

社会経済格差と主観的な健康評価

—グアテマラにおけるラディノ乳幼児の健康評価の分析—

立命館アジア太平洋大学国際経営学部 中神正史

Abstract:

This study aims to examine whether the criteria of Guatemalan ladino mothers, which they use to evaluate their children's health, differ depending on their household socio-economic characteristics. The analysis indicates a variation in the mothers' perception of the condition of their children's health on the basis of household consumption levels.

1. はじめに

ラテンアメリカ諸国の多くは、文化のみならず社会経済的に異質な集団が混在する。このような多様性は、保健に関する施策の効果が、集団間で大きく異なることを示唆する¹。たとえば、ラテンアメリカでは、民族間での文化的な違いが大きく、健康に関する認識の違いが存在する²。認識の違いは、保健行動に影響を与え、保健に関する施策の効果に違いをもたらす³。

社会経済的に異なる集団間においても、健康に対する認識ならびに健康の評価基準の違いが存在する。所得、教育など社会経済的な地位が高い家計は、健康状態を生物医学の観点からより正確に判断し、健康状態を悪く評価する傾向がある (Sen 2002)。このような社会階層間の健康の評価基準の違いが重要であるのは、この点を考慮しないことにより、しばしば誤った判断が下されるからである。たとえば、罹患率は、社会経済的に高い階層に比べ、低い階層の方が高く報告される場合があるが、これは家計が報告した病気に関する情報を基に算出されるため、生じる現象である (Chen and Murray1992)。

一般的に、生物医学により定義される健康評価に比べ、主観的な健康評価は過大となる。主観的な健康評価は、現状の身体機能の状態により判断される傾向が

あるのに対し、生物学による評価では、将来的な身体機能の低下の可能性、潜在的な疾病の確率の違いを示す症状・指標なども含め判断されるためである。

社会経済的な地位が高い家計は、以下の理由により、健康状態をより生物学の観点からより正確に判断する可能性がある (Sen 1998)。第1は、所得・教育水準が高い階層は、生物学に関する情報をより多く持つ、生物学に関する情報にアクセスしやすい、あるいは生物学に関する情報を理解する能力が高い場合がある。第2は、所得が高い階層は、高度な医療施設を利用する傾向があるため、生物学の観点からより正確に健康状態を判断することが可能な場合がある。

しかし、低所得国を対象とし、社会経済階層間の健康の認知や健康の評価基準の違いを指摘した研究は、健康の評価・報告行動をモデル化し、統計的に検証を行ったものではなく、記述統計量の比較などによる示唆に留まっている (Bago D'uva et al. 2008)。また、ラテンアメリカ諸国は、社会経済格差が顕著であるものの、分析の対象とされていない⁴。

これを踏まえ本稿では、顕著な社会経済格差が存在するラテンアメリカ諸国において、文化的には異質性は低く、かつ社会経済格差が大きい集団の中で、所得、教育水準により、主観的な健康評価基準に違いが存在するのか明らかにすることを目的とし、グアテマラ農村部のラディノの健康評価の分析を行う。グアテマラにおいては、先住民族と非先住民族が混在するなど、文化的に顕著な違いを持つ集団が混在する一方、社会経済的な格差も大きい。とくに、ラディノは、集団内の文化的な異質性が相対的に低く、かつラディノ内の社会経済的な格差が大きい⁵ため (Steele 1993)、分析対象として適当である。また、先住民族と非先住民族とを区分してはいないものの、World Bank (2009) はグアテマラにおいても、貧困層の罹患率が、非貧困層よりも低いことを報告している。これは、低所得層の方が、高所得層に比べ、健康状態を過大に評価している可能性を示すものである⁵。

グアテマラは、乳幼児の健康水準が低く、その改善が近年の主要な政策課題のひとつとされていることから、本稿では、生物学に基づく乳幼児の健康状態に対する母親の健康評価を分析対象とする。低所得国においては、乳幼児の健康状態の判定する指標として、体位測定指標が一般的に用いられる。そこで本稿では、体位測定指標から判断される健康状態が同水準の乳幼児に対して、母親の主観的な健康評価が、社会階層間で異なるのか検証を試みる。乳幼児の健康不良が広範に観察される社会経済的に劣位にある階層の健康の評価基準が、社会経済的に優位にある階層の健康の評価基準に比べ、生物学の基準から乖離しているのか検証することが、本稿の主眼である。

以下本稿は、次のように構成される。第2節と第3節では、グアテマラの社会経済状況について、家計の健康評価に関連する事項に焦点をあて概説する。第2節では、まずグアテマラの特徴をなす民族構成、また所得水準および所得格差の状況を概説する。その上で、家計の健康評価に影響を持つ教育・保健に関する政府支出の動向、さらに教育・保健部門に関する政府の施策の受益者について述べる。第3節では、グアテマラにおける乳幼児の健康状況ならびに、関連する政策の動向を概説する。第4節以降は、分析手法ならびに分析結果を報告する。第4節で、分析モデル、第5節ではデータについて説明する。第6節では分析結果を報告し、第7節において政策的な示唆を指摘する。

2. グアテマラの社会経済

民族構成

グアテマラは、主に先住民族と混血から構成される多民族国家であり、2006年の先住民族の人口比率は38.4%⁶であった。民族は、大きく分けて先住民族と非先住民族（主にラディノ）に区分されるが、グアテマラでは、民族は自己規定により定義されるため、必ずしも民族は生物的な特徴や文化的な特徴を示すものではない（Gonzalez 1993）。ただし、先住民族は、先住民族の言語のみ、もしくは先住民族の言語とスペイン語の両者を用いることが一般的であり、非先住民族の使用言語は、スペイン語のみであることが多い。先住民族の中でも多様性が高く、23の先住民族の言語が国語として用いられている。先住民族の人口比率は低下傾向にあるが、その要因には、1996年に和平合意に至るまでの36年間の内戦下において、主に先住民族が虐殺されたこと、またラディノ化などにより、民族的な帰属を非先住民族とする先住民族がいることも指摘されている（Melville and Lakes 1992）。

所得水準と所得格差

グアテマラの一人あたり国内総生産は、1753米ドル（2006年）⁷であり、下位の中所得国に区分される。国内の所得格差は大きく、2006年の貧困率は51%⁸にのぼる。とくに、都市・農村間、民族間において顕著な格差がみられる。都市部の貧困率は、28.7%であるのに対し、農村部の貧困率は70.5%である。民族別にみると、先住民族は、貧困層に偏在しており、貧困率は74.8%にのぼる。一方、非先住民族は各所得層に存在し（Steele 1993）、貧困率は36.2%である。国内総生産、貧困率と

