

## 人口センサスでみるカンボジアの貧困 —「女性世帯主」を中心に—

### Poverty in Cambodia Using Data from Population Census : Focusing on “Female Heads of Households”

鈴木 春子  
Haruko Suzuki

This study analyses Cambodian poverty using non-monetary indicators generated from micro data of “General Population Census of Cambodia 2008”.

The majority of poverty studies based on monetary poverty statistics have claimed that “Female headed households in Cambodia do not have a higher (or lower) probability of being poor than male headed households.” However, the results of regression analysis on non-monetary poverty in this study reveals the risk of poverty for female headed households is greater than that for male headed ones.

In Cambodia, one in five female household heads are married and live with their male spouse but around 30% do not live with their spouse. There are some gender differences in the probability of being poor, depending on which marital status does a household head have or whether household heads are living with their spouse or not.

キーワード：Cambodia（カンボジア）

Poverty（貧困）

Female Head of Household（女性世帯主）

#### 1. はじめに

本稿は、2008年にカンボジアで実施された人口センサスの個票を用いて、オックスフォード貧困と人間開発イニシアティブ（Oxford Poverty and Human Development Initiative: OPHI）が開発した多次元貧困指数（Multidimensional Poverty Index: MPI<sup>1</sup>）に準じた指標を作成して貧困分析を試みる。主要な関心は、貧困に世帯特性がどのように関連しているかを見ていくことにある。世帯特性を見るにあたっては、自営農業主体の産業構造の中で農外産業従事者がいる世帯といない世帯、高齢者のみの世帯でも単身世帯と同居高齢者がいる世帯、未成年者のみが同居している世帯など、センサス個票ならではの情報を使用している。

カンボジアの世帯主は4世帯に1世帯は女性である。「女性の貧困化」が世界で注目を集めた時期もあった〔鈴木 2014〕が、カンボジアの貧困統計で世帯主の性による違いは小さく、世界銀行（World Bank：世銀）の報告書〔2009：2014〕は「女性世帯主世帯が男性世帯主世帯に比べて貧困とはいえない」と述べている。

現地調査に基づいた考察から同様の見方を示す研究（例えば〔佐藤 2005〕）もあるが、参加型貧困調査を実施したさいに女性世帯主世帯はすべての村で貧困もしくは極貧だった

とする Ballard and FitzGerald [2007] の報告や、脆弱性が高いとする Tong [2013] の報告もあり、現地調査による知見は、必ずしも貧困統計による知見と一致している訳ではない。またカンボジアでは女性の有配偶者数が、男性の有配偶者数より 20 万人以上多い [鈴木 2012] という指摘がある。有配偶者数の男女差は世帯構成にも少なからぬ影響を与えていると思われるが、こうした背景を踏まえて貧困と女性の関連を分析した先行研究は見当たらない。本稿では、センサス個票から配偶者の同居の有無などの情報を抜き出し、女性世帯主についてより細分化した検討を試みた。

## 2. カンボジアの既存貧困統計概観

### (1) 社会経済調査<sup>2</sup> (Cambodia Socio-Economic Survey: CSES) による貧困統計

雇用労働が一般的でないカンボジアでは、所得に基づいて貧困者と非貧困者の境界（貧困線）を引くことはできない。貧困統計は、CSES で捉えた消費を金銭に換算し、生存に必要な食料と暮らしに欠かせないとみなされるその他の消費を合わせて貧困線を作成している。カンボジア政府の貧困統計はアジア開発銀行（Asian Development Bank: ADB）や国連開発計画（United Nations development Programme: UNDP）の報告書でも使用されている。世銀も CSES を使ってカンボジアの貧困推計を公表しているが、貧困線は独自基準で作成しているので、推計結果は政府統計値とは異なるものとなっている。表 1 の上段にはカンボジア政府による推計値、下段は世銀による推計値を示した。

表 1 によれば、カンボジア全体の貧困率は 2000 年代半ば以降、急速に低下している。地域別の貧困率では、政府の推計より世銀の推計の方が、都市部の低下が急である。政府統計では、カンボジア人口の 8 割が暮らす農村部で貧困率が大きく低下して、カンボジア全体の貧困率を大きく低下させているが、プノンベンやその他の都市部の貧困率は 2007 年よりは大きく減少しているものの、その後は一時的な増加も示している。

一方、表 1 の下段の世銀の報告では農村部の貧困率は都市部より一貫して高かった。世銀の推計によれば、所属世帯の世帯主の性別貧困率も男女共、それぞれに低下してきている。世帯主の性による違いに着目すると、2007 年に 5 割以上の差が確認できるほかは 3 割ほどの差に納まっていて、2009 年は女性世帯主の方が低かった。また年齢階層別の貧困率はどの年も年齢が上がるほど低い。

### (2) 人口保健調査 (Demographic Health Survey: DHS) による貧困統計

金銭的な指標で貧困者でないとされても、途上国には、通える範囲に学校がない、近く

表 1 カンボジア社会経済調査 (CSES) による貧困率

		カンボジア政府 による貧困率 (%)				
CSES 実施年		2004	2007	2009	2011	2012
カンボジア全体		63.3	47.8	22.9	19.8	18.9
地域						
	プノンベン	-	19.1	12.8	10.9	16.3
	その他の都市部	-	41.0	19.2	22.5	14.5
	農村部	-	53.2	24.6	20.7	20.0
		世銀 による貧困率 (%)				
CSES 実施年		2004	2007	2009	2011	
カンボジア全体		53.2	50.1	23.9	20.5	
地域						
	プノンベン	15.8	2.7	4.3	1.5	
	その他の都市部	39.7	35.0	12.7	16.1	
	農村部	59.0	57.9	27.5	23.7	
所属世帯の世帯主の性						
	男性	53.6	51.1	24.2	20.1	
	女性	51.3	45.5	22.4	22.5	
年齢						
	0~6歳	62.5	57.6	30.4	27.2	
	7~20歳	57.3	54.7	27.0	23.9	
	21~59歳	48.2	45.6	20.9	17.3	
	60歳以上	42.9	41.2	17.0	15.4	

