各国では、母親の農業従事は子供の栄養状態改善に役立っていない、もしくは父親、母親の農業従事が子供の体格に与える影響に違いがないのに対し、アフリカの多くの国では、父親の農業従事に比べて相対的に、母親の農業従事が子供の体格改善にプラスの影響を与えるという傾向が明らかになった。本章はこの原因として、アフリカと南アジアにおける農業性別分業の違いがもたらす家計内資源配分のバーゲニング過程の違いが重要であるとの解釈を示した。一般に、アフリカ農業の性別分業では、生産から収穫・利用・消費までのプロセスを作物や圃場ごとに男女が別々に責任をもって行なう傾向が強いため、母親が農業に従事することは、家計内資源配分において子供の栄養改善につながる財（子供の消費する食糧など）への優先的配分につながると考えられる。他方南アジア農業においては、男性世帯主が生産から消費までのプロセスをすべて管理しつつも、農作業ごとに男女で別々の分担を行なう傾向が強く、社会的な女性隔離の習慣の下で女性が明示的に農業に従事することを嫌う嗜好も強いなどの理由から、母親の農業従事は子供の栄養状態にプラスの効果をはほとんど持たないと考えられる。

本章の分析結果が持つ政策インプリケーションを 1 つ挙げておきたい。農業の新技術の導入、例えば西アフリカにおける改良稲の導入は、農家の所得だけでなく家計内資源配分のルールにも影響を与える[e.g., Dey 1981, Doss 2001]。仮に新技術が所得を引き上げたならば、直接的な所得効果として子供の健康の改善が期待されるが、総体の効果としてもプラ

スになるかどうかは予断を許さない。改良品種の導入が母親の管理する圃場や作物の領域を縮小して母親の交渉力を引き下げると、子供の健康に悪影響が生じ得るためである。開発政策の帰結はしたがって、家計内資源配分の特徴に十分配慮した実証研究の裏づけを持って分析される必要がある。

本章が示したマイクロ計量分析結果の解釈は、暫定的なものにすぎない。アフリカと南アジアの間に検出された同じコントラストを、別のストーリーによって説明することも可能であろう。農業の性別分業の差異が重要であることを示すには、母親・父親の農業従事者だけでなく、より詳細な生業構造と性別時間配分のデータを分析することが望ましい。農業の性別分業の差異が家計内資源配分の交渉力に影響するという仮説についても、交渉力をより直接的に計測し、その決定要因を明らかにする分析が必要である。これらの分析を今後の課題としたい。

引用文献

- Boserup, E. [1970], *Women's Role of Economic Development*, London: Allen and Unwin.
- Dey, J. [1981], "Gambian Women: Unequal Partners in Rice Development Project," *Journal of Development Studies*, vol.17, no.3, pp.109-22
- Doss, C.R. [2001], "Designing Agricultural Technology for African Women Farmers: Lesson from 25 Years of Experience," *World Development*, vol. 29, no.12, pp.2075-2092.
- Fafchamps, M. [1992], "Cash Crop Production, Food Price Volatility, and Rural Market Integration in the Third World," *American Journal of Agricultural Economics*, vol.74, no.1, pp.90-99.
- Fuwa, N., S. Ito, K. Kubo, T. Kurosaki, and Y. Sawada [2006], "Introduction to A Study of Intrahousehold Resource Allocation and Gender Discrimination in Rural Andhra Pradesh, India," *Developing Economies*, vol.44, no.4 (December), pp.375-97.
- 不破信彦・伊藤成朗・久保研介・黒崎卓・澤田康幸 [2006], 「インド農村部における児童労働・就学と家計内資源配分」『経済研究』 vol.57, no.4 (October), pp.328-343.
- Grosh, M. and P. Glewwe (eds.) [2000], *Designing Household Surveys: Questionnaires for Developing Countries---Lessons from 15 Years of the Living Standards Measurement Study*, Washington D.C.: World Bank.
- Haddad, L., J. Hoddinott, and H. Alderman (eds.) [1997], *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods, and Policy*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- 黒崎卓 [2001], 『開発のミクロ経済学---理論と応用---』 岩波書店.
- Kurosaki, T. [2006], "Labor Contracts, Incentives, and Food Security in Rural Myanmar," COE Discussion Paper no.134, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Kurosaki, T. and M. Fafchamps [2002], "Insurance Market Efficiency and Crop Choices in Pakistan," *Journal of Development Economics*, vol.67, no.2 (April), pp.419-453.
- Kurosaki, T. and M. Ueyama [2002], "Micro Household Surveys and Development Microeconomics: With Special Emphasis on Child Health and Intrahousehold Resource Allocation in Sub-Saharan Africa and South Asia," in T. Sakurai, J. Furuya, and H. Takagi (eds.), *Economic Analyses of Agricultural Technologies and Rural Institutions in West Africa*, Tsukuba: Japan International Research Center for Agricultural Sciences.