もに改善傾向にあり、2000年から2006年の間に、一人当たり国内総生産は、1718米ドルから1753米ドル⁹に増加し、貧困率は56%から51%に低下した。

教育・保健部門の政府支出¹⁰

教育・保健に関連するグアテマラの政府支出は、1990年代後半に増加し、2000年代を通して、概ね横ばいである。2006年の政府部門の予算は、教育部門は対国内総生産比で2.9%（中央政府の予算の20.2%）、保健部門は対国内総生産比で1.6%（中央政府の予算の10.7%）である。教育分野・保健部門ともに、対国内総生産比でみるとラテンアメリカ諸国の中でも低い水準にある。

中央政府の教育部門の施策は、初等教育に重点が置かれており、中央政府の教育関連の予算の中で、初等教育に関連する予算は48%を占める。また、初等教育の供給に、中央政府が占める位置は大きく、就学児童の84.3%は中央政府が運営する学校に通学している。中央政府の教育部門の施策は、貧困層、先住民族に相対的に便益の高いものであり、貧困層の就学児童の96.2%、また先住民族の就学児童の92.6%は、中央政府が運営する学校の就学児童である。その一方で、中等・高等教育は、民間に負うところが大きい。中等教育の就学生の54%は、民間もしくは非政府組織が運営する学校に通学しており、中等教育の就学生のうち、中央政府が運営する学校の就学生は、28.0%に過ぎない。

初等教育の就学率は改善傾向にある。2006年の就学率は、2000年から6.5%増加し86.4%であった。また、従来性別、都市・農村、民族、所得階層の間で就学率に格差が存在したが縮小傾向にある。2006年時点では、男女間、都市・農村間、民族間の初等教育の就学率は同水準まで改善した¹¹。ただし、識字率、修学年数についてみると、男女間、都市・農村間、民族間、所得階層間の格差は縮小傾向にあるものの依然顕著な違いがある。たとえば、所得階層を5つに区分した統計をみると、所得が最も高い階層の識字率は93.7%であるのに対し、所得が最も低い階層の識字率は54.9%である。

グアテマラの公的部門の医療は、質量ともに充分とはいえないが、貧困層に相対的に便益が高いものとなっている。病気の治療の際に、低所得層は公的施設を主に利用するのに対し、高所得層は主として民間施設を利用する。病気治療の際の公的な医療施設の利用頻度は42%であるものの、最貧困層、貧困層、非貧困層に分けた統計をみると、それぞれ67%、56%、34%である。

公的医療の他、準公的な医療として、政府と契約した非政府組織の医療がある。これは、和平協定が結ばれた1996年以降、推進されたものである。財政的制約に

より公的医療の供給の拡大が困難な中、内戦の被害を受け医療供給が不足する農村部の先住民族の居住地域を中心に展開された¹²。現在では、政府と契約した非政府組織の医療は、農村部の先住民族の居住地区の医療供給の大きな位置を占めている（Danel and La Forgia 2005）。また、民間の医師（病院、保健所を含む）、政府と契約していない非政府組織によっても医療は供給されており、その他に土着医療も供給されている。

3. グアテマラにおける乳幼児の健康

グアテマラは、ラテンアメリカ諸国の中で、乳幼児の健康状態が最も深刻な国のひとつである。2002年の調査（INE 2002）によれば、グアテマラの5歳未満の発育障害児（中・重度）の割合は、49.3%にのぼる。これは、ラテンアメリカ・カリブ海地域における発育障害児（中・重度）の割合（16%）を大きく上回るものである（United Nations Children's Fund 2010）。

深刻な状況にも関わらず、従来グアテマラ政府は、乳幼児の健康不良の改善を、政策課題として重要視してきたとは言い難いが、2002年以降は主要な課題として取り上げられるようになった。この方針のもと、慢性栄養不良の削減プログラム（El Programa para la Reducción de la Desnutrición Crónica）などが実施されている（World Bank 2009）。また、グアテマラに対する最大の援助主体である米州開発銀行は、慢性栄養不良児の減少を2008-11年の主たる支援分野としている（Inter-American Development Bank 2008）。

グアテマラにおいて、乳幼児の健康改善を目的とする施策を行う上で考慮が必要な点は、乳幼児の健康状態が、地域や社会階層などの間で、顕著に異なることである。都市・農村間を比較すると、発育障害児の割合は、都市部では36.5%であるのに対し、農村部では55.5%である¹³。また、母親の教育経験別に、発育障害児の割合をみると、教育経験がない母親の乳幼児は65.6%、初等教育の経験を持つ母親の乳幼児は46.4%、中等教育以上の経験を持つ母親の乳幼児は18.6%であり、教育水準が低い母親の乳幼児の健康状態が悪いことが分かる。また、民族別に比較すると、発育障害児の割合は、先住民族は69.5%であるのに対し、非先住民族は35.7%となっている。

このように、グアテマラでは、農村部の社会的・経済的に劣位な階層、とくに先住民族に発育障害児が偏在しており、これらの家計の乳幼児の健康状態の改善が、政策目標を達成する上で重要となる。同様に、乳幼児の健康不良が偏在する階層

の家計・乳幼児に関する保健行動の特徴を明らかにすることが、有効な政策形成を行う上で有用となる。

4. モデル

分析モデルは、社会経済的に異質な集団間において、主観的な健康評価・報告の基準・行動に違いが存在するのか検証した研究の分析モデルに依拠するものである¹⁴。

真の健康状態 H^* は、生物医学により定義され、観察されないとする。生物医学に基づく乳幼児の健康指標（たとえば、体位測定指標） H^O は観察されるが、 H^* の完全な指標ではない。 X_1 を、生物医学に基づく健康指標（ H^O ）以外に真の健康状態（ H^* ）と相関を持つ属性とすると、真の健康状態（ H^* ）と生物医学に基づく健康指標（ H^O ）との関係は、以下のように表わすことができる。

$$H^* = f(H^O, X_1, \varepsilon; \beta_1) \quad (1)$$

β_1 はパラメーターであり、 ε は正規分布に従う誤差項とする。

H^S は母親の乳幼児の健康に対する主観的な健康評価とする。母親の健康評価は良い（ $H^S = h$ ）、悪い（ $H^S = l$ ）の2種類から成るとすれば、真の健康状態（ H^* ）に対する母親の健康評価行動は、 c を健康評価の閾値（cut-off point）として、次のように表わすことができる。

$$\begin{aligned} H^S = h &\Leftrightarrow c < H^* \\ H^S = l &\Leftrightarrow H^* \leq c \end{aligned} \quad (2)$$