出所) カンボジア政府による貧困率は、ADB (2014), Fig.3 と Fig.4、世銀による貧困率は、World Bank (2014), Fig.6 と Tab.1 より

で適切な医療が受けられれば失わずに済んだ視力を失ってしまうといった状況があったりする。「はじめに」で触れた OPHI の MPI はこうした剥奪状態に着目し、金銭的な貧困と一線を画す非金銭的指標として開発された。カンボジアの MPI の作成には、米国国際開発庁や国連児童基金などの支援のもとに各国で実施されている DHS が使用されている。

MPI は、教育、保健、生活水準の 3 次元 10 指標の剥奪状況で構成されており、定められた重み付け後の剥奪値 1/3 以上を貧困と区分している。この指標による貧困率の低下は CSES による金銭的指標に比べて緩やかである (表 2)。貧困者の平均剥奪率には大きな減少が見られず、貧困者をめぐる状況はあまり改善していないと思われる。MPI による農村部の貧困削減は都市部に大きく遅れており、その点では、政府による金銭的貧困統計よりも世銀の統計と似た傾向を示している。

表 2 カンボジアにおける多次元貧困指数の推移

地域	DHS調査年	多次元貧困指数 (MPI*) = H*A)	貧困者率 (H)	貧困者の 平均剥奪率 (A)
全国	2005年	0.299	59.2	50.5
	2010年	0.212	45.9	46.1
	2014年	0.158	34.9	45.3
都市部	2005年	0.168	32.9	51.0
	2010年	0.051	12.0	42.6
	2014年	0.029	7.2	40.8
農村部	2005年	0.322	63.8	50.5
	2010年	0.247	53.4	46.3
	2014年	0.183	40.2	45.4

\*) MPI の範囲は 0 ~ 1  
 データ出所) 2005年と2010年は、OPHI Country Briefing June 2017 pp.7  
 2014年は、OPHI Country Briefing December 2018 pp.1

MPI の指標は適用しようとする国の状況や利用可

能な調査によって投入する指標を入れ替えてさまざまな下位集団に分解可能 [Santos and Alkire 2011] で、OPHI が公表している国別概況には州ごとの値も掲載されている。

DHS も CSES も標本調査なので、全国値、都市部と農村部のような地域の値、州の値などは調査サンプルからの推計によって得られている。手法としての MPI が下位集団への分解可能なものであっても、分析しようとする集団の規模や所在などの基礎的なデータが乏しければ、推計結果の信頼性は揺らぐだろう。ルワンダ統計局は、人口センサスデータに MPI 手法を準用した非金銭的貧困分析を試みている [NIS Rwanda 2014]。筆者が知る限り、カンボジアではこうした試みはなされていない。

### 3. 2008年カンボジア人口センサスによる剥奪指標

#### (1) 使用するデータ

分析には 2008 年カンボジア人口センサスの個票データを使用した<sup>3</sup>。生活水準に関する剥奪指標を作成して分析に使用するため、分析対象は普通世帯だけとし、施設等居住者や水上生活者は分析対象から除外している。また、普通世帯の一部に世帯規模が大きな世帯が確認でき、それらの世帯では世帯主と直接の親族関係にない構成員が多かった。こうした世帯が世帯特性の分析に影響を及ぼす可能性があるとの判断から、分析対象世帯は、平均世帯規模 (4.61 人) + 3σ (σ = 1.98) の 11 人までとすることで、親族外同居が多い世帯などを除外している。以下の分析に使用したのは、2,755,754 世帯、12,723,671 人のデータである。

#### (2) 剥奪指標の構成

本稿の分析で準拠しようとしている MPI は、教育、保健、生活水準の 3 次元 10 指標で構成されている。世帯単位で①指標ごとの剥奪状況を捉えたうえで②次元ごとに剥奪状況をまとめ、③世帯全体としての重み付け剥奪値を算出して④世帯の重み付け剥奪値が 1/3 以上であれば貧困世帯、貧困世帯構成員はすべて貧困者として⑤貧困者率を算出す

る。⑥貧困者が被っている剥奪の平均（平均剥奪率）を求めて⑦貧困者率と掛け合わせたものが多次元貧困指数（MPI）である。貧困削減策の対象となるべき人口比だけでなく、剥奪の程度も反映して1つの指数で表現するものとなっている。

人口センサスは基本的に調査時点の現況を把握する悉皆調査で、MPIで使用されている指標の多くは人口センサスから得ることができる。とはいえ、人口センサスとDHSの間には質問の仕方などに幾つかの違いがある。OPHIの3次元10指標と本稿で使用した項目の対応を表3にまとめた。

OPHIのMPIで、「保健」分野を構成する世帯員の「栄養状態」はDHSの身体計測結果を使用しているが、人口センサスにこのデータはない。同様の問題を抱えるルワンダ[2014]では、「子どもの死亡」だけで「保健」分野を代表させている。本稿の分析もこれに倣って、「保健」分野は「子どもの死亡」だけで代表させることとし、「子どもの死亡」の重みは「1/3」とした。「子どもの死亡」については、OPHIは15～49歳までの女性が「調査前5年間に経験した子どもの死亡」を使用している。一方、人口センサス

