

# カンボジアにおける子どもの 多次元貧困と母親の就業

三輪 加奈

## Abstract

The objective of this study is to explore the causal impacts of maternal employment on multidimensional child poverty in Cambodia using 2014 Cambodia Demographic and Health Survey (CDHS) data. The UNICEF Multiple Overlapping Deprivation Analysis methodology was applied to address multidimensional poverty among children under 5 years of age. Approximately, 80% of children under five are deprived in at least two of the six poverty dimensions (nutrition, health, early childhood development, water, sanitation, and housing dimensions). The estimated results of endogenous treatment effects analysis revealed that, overall, maternal employment is significant and negatively associated with child's multidimensional poverty.

**Keywords:** Multidimensional Child Poverty, Maternal Employment, Cambodia

## 1. はじめに

開発途上国の貧困問題を考える際には、「1人1日何ドル以下」という所得貧困を基準としていることが多い。しかし、貧困は所得以外の側面も含むこと、また所得貧困が家計レベルで測られ、家計構成員の個別の貧困状態(例

例えば、家計内資源配分が成人の男性に偏っているような場合、家計としては所得貧困ではないが、家計内の女性と子どもは極めて厳しい状況にあるなど）が考慮されないといった問題が指摘されている。この問題を解決する方法の一つとして、国連開発計画は2010年に所得以外の多面的な貧困を測る「多次元貧困指数（Multidimensional Poverty Index: MPI）」を発表している。

加えて近年では、子どもの貧困の問題に注目が集まっており、子どもの貧困についても家計の所得の低さだけではない、多面的な現象であると認識されている。子どもは家計所得をコントロールできず、生活（子どものニーズの充足）も大人に完全に依存している。さらに、子どもの年齢によりニーズが異なり、同じ家計内であっても、子どもによりどのような貧困状態を経験するか（あるいは経験しないか）も異なる。そこで、ユニセフ（国連児童基金）は、子ども個人の多次元貧困を定義し計測する手法として **Multidimensional Overlapping Deprivation Analysis (MODA)** を開発し (de Neubourg, et al. 2012), この手法は、特に開発途上国での子どもの多次元貧困の定義づけと計測に適用されている。

子どもの多次元貧困は、健康と栄養、教育、水、衛生、住居といった次元で貧困を定義・計測するものが多い<sup>1</sup>。子どもの多次元貧困を決定づける要因としては、子どもの年齢や性別、家長の性別、家長と母親の教育年数、家計資産や消費・所得水準、居住地域など、子どもと母親および家計の人口・社会経済的な属性が挙げられる (Ferrone and de Milliano 2018; Fonta, et al. 2020; Lekobane and Roelen 2020 など)。Ferrone and de Milliano (2018) と Lekobane and Roelen (2020) では、家長の就業形態も考慮されており、家長が雇用労働者（有給労働者）であることが、子どもの多次元貧困を緩和しうることが示されている。しかし、いずれの研究においても、母親の就業形態の子どもの多次元貧困への影響は検証されていない。

---

1 どのような基準（指標）を用いるかは、分析対象の子どもの年齢によっても異なる。

所得貧困と子どもの多次元貧困との関連も考察されている。Roelen (2017) は、エチオピアとベトナムの事例から、所得貧困と子どもの多次元貧困とは明確な関連性があるものの、完全にはお互いを代替（説明）しきれないと結論づけている。また、Kim (2019) はエチオピアとインド、ペルー、ベトナムの4カ国の2006年と2009年のYoung Lives Surveyのデータを用いて、2期間を通じて所得貧困である子どもは多次元貧困のままである場合が多く、また仮に所得貧困から抜け出せた場合でも、多次元貧困からは必ずしも脱却できないとしている。

加えて、貧困を緩和する目的で実施される開発プログラムや社会支援プログラムの子どもの多次元貧困へのプラスの影響も明らかとなっている。Osei and Turkson (2022) は、ガーナでの所得移転プログラムが受給家計の子どもの貧困緩和に効果的であることを、Gao, et al. (2022) は中国農村で実施されたプライマリ社会支援プログラムの受給が、子どもの深刻な多次元貧困を軽減させることを示している<sup>2</sup>。ウガンダ農村で貧困状態にある孤児を対象とした貯蓄インセンティブ付きのメンターシップと金融に関する訓練プログラムの効果について、Wang, et al. (2021) は、同プログラムが受益者の多次元貧困を緩和することを明らかにしている。