母親の健康評価の基準が、所得水準、母親の教育水準などの属性 X_2 により異なるとすれば、 c は X_2 によりシフトするため、 β_2 をパラメーターとして、 c は以下のように表わされる。

$$c = g(X_2, \beta_2)$$

また、 $H^* = f(\bullet)$ の関数形を特定し、 $H^* = f_1(H^O) + f_2(X_1, \beta_1) + \varepsilon$ とすると、(2)式は、以下のように表わされる。

$$\begin{aligned} H^S = h &\Leftrightarrow g(X_2, \beta_2) - f_2(X_1, \beta_1) < f_1(H^O) + \varepsilon \\ H^S = l &\Leftrightarrow f_1(H^O) + \varepsilon \leq g(X_2, \beta_2) - f_2(X_1, \beta_1) \end{aligned} \quad (3)$$

(3)式をプロビット・モデルにより推計し、 β_2 の推計値を統計的に検定することにより、属性 X_2 により区分される集団の間で、乳幼児の真の健康状態（ H^* ）に対する、母親の健康評価の違いが存在するのか検証することができる。

ただし、検証に際して以下の3点の問題がある。第1は、 X_1 に含まれる属性が明

らかではなく、 X_2 と X_1 に同じ変数が含まれる可能性を持つため、 $g(X_2, \beta_2)$ と $f_2(X_1, \beta_1)$ が識別されずとは限らない。かりに X_2 と X_1 が同一の変数の場合、 β_2 と β_1 は識別されないため、 β_2 の推計値に対する検定は、属性 X_2 で区分される集団の間での、真の健康状態(H^*)が同水準の乳幼児に対する、母親の健康評価の違いの存在を検証しておらず、生物医学に基づく健康指標(H^0)が同水準の乳幼児に対する、母親の健康評価の違いの存在の検証を行っていることになる。つまり、生物医学に基づく乳幼児の健康指標が体位測定指標とすると、属性 X_2 で区分される集団の間において、体位測定指標が同一水準の乳幼児の対する、母親の健康評価の違いが存在するか否かの検証となる。

第2は、母親の乳幼児の健康評価に関する(世帯調査などの)調査に対する回答は、母親により報告された評価であるため、母親の健康評価に関する情報の他、調査全般に対する母親の報告行動に関する情報も持つことである(Bago D'uva et al. 2008)¹⁵。ここでいう報告行動とは、調査全般に関して、真の評価から、どのように、またどの程度乖離した評価を、母親が報告(回答)するのかということである。言い換えると、母親により報告される評価の虚偽性は、一般的にどのような傾向を持ち、かつどの程度かということである。かりに何らかの理由で、属性 X_2 で区分されるある集団が、その他の集団に比べ、調査全般について、虚偽の傾向・程度が異なる報告を行う誘因を持つとする。この時、集団間で母親の健康評価の基準に違いがなくても、 β_2 は、統計的に有意に推計される可能性がある。しかし、これは集団間の一般的な報告行動の違い、すなわち、特定の集団が、他の集団に比べ、調査全般について、相対的に虚偽性が高い(もしくは低い)報告、あるいは虚偽の傾向が異なる報告を行うことを示すものであり、集団間において母親の健康の評価基準が異なることを示すものではない。そのため、検証の際には、他の説明変数ならびに健康の評価基準とは相関を持たず、調査全般に対する報告行動と相関を持つ変数を推計に加えるなどし、集団間の報告行動の偏りを修正して、検証を行う必要がある。

第3は、体位測定指標が内生変数の可能性を持つことである。かりに、母親の健康評価と体位測定指標が、同時に決定されているとすれば、体位測定指標を被説明変数とする乳幼児の健康需要関数と同時推計する必要がある。

5. データ

本研究では、Encuesta Guatemalteca de Salud Familiar (EGSF¹⁶)¹⁷を用い、ラディ

ノが人口の大半を占めるハラパ県（Jalapa）のラディオの乳幼児420名のデータを分析した¹⁸。ハラパ県は、グアテマラの南東部に位置し、首都（グアテマラ）の東側に隣接する。人口の98.1%¹⁹がラディオであり、68.4%が農村部に居住する。ラディオの人口比が高いにも関わらず貧困層の割合が極めて高いことがハラパ県の特徴であり、ハラパ県の貧困率は、グアテマラ全22県のうち、8番目に高い。ラディオのみについてみると、ハラパ県のラディオの貧困率は60.7%にのぼり、国全体のラディオの貧困率の36.2%を大きく上回る。

EGSFは、グアテマラ農村部を対象とした家計調査である。調査対象は、100世帯から1800世帯からなる農村部の集落に居住する18歳から35歳までの女性である。EGSFは、健康に関する情報を重点的に調査しており、家計の基本的な情報に加え、出産、子供の疾病履歴などの健康に関する情報が収集されている。

分析に用いた変数の記述統計量は、表1に与えられている。乳幼児の健康状態に関する母親の主観的な評価は、調査対象の女性が1990年1月以降に出産し、調査時点で生存していた年少の乳幼児2名について調査されている。調査は「子供の長期的な健康状態はどのようなものですか」という質問に5段階評価（非常に良い、良い、普通、悪い、非常に悪い）で回答する形式である²⁰。ただし、表1は、5段階評価を良い以上、普通以下の2段階の評価に集約し、良い以上を1、普通以下を0とした平均値を示しており、良い以上と回答した母親が100%であれば標本の平均値は1となる。なお、93.7%の乳幼児に関する母親の健康評価は、良いもしくは普通である。

乳幼児の体位測定指標は、調査対象の女性が1990年1月以降に出産した乳幼児に関して調査されている。該当する乳幼児は、体重と身長が計測され、NCHS²¹参照人口を基準値とする年齢別身長、年齢別体重、身長別体重のZスコアも計算されている。分析には、乳幼児の発育阻害の指標として用いられる年齢別身長を用いた。年齢別身長が安定的に推移するのは、生後24か月以降のため（Shrimpton et al. 2001）、分析対象は生後24か月以降の乳幼児とした。乳幼児は、NCHS基準値に基づく発育阻害の程度により（World Health Organization Working Group 1986）、-1以上、-2以上-1未満（軽度の発育阻害）、-3以上-2未満（中度の発育阻害）、-3未満（重度の発育阻害）の4つに区分し、それぞれダミー変数で識別した。

EGSFでは、家計の所得水準に関連する指標として、消費支出の情報が収集されている。調査は、食料品などの消費財の7日分の消費支出、自家生産し消費した財の7日分の消費量、その他の耐久消費財など30日分（品目によっては12か月分）の消費支出が調査されており、おのおの30日分に換算した消費支出（自家生産し消