表3 多次元貧困尺度のOPHIによる構成と、人口センサス2008使用時の構成

分野	指標	OPHI	
		「剥奪」とみなす条件	(備考)
教育	就学年数	就学年数5年以上の世帯員がいない	
	子の就学	8年生が終了している年齢で就学していない子どもがいる	子のいない世帯は剥奪なしとする
保健	子どもの死亡	調査前5年間に15～49歳の女性の子どもが死亡	該当年齢女性がいなければ剥奪なし
	栄養状態	栄養不良の世帯員がいる	身体計測を実施
生活水準	電気	電気を使用していない	
	トイレ	衛生的なトイレでない あるいは他世帯と共同使用している	
	飲料水	清浄でない飲料水を使用 あるいは、安全な水まで徒歩で往復30分以上	
	住居	住まいの床が土など	
	炊事用燃料	炊事用燃料が木や炭など低質	
	耐久消費財などの所有	自動車やトラックを所有せず、ラジオ、テレビ、電話、自転車、オートバイ、冷蔵庫を1つ以上の所有している	
分野	指標	人口センサス2008	
		「剥奪」とみなす条件	(備考)
教育	就学年数	初等教育を終了した世帯員がいない	「初等教育」終了以上を使用 ただし、1979年に4年間で開始され、1989年に5年間、1996年に6年間に制度改正されたが、第6学年まで整備されていない小学校もある
	子の就学	7歳から14歳で就学していない子どもがいる	学校年度は10月～翌年7月 その年に満6歳になる子どもは10月に就学できる／在学年次は不明 生年月日不詳のため調査時点の年齢7～14歳を対象に判断 子のいない世帯は剥奪なしとする
保健	子どもの死亡	15～49歳の女性が子どもの死亡を経験した	死亡時期不明のため期間限定せず 該当年齢女性がいらない世帯は剥奪なし
	栄養状態	(除外)	人口センサスには身体計測データがないため、指標から除外
生活水準	電気	電気を使用していない	バッテリーによる照明等は「電気なし」、発電機は「電気使用」とした
	トイレ	衛生的なトイレでない あるいは、敷地内にトイレがない	「pit」はフタの有無が不明のため、「衛生的でない」とした
	飲料水	清浄でない飲料水を使用 あるいは、水源が「敷地から遠い」	センサス項目で水源が「敷地から近い」のは徒歩5分程度まで（調査員向け手引きによる）
	住居	(除外)	入手データに住居情報なし
	炊事用燃料	炊事用燃料が木や炭など低質（OPHIに同じ）	
	耐久消費財などの所有	自動車やトラックを所有せず、ラジオ、テレビ、電話、自転車、オートバイを1つ以上所有している（OPHIにあった冷蔵庫は含まない）	人口センサス調査項目のトラクターは、車と同様に扱い、電話は固定と携帯の両方を含めた； 冷蔵庫は人口センサスの設問に入っていない

では15歳以上の女性に調査時点までの出産経験と子どもが死亡した経験を聞いているが、子どもの死亡時期は特定できなかった。人口センサスの「子どもの死亡」は、50歳以上の女性を除き、15～49歳の女性の経験すべてを対象としている。「保健」分野に「栄養状態」は含まず、「子どもの死亡」はOPHIの把握範囲より広がっている。

「生活水準」分野で住居の床に関する指標は扱っていない。人口センサスの調査項目には含まれているのだが、筆者が入手したCDには住居関連のデータが入っていなかった。他にも人口センサスの質問項目はOPHIがカンボジアの分析に使用したDHSと幾分の違いがあるが、可能な限り考え方が合致するように努めた。

就学年齢の子どもがいない世帯などの扱いは表3の備考欄に示したが、就学年齢の子どもがいるのに就学状況が不明など、指標とする項目に欠損値があった場合は、当該世帯を集計対象から除外するなど、例外値の扱いはOPHIに準拠している。

### (3) 作成した人口センサス剥奪指標と既存統計の比較

上述の方法で人口センサスデータから個々の項目における剥奪の有無を調べ、剥奪が確認できた項目には表3右端の列に記載した重みを掛け、それらを合算することで世帯の剥奪量の合計値を求めた。全ての指標で剥奪が見られた世帯の合計値は1.0、全ての指標で剥奪が見られなかった世帯の合計値は0.0になる。世帯が貧困かどうかの境界は、OPHIのMPI同様、1/3以上とした。ある個人が貧困かどうかは、所属世帯が貧困であればその世帯の構成員すべてを貧困とみなすというルールに従っている。

表 4-1 OPHI 貧困指標と人口センサスによる貧困指標

使用データ調査年 地域	OPHI			人口センサス		
	全国	DHS 2010年 都市部	農村部	全国	人口センサス 2008年 都市部	農村部
貧困者率 (H)	45.9	12.0	53.4	38.6	11.9	44.7
貧困者の平均剥奪率 (A)	46.1	42.6	46.3	54.2	49.1	54.5
多次元貧困指数 (MPI = H*A)	0.212	0.051	0.247	0.209	0.058	0.244