- 押川文子編 [1997], 『南アジアの社会変容と女性』 研究双書, no.470, アジア経済研究所.
- 尾関学・佐藤正広 [2007], 「農家簿記からハウスホールドの実証研究へ」『経済研究』印刷中.
- Quisumbing, A.R., and J.A. Maluccio [2003], "Resources at Marriage and Intrahousehold Allocation: Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Indonesia, and South Africa," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, no.3, pp.283-327.
- Ranis, G. and F. Stewart [2005], "Dynamic Links between the Economy and Human Development," DESA Working Paper No.8, United Nations, Department of Economics and Social Affairs, November 2005.
- Rosenzweig, M. and P. T. Schultz [1982], "Market Opportunities, Genetic Endowments, and Intrafamily Resource Distribution: Child Survival in Rural India," *American Economic Review*, vol.72 no. 4, pp. 803-815
- Sen, A.K. [1985], *Commodities and Capabilities*, Elsevier (鈴木興太郎訳『福祉の経済学：財と潜在能力』岩波書店、1988).
- Smith, L.C. , U. Ramakrishnan, A. Ndiaye, L. Haddad, and R. Martorell [2003], "The Importance of Women's Status for Child Nutrition in Developing Countries," Research Report 131, Washington D.C.: International Food Policy Research Institute.
- Thomas, D. [1990], "Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach," *Journal of Human Resources*, vol.25, no.4 (Fall), pp.635-664.
- Singh, I., L. Squire, and J. Strauss (eds.) [1986], *Agricultural Household Models: Extensions, Applications, and Policy*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Udry, C. [1996], "Gender, Agricultural Production and the Theory of the Household," *Journal of Political Economy*, vol.104, no.5 (October), pp.1010-1046.
- Ueyama, M. [2006], *Women's Role in Agriculture and its Effect on Child Health in Sub-Saharan Africa through Intrahousehold Resource Allocation*, unpublished Ph.D. Dissertation, Hitotsubashi University.
- 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.
- Whitehead, A. [1985], "Effects of Technological Change on Rural Women: A Review of Analysis and Concepts," in I. Ahmed (ed.), *Technology and Rural Women*, London.

----- [1990], "Rural Women and Food Production in Sub-Saharan Africa," in J.P. Dreze and A.K. Sen (eds.), *The Political Economy of Hunger, Volume 1*, Oxford: Clarendon Press.

WHO [2006], "World Health Organization releases new child growth standards. Standards confirm that all children worldwide have the potential to grow the same," Geneva: WHO (<http://www.who.int/mediacentre/news/releases/2006/pr21/en/index.html>).