表1 記述統計量

	全標本		学校教育経験			
	平均値	標準偏差	あり		なし	
			平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
母親の健康評価 (良い以上=1)	0.417	(0.494)	0.355	(0.48)	0.506	(0.501)
乳幼児の属性						
年齢別身長						
-1以上	0.16	(0.367)	0.207	(0.406)	0.085	(0.28)
-2以上-1未満	0.279	(0.449)	0.363	(0.482)	0.146	(0.355)
-3以上-2未満	0.274	(0.446)	0.242	(0.429)	0.323	(0.469)
(-3未満)	0.288	(0.453)	0.188	(0.391)	0.445	(0.499)
性別 (男=1)	0.533	(0.499)	0.551	(0.498)	0.506	(0.501)
第1子 (第1子=1)	0.186	(0.389)	0.207	(0.406)	0.152	(0.361)
母親の属性						
学校教育経験 (あり=1)	0.61	(0.488)				
年齢	27.607	(4.445)	27.426	(4.245)	27.89	(4.741)
世帯主の属性						
両親が世帯主 (世帯主=1)	0.86	(0.348)	0.852	(0.356)	0.872	(0.335)
世帯主の性別 (男=1)	0.886	(0.319)	0.84	(0.367)	0.957	(0.203)
一人当たり消費支出						
第1四分位	0.25	(0.434)	0.328	(0.47)	0.128	(0.335)
第2四分位	0.25	(0.434)	0.289	(0.454)	0.189	(0.393)
第3四分位	0.25	(0.434)	0.199	(0.4)	0.329	(0.471)
(第4四分位)	0.25	(0.434)	0.184	(0.388)	0.354	(0.48)
報告行動						
回答の信頼性 (低い=1)	0.581	(0.494)	0.531	(0.5)	0.659	(0.476)
過大報告 (あり=1)	0.171	(0.377)	0.105	(0.308)	0.274	(0.448)
標本数	420		256		164	

費された財については、集落内の市場価格にて評価された額)の総額が計算されている。分析では、EGSFにて提供されている家計の消費支出に基づき、一人当たりの消費支出を計算し、乳幼児の家計を4つの階層に区分し、それぞれダミー変数で識別した。

母親の教育経験については、学校での教育経験の有無と修学年数、また成人向けの言語教育の履修経験の有無が調査されている。分析では、母親の教育水準を区分する指標として、学校での教育経験の有無を用いた。教育と所得に関する変数は、一般的に相関を持つことが多い。母親の学校教育の有無と一人当たり消費支出に関するダミー変数との相関は、第1四分位は0.225、第2四分位は0.113、第3四分位は-0.146、第4四分位は-0.191である。また、母親の学校教育の有無と一人当たり消費支出との相関は0.212である。

推計には、母親の健康評価に影響を与える可能性を持つ以下の変数も用いた。乳幼児に関する指標としては、子育ての経験が評価基準に与える影響を検討することを目的とし、第1子か否かを用いた。また、乳幼児期においても、病気に対する抵抗力などは、男女により異なる。そのため、乳幼児の性別により、母親が認識する乳幼児の健康状態は異なる可能性があるため、乳幼児の性別も説明変数に加えた。母親に関する変数としては、母親の年齢を用いた。また、世帯主の属性として、両親が世帯主であるか否か、ならびに世帯主の性別を用いた。両親が世帯主ではない場合、同居する年長の女性に、健康の評価基準に関する影響を受ける可能性がある。また、他の条件が同じであれば、女性が世帯主の家庭の子供の健康は良い傾向があることから (Smith et al. 2003)、世帯主の性別により、健康の評価基準が異なる可能性もある。

母親の調査全般に対する報告行動の偏りに関する情報を持つ変数として、次の2種類の変数を用いた。第1は、調査担当者に対する被調査者の回答の信頼性に関する評価である。これは「被調査者の回答はどの程度信頼できるものでしたか」という質問に、調査担当者が4段階の評価(非常に信頼できる、ある程度信頼できる、あまり信頼できない、全く信頼できない)から回答を選択するものである²²。かりに調査担当者が、被調査者の真の評価と被調査者が報告した評価との乖離を正確に判別し、乖離の有無、もしくは乖離の程度により回答の信頼性を判断した場合には、調査全般に対する母親の報告行動の集団間の偏りを調整する有用な変数となる。表1は、回答を非常に信頼できる、ある程度信頼できる以下(ある程度信頼できる、あまり信頼できない、全く信頼できない)の2種類に区分したものの平均値が与えられている。変数は、非常に信頼できるを0、ある程度信頼できる以下を

1としているため、相対的に回答の信頼性が高い母親は0、回答の信頼性が低い母親は1となる。なお、回答の94.2%は、非常に信頼できる、もしくはある程度信頼できる、が選択されている。

第2は、調査担当者と被調査者に対して同じ内容が質問された調査項目を利用し、両者の回答の相違から、真の評価と報告された評価が乖離する母親を特定した変数である。変数は、調査担当者と被調査者に対して同じ内容が問われた質問のうち、調査担当者と被調査者の判断基準が近く、かつ主観的な判断が必要と推測される質問を用いて、作成した。変数の作成のために用いた質問は、「集落内の他の住人と比較して、あなた（もしくは被調査者）の家計の経済状況は、良いと思いますか、同程度だと思いますか、非常に悪いと思いますか」という問いに、「良い、同じ、非常に悪い」の3種類から選択するものである²³。変数は、良いを3、普通を2、非常に悪いを1とした上で、調査担当者の回答と被調査者の回答の差を取り、調査担当者と被調査者の報告が乖離する母親を特定した。これを踏まえ、被調査者が報告した評価が、調査担当者の評価よりも高い母親を1、その外の母親を0として作成した変数が、過大報告を行った母親を示す変数である。一方、被調査者が報告した評価が、調査担当者の評価よりも低い母親を1、その外の母親を0として作成した変数が、過小報告を行った母親を示す変数である。なお、過小評価を行う母親を示す変数の有無は、母親の健康評価を被説明変数とする推計の分析結果に影響を与えないことから、表3は過小評価を示す変数を除いたモデルの推計値を示した。また、表1には、過小評価の記述統計量を示していないが、被調査者が報告した評価が、調査担当者の評価に比べて低い母親の割合は、全標本の20%であり、学校教育を受けた母親の21.5%、学校教育経験を持たない母親の17.7%である。なお、過大評価、過小評価の変数が、真の評価と報告された評価の乖離に関する情報を持つためには、調査担当者と被調査者の判断基準が近いことが必要である。

また、以上の3変数を用いて推計を行う際には、調査担当者を識別するダミー変数を用いた。これは、調査担当者ごとの判断の偏りを修正するためである。本稿の分析対象の調査担当者は10名いるが、うち5名は調査対象の数が極めて少ないため、同一の質問者として扱った。なお、表1では調査担当者のダミー変数に関する情報は省略している。また、表2、表3においても、調査担当者のダミー変数の推計値は省略した。