人口センサスの貧困者率は都市部と農村部の差が大きかった(表4-1)。大きな地域格差が確認できたという点ではOPHIの結果と同様だが、貧困者率そのものは全国値でOPHIよりも7割ほど低かった。基になった調査の実施年に2年の差があることを考えると、人口センサスによる本稿の貧困者率はかなり低く出ているともいえるだろう。センサスによる全国値がOPHIよりずっと低かったのは、8割の人口を抱える農村部の貧困者率がOPHIよりも9割近く低かったためである。人口センサスとOPHIの指標構成に大きな違いのある「保健」分野で、両者の貧困者の平均剥奪率に大きな違いが見られた(表4-2)。「子どもの死亡」はセンサス指標の方がOPHIよりも対象期間が長いので剥奪率は高くなると想定していたが、実際はそうならなかった。センサスは、当該年齢女性に全部で何回出産し、子どもの死を何度経験したか、「調査対象者を傷つけないように慎重に」「記憶を呼び戻すのを助け」ながら[NIS 2007]合計回数を調査している。一方、母子保健に大きな関心を払うDHSはそれが何時の経験なのか、年月日も確認するよう設計されている。DHSの方が人口センサスよりも女性の記憶の掘り起こしに成功している可能性が高い。

人口センサスによる貧困者率はOPHIよりも低かったが、貧困者の平均剥奪率は人口センサスの方が高く、貧困者率と貧困者の平均剥奪率の積で表されるMPIは、両者でかなり近い値になった(表4-1)。

表4-2の「就学年数」は人口センサスの平均剥奪率の方が10割も大きかった。DHSは

15～49歳の女性のいる世帯で実施される。世帯内に高齢者が同居していれば世帯構成員としてのデータは収集するが、人口センサスのように高齢者のみの世帯を訪問したりすることはない。「世帯内に初等教育修了者がいない」貧困者割合が人口センサスの方が高いのは調査対象の違いによる。

表4-2でOPHIと人口センサスの違いが最も大きかったのは「耐久消費財等の保有」である。表の記載は割愛しているが、非剥奪者も含めた全体で調査対象品目の所有状況を見てみると、2010年DHSでは2008年センサスより「電話」を所有

表4-2 項目別にみた貧困かつ剥奪状態にある者の割合

指標 使用データ		(単位：%)		
		OPHI DHS	2010年MPI 2010年	人口センサス2008年MPI 人口センサス 2008年
教育	就学年数		17.8	28.6
	子の就学		10.3	12.4
健康	子どもの死亡		17.1	8.5
	栄養状態		24.4	—
生活水準	電気		41.4	35.1
	トイレ		40.6	38.2
	飲料水		25.7	28.5
	住居		3.9	—
	炊事用燃料		45.4	35.5
	耐久消費財など		15.1	32.1

データ出所) OPHI欄は<https://ophi.org.uk/multidimensional-poverty-index/mpo-resources/>; 人口センサス欄は筆者計算

している世帯割合は39.0%<sup>1)</sup>も高く、「オートバイ」所有世帯も9.4%<sup>2)</sup>高かった。生活に必要なものが急速に変化していると同時に、これらが個別の努力によって入手可能な財であることも影響しているだろう。その他の生活水準指標には剥奪状態からの脱却に個別世帯の努力を越えた基盤整備が必要なものも多く、それらの整備はあまり進まなかったために、OPHIと人口センサスの間で大きな違いが見られなかったと考えられる。

保健分野の指標に制約が大きいが、全体の水準、地域別の傾向から、この指標による世帯要因の分析を進めることとした。

#### 4. 貧困に陥りやすい世帯

貧困に陥りやすい世帯はどのような特徴を持っているのか。貧困線を引く前の、項目ごとに重み付けして得られた剥奪の合計値はどのような条件下で高くなるのかを人口センサスの個票を使って検討する。

##### (1) 分析における個人と世帯

貧困は、個人に着目して「貧困者率」で語られることが多いが、「誰が貧困者なのか」は、所属世帯が貧困かどうかによって判断される。日常生活は世帯を基盤に営まれ、世帯の中で資源がどのように分配されているのかを把握するのは難しいためである。

人口センサスによる貧困指標を個人ベースと世帯

表5 人口センサスによる貧困指標(個人ベースと世帯ベース)

地域	個人ベース			世帯ベース		
	H	A	H * A	H	A	H * A
	全体			全体		
全国	38.6	54.2	0.209	40.4	52.8	0.214
都市部	11.9	49.1	0.058	12.4	48.2	0.060
農村部	44.7	54.5	0.244	46.5	53.1	0.247
	世帯主が男性			世帯主が男性		
全国	37.8	54.6	0.206	38.4	53.3	0.205
都市部	11.5	49.2	0.056	11.6	48.4	0.056
農村部	43.5	54.9	0.239	44.0	53.6	0.236
	世帯主が女性			世帯主が女性		
全国	41.5	53.2	0.221	46.5	51.6	0.240
都市部	13.1	48.9	0.064	14.8	47.7	0.070
農村部	49.1	53.5	0.262	53.9	51.8	0.280

注) H=貧困者率(世帯ベースでは貧困世帯率)  
A=貧困者または貧困世帯の平均剥奪率  
H\*A=多次元貧困指数(MPI)

ベースでみると、世帯ベースの方が貧困率は幾分高く、貧困者の平均剥奪率は幾分低く、両者の積である MPI は幾分高い(表 5)。世帯ベースの指標の方が世帯規模の小さな世帯の状況を強く反映しているためである。世帯主が男性である場合と女性である場合で地域別の指標の傾向は似通っているが、貧困者の平均剥奪率以外の貧困指標は女性世帯主世帯の方が高い。

世帯特性は、個人データに埋め込んで所属世帯の特性として個人ベースで分析することも可能だが、多くの場合、貧困削減アプローチは貧困人口を念頭に置きつつも実際の世帯をターゲットとして組み立てられ、実行される。本稿では世帯を単位として分析を進め、表 5 で示された世帯主の性による貧困率の違いが統計的に有意といえるものなのかどうかなども世帯特性を見ながら確認していきたい。