表1. ナイジェリアとインドにおける子供の体重・身長(Z値)の決定要因

	ナイジェリア (1990)				インド (1992)			
	体重 (weight for age)		身長 (height for age)		体重 (weight for age)		身長 (height for age)	
親の農業従事ダミー								
父親	-0.04	(-0.01)	-12.97	(-2.18)**	4.03	(2.56)***	5.78	(2.43)**
母親	15.99	(3.26)***	21.79	(3.60)***	-3.65	(-1.95)**	-4.77	(-1.62)
子供の属性								
双子ダミー	-41.09	(-6.03)***	-41.19	(-4.89)***	-30.60	(-7.47)***	-31.15	(-5.03)***
年齢	-21.20	(-17.1)***	-36.56	(-23.95)***	-24.64	(-41.2)***	-41.19	(-45.71)***
家計の属性								
父親の教育								
初等教育修了ダミー	14.68	(2.98)***	12.21	(2.01)**	3.72	(1.99)**	4.86	(1.70)*
中等教育修了ダミー	18.63	(2.95)***	18.90	(2.42)**	12.90	(6.66)***	9.32	(3.25)***
高等教育修了ダミー	29.18	(2.99)***	33.02	(2.74)***	14.93	(4.65)***	12.63	(2.66)***
母親の教育								
初等教育修了ダミー	5.04	(1.04)	3.22	(0.54)	13.10	(6.61)***	24.51	(8.01)***
中等教育修了ダミー	12.29	(1.82)*	9.02	(1.08)	28.77	(13.5)***	44.66	(14.27)***
高等教育修了ダミー	56.85	(3.65)***	72.64	(3.78)***	47.60	(10.4)***	62.20	(9.22)***
電化ダミー	23.43	(4.32)***	29.51	(4.41)***	11.72	(7.23)***	20.44	(8.24)***
テレビ所有ダミー					5.29	(2.53)**	7.76	(2.50)**
冷蔵庫所有ダミー	17.34	(2.89)***	23.76	(3.20)***	16.70	(5.31)***	13.74	(3.05)***
自転車所有ダミー					-5.88	(-4.20)***	-6.38	(-3.04)***
オートバイ所有ダミー					8.53	(3.09)***	17.25	(4.28)***
四輪車所有ダミー	13.54	(2.12)**	28.86	(3.66)***	19.06	(3.19)***	0.35	(0.04)
住居の部屋数	12.07	(2.65)***	15.19	(2.70)***				
トイレ整備ダミー	-10.81	(-2.41)**	-17.19	(-3.10)***	19.39	(10.91)***	13.85	(5.37)***
水道整備ダミー					5.12	(3.23)***	3.83	(1.62)
切片	-128.51	(-19.9)***	-119.58	(-15.04)***	-188.64	(-98.4)***	-172.64	(-60.08)
標本数	5343		5343		35327		26603	
F値 (statistics for zero slope)	38.25	***	58.84		237.26	***	211.3	***
決定係数	0.094		0.140		0.107		0.125	

出所: DHSマイクロデータを用いた筆者によるOLS推定(以下の表も同じ).

注: かつこ内はt値(*** 1%, ** 5%, * 10%有意).

表2. 父親・母親の農業従事ダミーの係数推定量(被説明変数=体重 "weight for age"のZ値)

	調査年	父親の農業従事ダミー		母親の農業従事ダミー		標本数		
サブサハラ・アフリカ								
Benin (*)	1996	-0.04	(-0.52)		0.05	(0.95)	2066	
Burkina Faso	1992	-0.21	(-3.55)	---	-0.09	(-1.17)	3681	
Burkina Faso	1998	0.05	(0.81)		-0.05	(-1.09)	3384	
Cameroon	1991	-0.12	(-1.64)		0.14	(2.23)	+++	2110
Cameroon (*)	1998	-0.01	(-0.07)		0.09	(1.10)		1485
Cote d'Ivoire (*)	1994	-0.12	(-1.56)		-0.14	(-1.63)		1543
Ghana (*)	1993	-0.04	(-0.51)		-0.32	(-4.08)	---	1472
Ghana	1998	0.03	(0.47)		-0.19	(-3.64)	---	2449
Kenya	1993	-0.09	(-2.30)	--	0.17	(0.41)		4370
Kenya (*)	1998	-0.16	(-1.66)	-	0.00	(0.01)		1114
Malawi	1992	-0.12	(-1.46)		-0.04	(-0.29)		1376
Malawi	2000	-0.02	(-0.79)		-0.01	(-0.42)		8728
Mali (*)	1995	-0.17	(-3.25)	---	0.03	(0.53)		4313
Niger	1992	-0.16	(-3.06)	---	-0.28	(-4.43)	---	3892
Niger (*)	1998	-0.06	(-1.30)		-0.17	(-0.37)		3663
Nigeria	1990	-0.07	(-1.40)		0.17	(3.72)	+++	5342
Nigeria (*)	1999	-0.17	(-1.26)		0.40	(2.43)	++	1330
Rwanda	1992	-0.08	(-1.55)		-0.14	(-1.86)	-	3968
Senegal	1992	-0.17	(-3.21)	---	-0.16	(-2.77)	---	3461
Tanzania	1992	-0.11	(-2.63)	---	-0.01	(-0.36)		5469
Tanzania	1996	-2.28	(-0.52)		2.61	(0.77)		4829
Togo (*)	1998	-0.08	-1.47		0.04	0.73		3154
Uganda (*)	1995	-0.06	(-1.25)		-0.04	(-0.96)		3884
Zambia	1992	-0.09	(-1.90)	-	-0.11	(-2.25)	--	4502
Zambia	1996	0.04	(1.01)		-0.16	(-4.05)	---	5086
Zimbabwe (*)	1994	-0.09	(-1.36)		0.01	(0.19)		1890
Zimbabwe	1999	-0.03	(-0.50)		-0.05	(-0.77)		2436
南アジア								
Bangladesh	1999	-0.02	(-0.67)		-0.06	(-1.30)		4617
India (*)	1992	0.04	(2.87)	+++	0.00	(0.00)		35330
Nepal (*)	1996	-0.02	(-0.59)		-0.09	(-1.95)	-	3626
Nepal	2001	-0.09	(-3.50)	---	-0.08	(-2.16)	--	5852
Pakistan	1990	-0.07	(-1.17)		-0.28	(-2.49)	--	3892