6. 推計結果

分析は、まず母親の調査全体に対する一般的な報告行動が、社会経済的な属性により違いがみられるのか検討する。すなわち、集団間で報告全般の真偽の傾向・程度に相違が存在するのか検討する。これを踏まえ、母親の健康の評価基準が、社会経済的に異質な集団の間で、異なるのか検証を試みる。

表2は、報告行動に関する2種類の変数を被説明変数として、分析モデルを推計した結果を示したものである。調査担当者による被調査者の回答の信頼性の評価は、4段階の評価（非常に信頼できる、ある程度信頼できる、あまり信頼できない、全く信頼できない）で回答する形式であるが、全く信頼できないという評価を得た被調査者はいない。そこで、3段階の評価を用いた順序プロビット・モデルを推計したものの、閾値（limit points）が統計的に有意に推計されないため、評価を2段階に集約し、2値プロビット・モデルで推計した結果を示した。

表2からは、2つの傾向が確認される。第1は、学校教育経験を持たない母親は、学校教育経験を持つ母親に比べ、相対的に信頼性の低い報告を行う。また、学校教育経験を持たない母親は、学校教育経験を持つ母親に比べ、過大な評価を報告する傾向がある。第2は、母親の回答の信頼性は、所得水準との明確な相関はみられない。ただし、所得水準が高い家計の母親に比べ、所得水準が低い家計の母親の方が、相対的に過大な評価を報告する傾向がある。以上のことから、報告行動は、学校教育経験の有無により異なることが示唆される。また、所得水準によっても、報告行動の違いが存在する可能性もある。

以上の分析を踏まえ、次に母親の健康の評価基準が、社会階層間で異なるのか検証を試みる。表3は、被説明変数に母親の健康評価（良い以上=1、普通以下=0）を用いた2値プロビット・モデルの推計結果である。5段階の評価を用いた順序プロビット・モデル、また評価を4段階もしくは3段階に集約した順序プロビット・モデルでは、閾値（limit points）が統計的に有意に推計されないため、評価を2段階に集約した推計結果を示した。第1列から第6列は、全標本を用いた推計結果、第7列・第8列は、母親の学校教育経験別に分けた標本の推計結果である。

推計に際し、Rivers and Vuong (1988) に従い、年齢別身長の内生性の検定を行った。年齢別身長を被説明変数とした誘導型の健康需要関数の推計値を用いた検定では、年齢別身長を外生変数とする帰無仮説は棄却されない²⁴。たとえば、表3の第2列のモデルを用い、カテゴリーに区分する前の連続変数の年齢別身長を被説明変数とする健康需要関数の推計値を用いた検定統計量の確率値は0.374であった。

表2 母親の報告行動

被説明変数	回答の信頼性 (低い=1 高い=0)		過去報告 (あり=1 なし=0)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)						
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差						
乳幼児の属性												
年齢別身長												
-1以上	0.071	(0.324)	0.092	(0.3)	-0.005	(0.319)	0.125	(0.266)	-0.056	(0.247)	-0.042	(0.258)
-2以上-1未満	0.002	(0.261)	0.054	(0.247)	-0.105	(0.252)	-0.285	(0.236)	-0.364	(0.23)	-0.479**	(0.226)
-3以上-2未満	0.349	(0.243)	0.347	(0.237)	0.306	(0.241)	0.166	(0.193)	0.127	(0.191)	0.092	(0.188)
性別(男=1)	0.294	(0.183)	0.255	(0.18)	0.311*	(0.182)	-0.105	(0.156)	-0.115	(0.155)	-0.099	(0.154)
第1子(第1子=1)	0.365	(0.288)	0.349	(0.282)	0.348	(0.287)	0.084	(0.237)	0.036	(0.234)	0.053	(0.233)
母親の属性												
学校教育経験(あり=1)	-0.345*	(0.203)	-0.359*	(0.196)			-0.572**	(0.168)	-0.623**	(0.165)		
年齢	0.023	(0.023)	0.023	(0.023)	0.026	(0.023)	-0.018	(0.02)	-0.018	(0.02)	-0.015	(0.02)
世帯主の属性												
両親が世帯主(世帯主=1)	0.317	(0.283)	0.307	(0.279)	0.273	(0.278)	-0.219	(0.231)	-0.245	(0.226)	-0.25	(0.229)
世帯主の性別(男=1)	-0.065	(0.31)	0.108	(0.298)	-0.007	(0.308)	0.111	(0.29)	0.172	(0.284)	0.216	(0.284)
一人当たり消費支出												
第1四分位	0.206	(0.294)			0.121	(0.288)	-0.458*	(0.257)			-0.551**	(0.252)
第2四分位	-0.19	(0.273)			-0.252	(0.27)	-0.212	(0.222)			-0.305	(0.217)
第3四分位	0.443*	(0.253)			0.42*	(0.252)	-0.013	(0.204)			-0.006	(0.201)
定数項	-0.94	(0.805)	-0.937	(0.767)	-1.157	(0.786)	0.117	(0.702)	0.083	(0.678)	-0.237	(0.687)
擬似決定係数	0.558		0.547		0.553		0.103		0.092		0.072	
尤度比統計量	319.067		316.142		316.142		39.805		35.748		27.985	
確率値(尤度比統計量)	0		0		0		0.001		0.001		0.003	
標本数	420		420		420		420		420		420	