## (2) 分析に使用した変数

分析には重み付け剥奪合計値を被説明変数とする重回帰分析を使用した。貧困と非貧困は計測指標に定められた貧困線によって区分されるので貧困線が動けば貧困世帯が貧困世帯でなくなったりもする。また、貧困線が変化していなくても、ある時点で貧困でないと判定された世帯が家族の病気でオートバイを手放せば貧困世帯となることもあるだろう。本稿では、被説明変数を貧困か否かの 2 値数にせず、貧困に陥る可能性の高さを示す重み付け剥奪合計値を被説明変数とした。説明変数には表 6-1 の変数を取りあげた。

### 1) 世帯主の配偶関係

世帯主については性別の他に配偶関係の影響をみる。カンボジアの 2008 年センサスは婚姻状況を「未婚 (Never Married)」「既婚 (Married i.e. Currently Married)」「死別 (Widowed)」「離婚 (Divorced)」「別居 (Separated)」の 5 つの区分で捉えている<sup>4</sup>。2008 年人口センサスの「既婚者」数に大きな男女差がある [鈴木 2012] ことを踏まえ、世帯分析の変数には、センサスの婚姻状況をそのまま使わず、「配偶関係」の変数を作成した。「世帯主」が「既婚」で、なおかつ「世帯主との関係」に「配偶者」と回答している世帯員がいればその世帯を「有配偶同居世帯」とし、「世帯主」が「既婚」と回答していても「(世帯主の) 配偶者」と回答している世帯員がいなければ「有配偶非同居世帯」とした。「世帯主」が婚姻状況に「別居」と回答している世帯は「有配偶非同居世帯」に含めている。

表 6-1 で「配偶関係」の分布を世帯主の性別に見ると、世帯主が男性の場合はほとんどが配偶者と同居しているが、世帯主が女性の場合は、配偶者が同居している場合としない場合を合わせて有配偶世帯がほぼ半数、離婚もしくは死別している世帯が 4 割強を占めている。男性世帯主世帯は一括りにできても女性世帯主世帯では難しい。

### 2) 未成年者と高齢者

CSES による貧困率は年齢が低い方が高くなっており、センサスデータで未成年の世帯主の存在も確認できた。また、山間地に取り残された高齢者の脆弱性も指摘されている [CDRI 2007] [So 2009]。世帯構成をみるにあたって、18 歳未満の未成年者と、65 歳以上の高齢者について世帯との関連をみるために表 6-1 のような変数を作成した<sup>5</sup>。

### 3) 世帯の経済活動

分析にあたっては世帯の経済活動に関する変数も作成した。世帯主の 8 割以上が従事している自営業は、センサスの集計結果によればその 86% を農業に代表される第 1 次産業が占めており、賃金労働従事者は 14% を占めるに過ぎない。賃金労働の就業先は行政・

表 6-1 分析に使用した変数の基本統計

世帯主		世帯数	割合 (%)	平均重み付け剥奪値	世帯主の平均年齢 (歳)	世帯規模 (人)		
男女計		2,755,754	100.0	34.39	43.9	4.62		
男性		2,052,021	74.5	33.88	42.7	4.88		
女性		703,733	25.5	35.88	47.4	3.85		
変数	項目	世帯計			男性世帯主世帯		女性世帯主世帯	
		世帯数	割合 (%)	Max=100	世帯数	割合 (%)	世帯数	割合 (%)
	世帯総数	2,755,754	100.0	34.39	2,052,021	100.0	703,733	100.0
世帯主の配偶関係	有配偶同居	2,078,055	75.4	34.21	1,926,901	93.9	151,154	21.5
	有配偶非同居/別居	246,372	8.9	35.23	48,842	2.4	197,530	28.1
	未婚	89,459	3.2	29.15	34,735	1.7	54,724	7.8
	離婚/死別	341,868	12.4	36.26	41,543	2.0	300,325	42.7
未成年者と世帯	未成年者のいない世帯	521,102	18.9	30.83	319,802	15.6	201,300	28.6
	未成年者のいる世帯							
	未成年者が世帯主	15,514	0.6	38.69	7,556	0.4	7,958	1.1
	未成年者のいるひとり親世帯	202,229	7.3	39.90	26,543	1.3	175,686	25.0
	その他の世帯	2,016,909	73.2	34.72	1,698,120	82.8	318,789	45.3
高齢者と世帯	高齢者のいない世帯	2,303,450	83.6	34.61	1,754,148	85.5	549,302	78.1
	高齢者のいる世帯							
	単身世帯	25,806	0.9	43.39	5,131	0.3	20,675	2.9
	高齢者のみの世帯	18,663	0.7	39.29	17,045	0.8	1,618	0.2
	高齢者と未成年者の世帯	19,946	0.7	39.62	7,732	0.4	12,214	1.7
	その他の世帯	387,889	14.1	32.00	267,965	13.1	119,924	17.0
世帯主の就業状況	非就業・無償の家族労働など	187,400	6.8	27.36	80,801	3.9	106,599	15.1
	雇用主	4,382	0.2	24.79	3,549	0.2	833	0.1
	賃金労働	389,296	14.1	22.87	333,250	16.2	56,046	8.0
	自営	2,174,676	78.9	37.08	1,634,421	79.6	540,255	76.8
世帯内有業者の従事産業	農林水産業のみ	1,882,703	68.3	40.18	1,388,172	67.6	494,531	70.3
	農林水産業以外の従事あり	873,051	31.7	21.90	663,849	32.4	209,202	29.7
世帯内有業者の副業従事	副業従事なし	1,180,616	42.8	29.68	852,073	41.5	328,543	46.7
	副業従事あり	1,575,138	57.2	37.92	1,199,948	58.5	375,190	53.3