本研究の対象国であるカンボジアの子どもの多次元貧困については、その定義と概要がMoP and UNICEF (2018) にまとめられており、2015年時点で0～17歳の子どもの48.7%が多次元貧困状態であり、それは所得貧困の割合(16.0%)よりも高いことが示されている。また、Karpati, et al. (2018) は、カンボジアの5歳未満の子どもの多次元貧困を定義(計測)したうえで、多次元貧困が成長阻害(stunting)<sup>3</sup>に与える影響を考察している。分析結果

---

2 Gao, et al. (2022) は、プログラムの適切なターゲティングがより高い効果(深刻な多次元貧困の緩和)をもたらすことも言及している。

3 成長阻害は、その子どもの性別・年齢に対する標準的な身長よりも低身長である場合、具体的には年齢別身長(height for age)のzスコアが-2より小さい場合がそれに該当する。年齢別身長は長期の栄養不良を測る指標として用いられている。

から、子どもの多次元貧困の成長阻害へのマイナスの影響が示され、子どもの多次元貧困を緩和すること、またそのための政策的な介入を実施することが、子どもの栄養不良の問題を解決するために不可欠であると結論づけている。

母親は子どもの世話や子育てにおいて中心的な役割を担うため、母親の労働市場への参加は、所得向上（消費水準の上昇）などを通じて子どもに正の影響をもたらすと考えられる一方で、子どもと過ごす時間の減少により子どもが十分なケアが受けられなくなる可能性もある。実際、母親の労働市場への参加・労働供給と子どもの栄養・健康や教育、厚生との関係を検証している研究では、その影響について議論が分かれている。

例えば、開発途上国を事例として母親の労働市場への参加が子どもの栄養状態に与える影響を考察した研究では、黒崎・上山（2010）がアフリカの多くの国で父親に比べて母親の農業従事が相対的に子どもの栄養改善にプラスの影響を与える傾向があることを、Miwa（2017）がカンボジアの5歳未満児の栄養状態に対して、母親の非農業部門への就業がプラスの影響を与えていることを指摘している。一方、黒崎・上山（2010）では同時に、南アジア各国では母親の農業従事が5歳未満の子どもの栄養改善には役立たないことを、Mugo（2012）もケニアでの母親の労働市場への参加は子どもの栄養状態に有意な影響を与えないとしている。

このように、母親の労働市場への参加が子どもに与える影響については議論の余地があり、また多次元貧困に対する影響を検証した研究もなされていない。

2000年以降、高い経済成長率を維持しているカンボジアでは、製造業でも特に縫製・製靴業（以下、縫製業とする）が成長の牽引役である。縫製業は労働集約的な産業であり、縫製工場の増加に伴い、（特に若い）女性の雇用が急速に増えている。また、カンボジア全体の好調な経済成長も相まって、縫製工場への就業をはじめとする女性の労働市場への参加機会は今後も拡大

していくものと考えられる。したがって、母親の就業が子どもの多次元貧困に与える影響を考察することは、女性の雇用や子どもの貧困に関する分野の政策を検討する際の基礎的な情報としても重要な意味を持つと考える。

そこで本研究では、カンボジアにおける5歳未満の子どもの多次元貧困に対して母親の就業が与える影響（因果効果）について、内生性を考慮した処置効果モデル（endogenous treatment effect model）を用いて検証する。

## 2. データ

本研究の分析には、2014年のカンボジア人口保健調査（Cambodia Demographic and Health Survey: CDHS 2014）のデータを用いる。CDHSは、人口と保健（健康）に関する問題・課題を評価するために、カンボジア保健省と計画省・国家統計局が中心となり、アメリカ合衆国国際開発庁（USAID）など複数の国際機関の支援のもとで実施している全国規模の調査である。CDHS 2014は、2014年1月～12月の間に全国15,825世帯に対して調査を実施している（CDHS 2014の詳細については、NIS, et al. 2015を参照）。

CDHSは、家計・女性・男性・微量栄養素の4つの質問票（質問群）からなり、質問内容は世界各国で広く行われている人口保健調査（DHS）に基づいている。家計質問票では、家計構成員の特性（年齢、性別、教育年数など）や家計の資産保有状況に加え、住居状況、保健サービスの利用、病気やケガに対する保険料支出などについての質問が含まれている。また、家計内の5歳未満の子ども（0～59ヵ月の子ども）についての栄養・健康状態、予防接種の記録、就学前教育などに関する詳細な情報収集に加え、身長・体重の測定も行われており、それらのデータが利用可能である。