(注) ** 5%水準にて有意 *10%水準にて有意

表3 母親の健康評価

母親の健康評価 [被説明変数] (良い以上=1 普通以下=0)	全標本																
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
乳幼児の属性																	
年齢別身長																	
-1以上	0.307	(0.22)	0.303	(0.221)	0.302	(0.221)	0.308	(0.22)	0.24	(0.218)	0.105	(0.205)	0.534*	(0.289)	-0.319	(0.414)	
-2以上-1未満	0.054	(0.185)	0.078	(0.186)	0.073	(0.186)	0.057	(0.185)	0.011	(0.181)	-0.032	(0.179)	0.145	(0.249)	-0.044	(0.32)	
-3以上-2未満	0.021	(0.169)	-0.006	(0.17)	0.006	(0.17)	0.013	(0.17)	-0.035	(0.169)	-0.045	(0.169)	-0.073	(0.258)	0.015	(0.244)	
性別(男=1)	0.07	(0.13)	0.07	(0.131)	0.082	(0.13)	0.06	(0.13)	0.063	(0.13)	0.068	(0.129)	0.366**	(0.177)	-0.317	(0.214)	
第1子(第1子=1)	-0.266	(0.196)	-0.29	(0.197)	-0.273	(0.196)	-0.277	(0.196)	-0.302	(0.197)	-0.329*	(0.195)	0.008	(0.251)	-0.691**	(0.351)	
母親の属性																	
学校教育経験(あり=1)	-0.301**	(0.141)	-0.233	(0.144)	-0.251*	(0.143)	-0.291**	(0.141)	-0.279**	(0.142)	-0.279**	(0.142)	-0.002	(0.257)	-0.181	(0.348)	
年齢	-0.014	(0.016)	-0.013	(0.017)	-0.012	(0.017)	-0.014	(0.017)	-0.012	(0.017)	-0.014	(0.016)	-0.008	(0.023)	-0.026	(0.026)	
世帯主の属性																	
両親が世帯主(世帯主=1)	-0.114	(0.197)	-0.111	(0.199)	-0.098	(0.199)	-0.125	(0.198)	-0.129	(0.198)	-0.133	(0.196)	0.175	(0.251)	-0.063	(0.544)	
世帯主の性別(男=1)	0.234	(0.218)	0.229	(0.218)	0.231	(0.218)	0.232	(0.218)	0.264	(0.217)	0.247	(0.212)	0.002	(0.257)	-0.181	(0.348)	
一人当たり消費支出																	
第1四分位	-0.537**	(0.205)	-0.516**	(0.207)	-0.507**	(0.206)	-0.545**	(0.206)	-0.56**	(0.205)	-0.56**	(0.205)	-0.74**	(0.274)	-0.351	(0.369)	
第2四分位	-0.133	(0.187)	-0.109	(0.189)	-0.117	(0.188)	-0.129	(0.187)	-0.143	(0.187)	-0.143	(0.187)	-0.365	(0.257)	0.285	(0.309)	
第3四分位	-0.093	(0.179)	-0.113	(0.181)	-0.094	(0.179)	-0.107	(0.18)	-0.121	(0.18)	-0.121	(0.18)	0.002	(0.27)	-0.174	(0.258)	
報告行動																	
回答の信頼性(低い=1)	0.238	(0.21)	0.238	(0.21)	0.238	(0.21)	0.238	(0.21)	0.274	(0.207)	0.215	(0.206)	-0.043	(0.281)	0.463	(0.346)	
過大報告(あり=1)	0.401**	(0.176)	0.401**	(0.176)	0.373**	(0.173)	0.373**	(0.173)	0.451**	(0.173)	0.429**	(0.174)	0.524*	(0.272)	0.369	(0.242)	
定数項	0.439	(0.57)	0.174	(0.584)	0.278	(0.575)	0.372	(0.576)	0.015	(0.574)	0.212	(0.562)	-0.42	(0.78)	1.247	(1.043)	
擬似決定係数	0.043	0.053	0.053	0.051	0.051	0.051	0.044	0.044	0.049	0.049	0.04	0.04	0.067	0.067	0.085	0.085	
尤度比統計量	24.338	30.283	30.283	28.996	28.996	28.996	25.034	25.034	27.668	27.668	23.007	23.007	22.31	22.31	19.393	19.393	
確率値(尤度比統計量)	0.111	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.124	0.124	0.067	0.067	0.114	0.114	0.218	0.218	0.368	0.368	
標本数	420	420	420	420	420	420	420	420	420	420	420	420	256	256	164	164	

(注) ** 5%水準にて有意 * 10%水準にて有意

そこで、年齢別身長を外生とみなし、分析モデルの推計を行った。

全標本を用いた推計（第1列から第6列）からは、次の2点が確認される。第1は、学校での教育経験を持たない母親は、学校教育経験を持つ母親に比べ、乳幼児の健康状態を良く報告する傾向があるが、母親の調査に対する一般的な報告行動の偏りを調整すると、学校教育経験の有無による違いは、統計的には有意（10%水準）ではなくなる。第2は、消費支出の水準が高い家計の母親は、消費支出の水準が低い家計の母親に比べ、乳幼児の健康状態に関して悪い評価を報告する傾向がある。学校教育経験の有無の場合とは異なり、母親の調査全般に対する報告行動の偏りを調整しても、一人当たり消費支出が第1四分位の負の係数は、統計的に有意である。

次に、母親の学校教育経験別に分けた標本の推計（推計式（7）（8））をみると、学校での教育経験の有無により違いがみられる。学校教育の経験を持つ母親が報告した乳幼児の健康評価は、年齢別身長と正の相関を持つ。発育阻害児（年齢別身長が-1未満）の健康状態は、発育阻害ではない乳幼児（年齢別身長が-1以上）よりも、悪く報告される傾向がある。また、一人当たり消費支出が、第1四分位の家計の母親は、それ以下の消費水準の家計の母親に比べて、乳幼児の健康状態の評価を悪く報告する。乳幼児の性別についてみると、男児の健康状態を良く報告する傾向があり、母親は男児の健康状態を、女児の健康状態よりも高く評価している可能性がある。

一方、学校での教育経験を持たない母親が報告した健康評価は、家計の所得水準による違いはみられず、年齢別身長とも相関を持たない。第1子の健康状態を悪く報告する傾向があり、子育ての経験がない母親は、乳幼児の健康状態を低く評価しているものとみられる。

以上の推計結果から、次の点が示唆される。第1は、報告された健康評価から判断すると、学校での教育経験を持たない母親は、学校教育経験を持つ母親に比べ、乳幼児の健康水準を過大に評価する傾向があるように判断されるが、これは学校教育経験の有無により健康評価の基準が異なるというよりは、調査全般に関して、学校教育経験の無い母親が、学校教育経験を持つ母親に比べ、過大な評価を報告することにより生じている可能性が高い。第2は、報告された健康評価から判断すると、所得水準が低い家計の母親も、所得水準が高い家計の母親に比べ、乳幼児の健康状態を過大に評価する傾向があると判断されるが、学校教育経験の有無の場合とは異なり、所得階層間で健康の評価基準に違いが存在することが、その要因となっているとみられる。

7. まとめと政策的示唆

本稿は、Encuesta Guatemalteca de Salud Familiarを分析し、グアテマラ農村部におけるラディノ母親の乳幼児の健康の評価基準が、所得、教育水準により違いがみられるのか検証を試みた。推計結果は、所得水準により健康の評価基準に違いが存在し、所得が低い階層の方が、所得が高い階層に比べ、健康状態を過大に評価している可能性が高いことを示すものである。

本稿の分析から、近年乳幼児の慢性栄養不良の改善が、主たる政策課題とされているグアテマラに、次の示唆が得られる。第1は、非先住民族内においても、所得階層間で健康の評価基準に違いが存在する可能性がある。とくに、乳幼児の健康状態が悪い低所得の母親ほど、乳幼児の健康不良の深刻さを正確に認識していないとみられる。グアテマラでは、先住民族は非先住民族に比べ、その文化的な特徴から、生物医療と乖離した保健に関する信念を持ち、健康に関する判断を行う傾向があることが指摘されているものの、非先住民族内においても、所得階層間で、健康の評価基準に違いがある可能性は、明確に認識されているとは言い難い。