教育などが3分の2を占め、3分の1の製造業従事のうち半数は建設関係の仕事である。表5でみたように農村部の貧困率は高く、農業従事者の貧困率が高いことを示唆しているが、世帯主が農業に従事していても他の世帯員が他の仕事に従事していれば、世帯所得の安定や増加に寄与していることが想定される。世帯主の就業状態のほかにも世帯内有業者の従事産業に関する変数を作成して剥奪値との関連をみた。

また、主産業である農業は一毛作の米作ということもあって副業従事者が多い。2008年人口センサスにも副業に関する調査項目が入っているが1つの設問で副業従事の有無とその内容の両方を掴もうとしているので実態が鮮明に見えない。佐藤 [2017] は複数の副業を持つ人が珍しくないと記しているが、センサスでは複数の副業への従事も捉えられていない。そうした制約はあるものの、本稿では、世帯主を含む世帯内有業者の副業従事の有無を変数として取りあげた<sup>6</sup>。

### (3) 世帯特性に関する分析結果

まず人口センサスから作成した重み付け剥奪値を被説明変数とし、性別を除く表6-1記載の変数を説明変数として世帯主の性別に重回帰分析を行い、その後、全世界帯を対象とした分析で世帯主の性と配偶関係による違いを、交差項を用いて確認する。

#### 1) 世帯主の性別分析結果

表6-2の世帯主の性別分析結果は、全体として、使用した世帯特性が剥奪値に与える影



響に、世帯主の性による差は少ないことを示している。取りあげた世帯特性の中で、剥奪値の低減に最も寄与していると思われるのは、世帯内有業者が農外産業に従事しているかどうかである。世帯内に農外産業従事者がいる世帯は、世帯内有業者が第1次産業従事者しかいない場合に比べて、重み付け剥奪値を15%程度抑えている。

逆に、剥奪値を押し上げている世帯特性としては、世帯主が未成年者であることや高齢世帯主が単身で暮らしていることなどがあげられる。未成年者が世帯主となっている世帯は、成人が同居していない、あるいは同居していても高齢、病弱などの理由で稼得能力を欠いていることが多いだろう。未成年者が世帯主の世帯はひとり親が未成年者と暮らしている世帯よりもさらに貧困に陥りやすいことを示唆している。高齢者がいない世帯は8割程度（表6-1）を占めているが、高齢者が成年世代と同居していると、係数はマイナスを示しており、高齢者のいない世帯に比べて貧困リスクを抑制する傾向がみられた。また、全員が高齢者であっても何人かが一緒に暮らしていれば、単身で暮らすよりも貧困リスクは幾分低い。高齢世帯主世帯の同居者が未成年者のみの場合は、世帯主が男性の場合は高齢者のいない世帯（ベースカテゴリー）よりも貧困リスクがやや低いが、世帯主が女性の場合はそうならなかった。

配偶関係では、世帯主が男性の場合も女性の場合も、貧困リスクは配偶者同居世帯に比べて未婚や配偶者非同居世帯の方が低かった。

表6-2 人口センサス剥奪指標と世帯特性に関する重回帰分析結果

被説明変数＝人口センサス剥奪指標の重み付け剥奪値（剥奪値は、0～100；剥奪なしが「0」）	分析対象世帯					
	男性世帯主世帯		女性世帯主世帯		全世界帯（性×配偶関係）	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
世帯主の性（ベース；男性）						
女性世帯主					0.963 ***	0.045
世帯主の配偶関係（ベース；有配偶同居）						
有配偶非同居	-1.394 ***	0.088	-0.875 ***	0.062	-2.481 ***	0.079
未婚	-3.831 ***	0.104	-2.000 ***	0.089	-4.098 ***	0.097
離別/死別	0.709 ***	0.094	0.441 ***	0.057	-0.398 ***	0.085
世帯主の性×世帯主の配偶関係						
女性世帯主×有配偶非同居					2.748 ***	0.095
女性世帯主×未婚					3.312 ***	0.123
女性世帯主×離別/死別					2.061 ***	0.098
未成年者と世帯（ベース；未成年者はいない）						
未成年者が世帯主	11.585 ***	0.219	7.057 ***	0.198	9.365 ***	0.149
未成年者がいるひとり親世帯	4.042 ***	0.124	4.645 ***	0.058	5.284 ***	0.050
未成年がいるその他世帯	4.055 ***	0.035	0.492 ***	0.051	3.046 ***	0.029
高齢者と世帯（ベース；高齢者のいない世帯）						
高齢単身世帯	6.756 ***	0.246	8.423 ***	0.121	8.643 ***	0.110
高齢者のみの世帯	5.786 ***	0.134	4.588 ***	0.402	5.114 ***	0.126
高齢者と未成年者の世帯	-0.653 **	0.193	3.637 ***	0.150	1.065 ***	0.120
高齢者がいるその他世帯	-2.359 ***	0.036	-0.587 ***	0.054	-1.995 ***	0.030
世帯主の就業状況（ベース；非就業など）						
雇用主	0.185	0.290	1.103 *	0.558	0.353	0.255
賃金労働	3.463 ***	0.071	3.185 ***	0.088	3.428 ***	0.051
自営	4.766 ***	0.066	5.290 ***	0.060	4.943 ***	0.044
世帯内有業者の従事産業 （ベース；農林水産業のみ）						
農林水産業以外の従事あり	-16.450 ***	0.031	-15.240 ***	0.048	-16.156 ***	0.026
世帯内有業者の副業従事 （ベース；副業従事なし）						
副業従事あり	2.819 ***	0.026	2.395 ***	0.043	2.722 ***	0.022
定数項	30.071 ***	0.073	33.344 ***	0.084	30.725 ***	0.052
自由度調整済み決定係数	0.222		0.234		0.225	
サンプル数	2,052,021		703,733		2,755,754	