なお、調査時に存命であった0～59ヵ月の子どもは6,971人で、49.9%が女兒、72.4%が農村部に居住している。

### 3. 子どもの多次元貧困

#### 3-1. 子どもの多次元貧困の計測

子どもの多次元貧困を測るために、ユニセフが発表しているMODAの手法を援用する(de Neubourg, et al. 2012)。本研究では、6つの次元(栄養, 健康, 乳幼児期の子どもの発達(early childhood development: ECD), 水, 衛生, 住居)を用いて、5歳未満の子どもの多次元貧困を定義する。各次元ではなく奪状態(貧困状態)を測る指標としては、表1に示した14の指標を用いる(次元・指標と基準については、Karpati, et al. 2018などを参考にしている)。

6つの次元のうち、栄養と健康, ECDの3つの次元(と8指標)については、子ども個人レベルで評価をする。水と衛生, 住居の3次元については、子どもが居住する家計レベルで測り、家計が各指標の基準を満たす場合にはく奪(deprivation)状態であると判断する。なお、先行研究を参考に、各次元は同じウェイトとし、指標の基準に月齢の指定がある場合には該当する月齢以外の子どもは当てはまらない(はく奪がない)ものとして扱う。

表2は、各指標について、基準に該当する(はく奪状態にある)子どもの割合をまとめたものである。男女間では各指標に有意な違い(差)が見られない一方、子どもの居住地による違いは大きいことから、農村部と都市部に分けた場合の数値も併せて示している。なお、指標の基準に月齢の指定がある場合には、その月齢に該当する子どものうちの割合を示し、例えば、「完全母乳ではない」という指標については、0~5ヵ月を対象となるため、0~5ヵ月の乳児のうち35.8%が完全母乳ではない(乳児用ミルクや白湯などの他の飲み物, 離乳食なども与えられている)ということの意味している。

最もはく奪の割合が高い指標は「就学前教育を受けていない」で、カンボジアでは36~59ヵ月(3~4歳)の子どもの82.8%が就学前教育プログラムやプレスクール(幼稚園等)に通っていないといえる。ただし、都市部と農

表1. 5歳未満の子どもの多次元貧困を測る次元と指標

次元	指標	閾値 (基準) <sup>1)</sup>
栄養	完全母乳ではない (Unexclusively breastfed)	0～5ヵ月の乳児が母乳以外のもの (乳児用ミルクなど)も摂取している
	最低限の食事基準を満たし ていない (No minimum acceptable diet)	6～23ヵ月の子どもが標準的な最低限 の食品群を摂取していない (8つの食 品群のうち4つ以下の摂取 <sup>2)</sup> )
	消耗症 (Wasting)	WHOの子どもの成長基準で身長別標 準体重zスコアが-2未満である
	低体重 (Underweight)	WHOの子どもの成長基準で年齢別体 重zスコアが-2未満である
健康	非熟練の分娩介助者 (Unskilled birth attendance)	熟練した分娩介助者 (医師, 看護師, 助産師など)のもとでの出産ではない
	予防接種の不足 (Missing immunizations)	12ヵ月以上の子どもがBCGと, 3回 の三種混合とポリオ, および, はしか のワクチン (計8回)を受けていない
乳幼児期の子 どもの発達 (ECD)	就学前教育を受けていない (No early childhood education attendance)	36～59ヵ月の子どもが就学前教育 (プ ログラム)を受けていない
	本・おもちゃがない (No books and toys)	子どもの家に本またはおもちゃがない (学習支援アイテムの不足)
水	改良されていない飲み水 (Unimproved drinking water source)	家計が改良されていない飲み水 (水 源)を使用している
衛生	手洗い場がない (No handwashing)	手洗い場に石鹼と水がない, もしくは 手洗い場がない
	改良されていないトイレ (Unimproved toilet)	家計が改良されていないトイレ設備を 使用している
住居	密集 (Overcrowding)	寝室1部屋を4人以上で使用している (5歳未満児は0.5人として計算)
	床・屋根・壁のいずれかが 不十分 (Inadequate floor, roof, walls)	床, 屋根, 外壁のいずれかが自然素材 で出来ていて耐久性に欠ける
	不潔な炊事用燃料 (Unclean cooking fuel)	家計が不潔な炊事用燃料を室内で使用 している (室内大気汚染が懸念され る)