第2は、高所得層が生物医学に近い健康評価を行う理由については、分析が必要であるが、Chen and Murray (1992) などが指摘するように、かりに主観的な健康の評価基準が、利用する医療施設の質に影響を受けるとすれば、グアテマラにおいては、高所得層の利用頻度が高い民間の医療施設の質が、高所得層の健康の評価基準に影響を与えている可能性がある。グアテマラの貧困層は公的な医療施設の利用頻度が高いことから、公的な医療施設の質的な向上は、病気の治療のみならず、家計の健康の認識の変容を促すことにより、乳幼児の健康改善に寄与する可能性がある。ただし、所得水準と修学年数は正の相関を持つことから、所得階層間の違いは、教育水準による違いを示している可能性もある。

最後に、本分析が持つ問題点、ならびに以後検討すべき課題に触れておきたい。本分析は、健康評価行動と報告行動を理論的に識別する分析枠組みを用いず、報告行動も健康評価行動の分析モデルに依拠して推計、分析を行っているため、以下の問題を持つ。これらは、今後の検討課題である。第1点は、報告行動と健康評価行動を同じモデルにより分析することの妥当性が明らかではない。報告行動に関する変数を被説明変数とする推計結果は、健康評価行動と報告行動を同一とみなした推計の推計値であるため、その解釈には、留意を要する。

第2は、健康評価行動と報告行動の内生性の可能性が考慮されていない。かりに

母親の健康評価を被説明変数とした推計において、報告行動に関する変数を内生変数として扱う必要があるとすれば、操作変数を用いて推計を行う必要がある。しかし、本研究の分析は、健康評価行動と報告行動を識別する理論的な分析枠組みに依拠していないことから、操作変数の選択の根拠、ならびに妥当性を明示できない。そのため、本研究は、報告行動に関する変数を内生変数として扱う場合については検討しておらず、分析結果が頑強であることを明示的に示すものとはなっていない。

付記

匿名の査読者の指摘は、極めて有益なものであった。ここに、感謝の意を表したい。なお、本論文は立命館アジア太平洋大学学術研究助成、公益財団法人クリタ水・環境科学振興財団・国内研究助成・萌芽的研究（登録番号20355）、ならびに科研費補助金・若手研究（B）（課題番号22730243）の助成を受けた研究成果の一部である。

注記

- ¹ たとえば、Paul（1955）などを参照のこと。
- ² 正確に言えば、Health（健康）自体が、社会文化と相関を持つ概念である。この点については、Foster and Anderson（1988）、Kleinman（1988）など医療人類学の議論を参照のこと。
- ³ たとえば、Nations and Monte（1996）などを参照のこと。
- ⁴ 健康の評価・報告行動をモデル化し、社会階層間の自己評価の健康の評価・報告の違いをプロビット・モデルを用いて検証した研究は、Bago D’uva et al.（2008）を除き高所得国を分析対象としている。注14の論文を参照のこと。
- ⁵ World Bank（2009）は、「一般通念と異なり」非貧困層の方が、貧困層よりも罹患率が高いと指摘しているが、この指摘は、罹患率を算出したデータの特性を考慮していないものと推測される。World Bank（2009）が罹患率の算出に用いたInstituto Nacional de Estadística（2006）は世帯調査であり、病気は生物医療の専門家ではなく、被調査者により評価されているため、病気の判断基準、もしくは報告された評価の真偽の傾向・程度が社会階層間で異なる可能性がある。
- ⁶ データの出所は、Instituto Nacional de Estadística（2006）である。
- ⁷ データ出所は、World Development Indicator（2007）である。
- ⁸ 本節のデータ出所は、Instituto Nacional de Estadística（2000, 2006）である。
- ⁹ データ出所は、World Development Indicator（2007）である。
- ¹⁰ 本項の内容は、World Bank（2009）に多くを負う。本項のデータの出所は、World Bank（2009）である。
- ¹¹ 所得階層ごとの就学率には、違いみられる。非貧困層、貧困層、最貧困層の就学率はそれぞれ90.6%、83.6%、78.7%である。
- ¹² グアテマラにおける政府と非政府組織との契約による医療供給の手法については、La Forgia, Mintz and Cerezo（2005）を参照のこと。

¹³ 本節のデータ出所は、Instituto Nacional de Estadística (2002) である。

¹⁴ Kerkhofs and Lindeboom (1995)、Humphries and Doorslaer (2000)、Groot (2000)、Van Doorslaer and Jones (2003)、Shmueli (2003)、Lindeboom and Doorslaer (2004)、Bago D’uva et al. (2008) などを参照のこと。

¹⁵ 以下の理由などにより、母親は健康に関する評価に関してのみ、虚偽の報告を行う可能性があるが (Bago D’uva et al. 2008)、本稿では健康評価の違いとして扱う。たとえば、母親は実際の健康評価ではなく、期待する健康状態を評価として回答する可能性がある。また、医療施設を利用した際に、医療施設が母親と異なる評価を下した場合、母親は自己の評価ではなく、医療施設の評価を報告する可能性もある。

¹⁶ The 1995 Guatemalan Survey of Family Health

¹⁷ Pebley, A., and N. Goldman. Guatemalan Survey of Family Health (EGSF), 1995 [computer file] 2nd ICPSR version. Santa Monica, CA. : Rand [producer], 1995 Ann Arbor MI : Interuniversity Consortium of Political and Science Research [distributor] 1999. <http://www.rand.org/labor/FLS/EGSF/>

¹⁸ EGSFの詳細は、Pebley and Goldman (1999) を参照のこと。

¹⁹ データの出所は、Instituto Nacional de Estadística (2006) である。

²⁰ スペイン語のマニュアルでは、質問は「Ahora quisiera preguntarle (原文はquisiera preguntarie と誤記) sobre la salud de (NOMBRE) desde que nació. ¿Diría (原文はDiria と誤記) usted que su salud en general ha sido ____?」、回答の選択肢は、「(1) Muy buena (2) Buena (3) Regular (4) Mala (5) Muy mala」となっている。

²¹ National Center for Health Statistics

²² スペイン語のマニュアルでは、質問は「¿Que tan confiables diría (原文はdiria と誤記) usted que fueron las respuestas del entrevistada?」回答の選択肢は、「(1) Muy confiables (2) Mas o menos confiables (3) No muy confiables (4) En absoluto」となっている。

²³ スペイン語のマニュアルでは、質問は「En comparación (原文はcomparacion と誤記) con la mayoría (原文はmayoria と誤記) de la gente de esta comunidad, ¿Cree usted que esta familia esta mejor, mas o menos igual, o mucho mas pobre que las demás (原文はdemas と誤記) ?」、回答の選択肢は、「(1) Mejor (2) Mas o menos igual (3) Mucho mas pobre」となっている。

²⁴ 説明変数には以下の変数を用いた。乳幼児の属性として、性別、出生順位、年齢、両親の属性として、教育経験、修学年数、年齢、身長、その他の世帯の属性として、世帯主の性別、世帯主と乳幼児の両親との関係、資産指数、世帯構成員の数を用いた。本文中の検定統計量は、集落の固定効果を仮定したモデルの推計値を用いた場合のものである。

参考文献

Chen, Lincoln and Christopher Murray, “Understanding Morbidity Change,” *Population and Development Review*, Vol.18, No.3 (1992), pp.481-503.