注

(1) かつこ内はt値。記号は、"+++"=1%水準で有意にプラス、"++"=5%水準で有意にプラス、"+"=10%水準で有意にプラス、"----"=1%水準で有意にマイナス、"---"=5%水準で有意にマイナス、"--"=10%水準で有意にマイナス。

(2) 国名の後に(*)が着いている調査については、サンプルは3歳未満の子供。それ以外については、5歳未満の子供。

(3) すべての事例について、表1と同様の説明変数を加えたモデルを推定し、親の農業従事ダミーの係数のみをこの表に報告する。詳しい推定結果は筆者まで請われたい。

表3. 父親・母親の農業従事ダミーの係数推定量(被説明変数=身長 "height for age"のZ値)

	調査年	父親の農業従事ダミー			母親の農業従事ダミー			標本数
サブサハラ・アフリカ								
Benin (*)	1996	-0.07	(-0.87)		-0.05	(-0.81)		2066
Burkina Faso	1992	-0.18	(-2.75)	---	-0.09	(-1.09)		3681
Burkina Faso	1998	0.01	(0.13)		-0.03	(-0.52)		3384
Cameroon	1991	-0.04	(-0.51)		-0.15	(-2.08)	--	2110
Cameroon (*)	1998	-0.07	(-0.65)		0.02	(0.22)		1485
Cote d'Ivoire (*)	1994	-0.12	(-1.39)		-0.17	(-1.85)	-	1543
Ghana (*)	1993	0.02	(0.19)		-0.36	(-4.30)	---	1472
Ghana	1998	0.05	(0.67)		-0.20	(-3.08)	---	2449
Kenya	1993	-0.03	(-0.64)		0.08	(1.75)	+	4370
Kenya (*)	1998	0.09	(0.78)		-0.04	(-0.30)		1114
Malawi	1992	-0.25	(-2.95)	---	-0.08	(-0.59)		1376
Malawi	2000	-0.03	(-0.99)		0.00	(-0.44)		8728
Mali (*)	1995	-0.13	(-2.09)	--	-0.05	(-0.97)		4313
Niger	1992	-0.18	(-2.92)	---	-0.21	(-2.74)	---	3892
Niger (*)	1998	-0.03	(-0.52)		-0.02	(-0.37)		3663
Nigeria	1990	-0.20	(-3.37)	---	0.22	(3.74)	+++	5342
Nigeria (*)	1999	-0.03	(-0.22)		0.38	(2.13)	++	1330
Rwanda	1992	-0.07	(-1.10)		-0.16	(-1.79)	-	3968
Senegal	1992	-0.17	(-2.91)	---	-0.28	(-4.45)	---	3461
Tanzania	1992	-0.16	(-3.43)	---	0.02	(0.60)		5469
Tanzania	1996	-0.10	(-1.90)	-	0.06	(1.46)		4829
Togo (*)	1998	-0.11	(-1.7)	-	0.11	(2.03)	++	3154
Uganda (*)	1995	-0.08	(-1.34)		-0.09	(-1.50)		3884
Zambia	1992	-0.66	(-1.24)		-0.13	(-2.36)	--	4502
Zambia	1996	-0.16	(-0.31)		-0.15	(-3.23)	---	5086
Zimbabwe (*)	1994	-0.10	(-1.51)		0.09	(1.34)		1890
Zimbabwe	1999	0.02	(0.20)		0.13	(1.65)	+	2436
南アジア I								
Bangladesh	1999	-0.04	(-0.84)		0.05	(0.87)		4617
India (*)	1992	0.04	(1.79)	+	-0.02	(-0.77)		35330
Nepal (*)	1996	-0.05	(-1.07)		-0.07	(-1.22)		3626
Nepal	2001	-0.10	(-3.12)	---	-0.10	(-2.29)	--	5852
Pakistan	1990	-0.06	(-0.76)		-0.12	(-0.83)		3892

注: 前表と同じ.