注) \*は5%水準、\*\*は1%水準、\*\*\*は0.1%水準で有意

世帯主の就業状況については、「自営」（ほとんどは農業）の場合、世帯主が男性でも女性でも剥奪値を押し上げ貧困リスクを高めていることが確認できた。男性世帯主世帯では「雇用主」とベースカテゴリーである「無業など」との間に有意な差は見られなかった。女性世帯主世帯の係数は有意水準 5% で差があることを示しているが、係数の符号はプラスで、貧困リスクは高かった。センサスの集計結果によれば「雇用主」たちの就業分野は農業とサービス業が各 40% 前後を占めていた。また、世帯主が「無業など」で暮らしている世帯は男性世帯主よりも女性世帯主の方が多く、世帯主の平均年齢は他の就業状況の世帯よりも高いおよそ 55 歳で、平均世帯規模は男性世帯主世帯 4.35 人、女性世帯主世帯で 3.83 人だった。同居世帯員の就業によって世帯主が就業せずに暮らせている世帯と思われる。

有業者の副業従事の係数はプラスになった。前述したようにセンサスの設問が副業を的確に捉えていない可能性はあるが、副業によってもなお剥奪状態を回避できるところまでいっていない世帯が多いということだろう。

世帯主の性別分析では男女どちらにも同じ説明変数を使用しているが、定数項は男性世帯主世帯よりも女性世帯主世帯の方が大きかった。定数項の大きさは、被説明変数（重み付け剥奪値）のベースを示している。世帯貧困率（表 5）や重み付け剥奪値の平均値（表 6-1）でも見られた世帯主の性による違いが統計的に有意なものかどうかを次項で確認する。

## 2) 世帯主の性と配偶関係に関する分析結果

表 6-2 の全世帯対象の欄は、世帯主の性別と配偶関係を組み合わせた交差項を説明変数に加えたものである。性と配偶関係を組み合わせた場合の各カテゴリーの係数は世帯主の性と配偶関係に則して表 6-2 の係数を加算すれば得られるが、把握が容易になるように表 6-3 に整理した。要素となっている係数はいずれも有意水準 0.1% で有意だった（表 6-2）。配偶関係の如何によらず、世帯主が女性の世帯の係数は男性世帯主世帯より大きかった。女性世帯主世帯は

配偶者が同居していても同じ条件の男性世帯主世帯よりも貧困リスクが高い。さらに注目すべきは、男性世帯主世帯では配偶者が同居

表 6-3 世帯主の性別配偶関係別係数（表 6-2 の交差項考慮済み）

配偶関係	交差項を考慮した係数		世帯主の性による差 (女性-男性)
	男性世帯主	女性世帯主	
有配偶同居	0.000	0.963	0.963
有配偶非同居	-2.481	1.230	3.711
未婚	-4.098	0.177	4.275
離別/死別	-0.398	2.627	3.024

していない方が貧困リスクは低く、女性世帯主世帯では逆に貧困リスクが高いことである。有配偶非同居世帯と未婚世帯の世帯主の性による貧困リスクの違いは、Tong [2011]、Derks [2008]、FitzGerald [2007] らが、出稼ぎと仕送りについて男性と女性では離れてきた家への貢献の仕方に違いがあると記していることを想起させる。しかし、男性の方が女性よりも多くの収入が得られるといった就労条件の差についても検証の余地があるかも知れない。

なお、表を示していないが、全世帯を対象に交差項を含まず、世帯主の性を配偶関係と独立した説明変数として組み入れた分析では、世帯主が女性である場合の係数は 2.029、有意水準 0.1% で、男性世帯主世帯より貧困リスクが高かった。表 6-2 の性別分析の定数項に男女差が見られたが、全世帯対象の分析でも統計的に有意な差が確認できている。

変数全体を見渡せば、女性世帯主世帯という世帯特性、配偶者が同居していないという世帯特性は係数が有意であるとはいえ、居住地域や就業分野などに比べて剥奪値に大きな

影響を及ぼすとはいえない。しかし、少なくとも、未成年者や高齢者を含む世帯構成や世帯主の就業条件一定の条件下でも、世帯主が男性なのか女性なのか、世帯主の性別で配偶関係による貧困リスクに違いがあることを統計的に示せた意味は大きいと考えている。

## 5. おわりに

本稿では人口センサスデータで剥奪指標を作成し、世帯主の性と配偶関係などの世帯特性に着目した分析を試みた。既述したように、カンボジアの貧困統計ではこれまで「女性世帯主世帯の方が男性世帯主世帯に比べて貧困とはいえない」との見方が支配的だった。しかし、この見方は消費を金銭に換算した金銭的な尺度によって行われた分析に基づいたもので、非金銭的な尺度で測られたものではなかった。本稿は、剥奪の状況を捉えた非金銭的指標によって「女性世帯主世帯は男性世帯主世帯に比べて貧困である」ことを示し、それが全体としてだけでなく、すべての配偶・同居関係について同じ傾向を示すことを確認した。人口センサスの個票が使用できたことでとどりに着けた分析結果と考えている。

国連は10年に1度の人口センサス実施を推奨している。急速な変化にはとても追いつけない。それでも、悉皆調査であることは大きな意味を持つ。地道な調査によってもたらされる貧困の様々な側面の情報は貴重であると同時に、限られた地域で得られた知見が統計量として全国規模で捉えられれば、政策に反映する道も見えやすくなるはずである。しかしそれには、ある程度広い範囲で確認可能なデータが必要だろう。多大な時間と労力、費用をかけて収集された貴重なデータを利用し、活用する場が広がって欲しいと思う。