Bago D’uva, Teresa, Eddy van Doorslaer, Maarten Lindboom and Owen O’Donnel, “Does Reporting Heterogeneity Bias the Measurement of Health Disparities?” *Health Economics*, Vol.17 (2008), pp.351-375.

- Danel, Isabel and Gerard La Forgia, “Contracting for Basic Health Care in Rural Guatemala: Comparison of the Performance of Three Delivery Models,” in La Forgia, Gerard (ed.), *Health System Innovations in Central America: Lessons and Impact of New Approaches (World Bank Working Paper No.87)* (Washington D.C.: World Bank, 2005), pp.49–88.
- Foster, George and Barbara Gallatin Anderson, *Medical Anthropology*, (New York: Random House, 1988).
- Gonzalez, Mary Lisbeth, “How Many Indigenous People?” in Psacharopoulos, George and Harry Anthony Patrinos (eds.), *Indigenous People and Poverty in Latin America*, (Washington D.C.: World Bank, 1993) pp.21–39.
- Groot, Wim, “Adaptation and Scale of Reference Bias in Self-Assessments of Quality of Life,” *Journal of Health Economics*, Vol.19, No.3 (2000), pp.403–420.
- Humphries, Karin and Eddy van Doorslaer, “Income-Related Health Inequality in Canada,” *Social Science and Medicine*, Vol. 50 (2000), pp.663–671.
- Instituto Nacional de Estadística (INE), Guatemala, *Encuesta Nacional de Salud Materno Infantil 2002* (Guatemala City: Instituto Nacional de Estadística, 2002).
- Instituto Nacional de Estadística (INE), Guatemala, *Encuesta Nacional de Condiciones de Vida 2000 (ENCOVI 2000)* (Guatemala City: Instituto Nacional de Estadística, 2000).
- Instituto Nacional de Estadística (INE), Guatemala, *Encuesta Nacional de Condiciones de Vida 2006 (ENCOVI 2006)* (Guatemala City: Instituto Nacional de Estadística, 2006).
- Inter-American Development Bank, *IDB Country Strategy with Guatemala 2008–2011* (New York: Inter-American Development Bank, 2008).
- Kerkhofs, Marcel and Maarten Lindeboom, “Subjective Health Measures and State Dependent Reporting Errors,” *Health Economics*, Vol. 4 (1995), pp.221–235.
- Kleinman, Arthur, *The Illness Narratives: Suffering, Healing and the Human Condition* (New York: Basic Books, 1988).
- La Forgia, Gerard, Patricia Mintz and Carmen Cerezo, “Is the Perfect the Enemy of the Goods? A Case Study on Large-Scale Contracting for Basic Service in Rural Guatemala,” in La Forgia, Gerard (ed.), *Health System Innovations in Central America: Lessons and Impact of New Approaches (World Bank Working Paper No.57)* (Washington D.C.: World Bank, 2005), pp.9–48.
- Lindeboom, Maarten and Eddy van Doorslaer, “Cut Point Shifts and Index Shift in Self-Reported Health,” *Journal of Health Economics*, Vol. 23 (2004), pp.1083–1099.
- Melville, Margarita and Brinton Lakes, “Guatemalan Indian Children and the Sociocultural Effects of Governmental Sponsored Terrorism,” *Social Science and Medicine*, Vol. 34, No. 5 (1992), pp.533–548.
- Ministerio de Educación, Guatemala, *Anuario Estadístico de la Educación 2007* (Guatemala City: Ministerio de Educación, 2007).
- Nations, Marilyn and Christina Monte, “I’m not Dog, No!”: Cries of Resistance Against Cholera Control Campaigns,” *Social Science and Medicine*, Vol. 43, No. 6 (1996), pp.1007–1024.

- Paul, Benjamin (ed.), *Health, Culture and Community: A Case Study of Public Reaction to Health Programs* (New York: Russell Sage Foundation, 1955).
- Pebley, Anne and Noreen Goldman, *The 1995 Guatemalan Survey of Family Health (EGSF): Overview and Cookbook* (Santa Monica: Rand Corporation, 1999).
- Rivers, Douglas and Quang Vuong, “Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models,” *Journal of Econometrics*, Vol.39 (1988), pp.347–366.
- Sen, Amartya, “Mortality as an Indicator of Economic Success and Failure,” *Economic Journal*, Vol. 108, No. 446 (1998), pp.1–25.
- Sen, Amartya, “Health: Perception versus Observation,” *British Medical Journal*, Vol.324, No.7342 (2002), pp.860–861.
- Shmueli, Amir, “Socio-Economic and Demographic Variation in Health and in Its Measures: The Issue of Reporting Heterogeneity,” *Social Science and Medicine*, Vol.57 (2003), pp.125–134.
- Shrimpton, Roger, Cesar Victoria, Mercedes de Onis, Rosangela Costa Lima, Monika Blossner and Graeme Clugston, “Worldwide Timing of Growth Faltering: Implications for Nutritional Interventions,” *Pediatrics*, Vol.107, No.5 (2001), pp.75–81.
- Smith, Lisa, Usha Ramakrishnan, Aida Ndiaye, Lawrence Haddad and Reynaldo Martorell, *The Importance of Women’s Status for Child Nutrition in Developing Countries: International Food Policy Research Institute Research Report 131*, (Washington D.C.: International Food Policy Research Institute, 2003).
- Steele, Diane, “Guatemala,” in Psacharopoulos, George and Harry Anthony Patrinos (eds.), *Indigenous People and Poverty in Latin America* (Washington D.C.: World Bank, 1993), pp.97–126.
- United Nations Children’s Fund, *The State of the World’s Children 2010* (New York: United Nations Children’s Fund, 2010).
- Van Doorslaer, Eddy and Andrew Jones, “Inequalities in Self-Reported Health: Validation of a New Approach to Measurement,” *Journal of Health Economics*, Vol. 22 (2003), pp.61–87.
- World Bank, *Guatemala Poverty Assessment (Report No.43920-GT)* (Washington D.C.: World Bank, 2009).
- World Health Organization Working Group, “Use and Interpretation of Anthropometric Indicators of Nutritional Status,” *Bulletin of the World Health Organization*, Vol.64, No.6 (1986), pp.929–941.