本稿の分析に当たって「配偶関係」の変数を作成するに至った背景、分析を進めながら集めた資料、それらの資料から見えてきたものなどについては、また、機会を改めて報告できればと考えている。

- <sup>1</sup> UNDPの『人間開発報告書』は2011年からMPIの使用を開始。2011年以前は人間貧困指数(HPI)を使用していたが、「40歳時点の平均余命」の算出など、途上国では算出が容易でない数値必要だった。
- <sup>2</sup> CSESは1993/94年に初めて実施され、2007年以降は毎年実施することになった[CSES 2007]。
- <sup>3</sup> カンボジア統計局データユーザーサービスセンターで“2008 Census Redatam+SP”(個票データと集計用ソフトウェアが入ったCD)を入手し、Redatam用データをStata用に変換して使用した。
- <sup>4</sup> カンボジアの婚姻は必ずしも役所に届けられているわけではなく結婚式などを通じて地域に「夫婦」として認められることが重視されるという。調査員向けの手引き[NIS 2007]は、近隣住民から異論を唱えられていたとしても、当事者が「結婚している」といい、「安定的な事実上の結びつきならば」、「既婚」と扱うよう求めている。「別居」の定義は明記されていない。「別居」は幅広い年齢層で観察でき、日常生活に支援が必要になった配偶者や、結婚は決まっているがまだ同居していない状態、あるいは離婚成立前の状態などが含まれていると思われる。
- <sup>5</sup> カンボジアの成人年齢は18歳。高齢者年齢は2008年人口センサスの一連の報告書に合わせて65歳以上とした。また、佐藤[2017]によれば、カンボジアでは死別あるいは離別した女性(メマーイ)が姻族に子どもを預けることがあり、高齢者世帯の家事や労働力の手助けとしても預かることがある。
- <sup>6</sup> センサスでは副業従事内容に無償の家族従業も含めてあるが、ここでは有償の副業のみを扱った。

## 参考文献・資料

- 佐藤奈穂, 2005, 「研究ノート 女性世帯主世帯の世帯構成と就業選択—カンボジア・シェムリアップ州タートック村を事例として」, 『アジア経済』, 46, 5: 19-43
- , 2017, 『カンボジア農村に暮らすメマーイ, 寡婦たち』, 京都大学学術出版会
- 鈴木春子, 2012, 「カンボジアの女性世帯主世帯」, 現代女性キャリア研究所紀要『現代

- 女性とキャリア』, 第4号: 137-149
- 鈴木春子, 2014, 「先進国と途上国の『貧困の女性化』に関する文献研究」, 『日本女子大学大学院 人間社会研究科紀要』, 第20号: 67-79
- Asian Development Bank, 2001, *Participatory Poverty Assessment: Cambodia*, ADB
- , 2014, *Cambodia Country Poverty Analysis 2014*, ADB
- Alkire, Sabina and Maria Emma Santos, 2010, *Acute Multidimensional Poverty: A new Index for Developing Countries*, UNDP Human Development Research Paper 2010/11
- Ballard, Brett M. and Ingrid FitzGerald, 2007, Are All Rural Female-Headed Household Poor?, *Cambodia Development Review*, 11, 4, 5-12
- Cambodia Development Resource Institute (CDRI), 2007, “Moving Out of Poverty? Trends in community well-being and household mobility in nine Cambodian villages” by Ingrid FitzGerald and So Sovannarith with Chan Sophal, Kem Sithen and Tout Sokphally, Cambodia Development Resource Institute
- Derks, Annuska, 2008, *Khmer Women on the Move: Exploring Work and Life in Urban Cambodia, Southeast Asia: Politics, Meaning, and Memory*, University of Hawai'i Press, Hono lulu
- FitzGerald, Ingrid, 2007, “Gender Dimensions of Poverty” in *We are Living with Worry All the Time: Participatory Poverty Assessment of the Tonle Sap*, Ballard, B. [ed] Chapter 5, pp109-149, Cambodia Development Resource Institute, Phnom Penh
- National Institute of Statistics (NIS), 2007, *General Population Census of Cambodia 2008 Enumerator's Manual*, Ministry of Planning, Phnom Penh, Cambodia
- , 2010, *General Population Census of Cambodia 2008 National Report on Final Result*, Ministry of Planning, Phnom Penh, Cambodia
- , 2011, *Cambodia Demographic and Health Survey 2010*, Ministry of Planning, Phnom Penh, Cambodia
- NIS Rwanda, 2014, *Fourth Rwanda Population Census, 2012 RPHC Thematic Report: Measurement and mapping of non-monetary poverty*, Ministry of Finance and Economic Planning, Rwanda
- Santos, Maria Emma and Sabina Alkire, 2011, Training Material for Producing National Human Development Reports; The Multidimensional Poverty Index, *MPI OPHI Research in Progress 31a*, Oxford Dept. of International Development, Queen Elizabeth House, University of Oxford
- Tong, Kimsun, 2013, *Impact of the Global Financial Crisis on Poverty: Evidence from Nine Villages in Cambodia*, CDRI Working Paper Series No. 75, Cambodia's leading independent development policy research institute
- Worldbank, 2014, *Where Have All the Poor Gone: Cambodia Poverty Assessment 2013*, Second Edition, Poverty Reduction and Economic Management Sector Unit, East Asia and Pacific Region, The World Bank

(すずき はるこ)