出所:筆者作成

- 1) これらの基準を満たす場合, はく奪 (貧困) 状態にあると判断する。
- 2) 8つの食品群は, ①母乳, ②穀物・根菜・塊茎・プランテン, ③豆類・ナッツ, ④乳製品 (牛乳, 乳児用ミルク, ヨーグルト, チーズ), ⑤肉食品 (食肉, 魚, 家禽, 内臓肉), ⑥卵, ⑦ビタミンAが豊富な野菜・果物, ⑧その他の野菜・果物である。

表2. 各指標のはく奪状況（該当する子どもの割合）<sup>1)</sup>

指標	全体	地域差			母親の就業別		
		農村部	都市部	t値 <sup>2)</sup>	就業あり	就業なし	t値 <sup>3)</sup>
完全母乳ではない	35.8	28.3	55.2	6.82***	45.5	29.7	4.28***
最低限の食事基準を満たしていない	61.1	64.3	52.3	5.13***	59.3	64.2	2.30**
消耗症	9.7	10.1	8.6	1.49	9.3	10.5	1.32
低体重	23.4	25.7	17.3	5.79***	23.2	23.7	0.38
非熟練の分娩介助者	12.4	16.2	2.5	15.53***	13.3	10.8	2.97**
予防接種の不足	18.4	20.7	12.0	7.39***	18.4	18.3	0.04
就学前教育を受けていない	82.8	88.4	65.8	13.58***	82.0	84.8	1.67*
本やおもちゃがない	45.3	51.8	27.8	18.11***	39.5	56.5	13.5***
改良されていない飲み水	54.6	66.4	22.7	34.89***	52.1	59.4	5.73***
手洗い場がない	30.0	37.0	11.4	21.24***	29.3	31.4	1.81*
改良されていないトイレ	47.5	59.5	15.0	35.49***	46.6	49.2	2.08**
密集	39.6	42.7	31.3	8.66***	38.1	42.6	3.59***
床・屋根・壁のいづれかが不十分	24.2	29.8	9.2	17.99***	22.9	26.8	3.54***
不潔な炊事用燃料	34.9	39.6	22.3	13.48***	34.2	36.5	1.88*

出所：CDHS 2014のデータより筆者作成

- 1) 指標の基準で月齢の指定がある場合は、それに該当する月齢の子どものうちの割合を示す。
- 2) 「農村部に居住する子どものはく奪割合と、都市部のそれが等しい」という帰無仮説を検定しているもので、\*\*\*は1%水準で統計的に有意。
- 3) 「母親が就業している子どものはく奪割合と、母親が就業していない子どものそれが等しい」という帰無仮説を検定しているもので、\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%水準で統計的に有意。

村部では就学前の教育機会に大きな差があり、都市部ではその割合が65.8%に減少する。

子どもの居住地域による違いをみると、「消耗症」以外の指標について、農村・都市部で基準に該当する子どもの割合に統計的に有意な差があり、概



ね農村部での割合が高くなっている。ただし、「完全母乳ではない」については都市部に居住する子どもの割合の方が高く、都市部では乳児用ミルクなどの母乳代用品の入手が容易であることなどが影響しているのではないかと考えられる。

各次元のはく奪状況については、表3の通りである。ここでは、次元に含まれる指標の一つ以上の基準に当てはまる場合（同次元の指標の一つ以上がはく奪状態である場合）に、その次元がはく奪されていると判断する。表3から、栄養の次元については44.4%、健康は22.7%、ECDは63.8%、水は54.6%、衛生は56.2%、そして住居は65.7%の5歳未満児がはく奪状態であるといえる。また、子どもの個人レベルの次元よりも、家計レベルの次元（水・衛生・住居）の方が、はく奪の割合が高い傾向にある。

0～59ヶ月の子どものうち、94.0%が少なくとも一つの次元ではく奪状態があり、2つ以上の次元ではく奪がある子どもは80.7%、3つ以上は64.2%と、多くの子どもが複数の次元で貧困に直面しているといえる（表3・右列）。また、はく奪のある次元の数の平均値は3.06であることから、カンボジアの5歳未満児の多次元貧困の深刻さがうかがえる。

**表3. 各次元のはく奪状況（貧困状態にある子どもの割合）と該当数**

次元	該当者の割合 (%) <sup>1)</sup>	はく奪がある次元の数	該当者の割合 (%)
栄養	44.4	1～6	94.0
健康	22.7	2～6	80.7
ECD	63.8	3～6	64.2
水	54.6	4～6	42.5
衛生	56.2	5～6	19.7
住居	65.7	6	4.9

出所：CDHS 2014のデータより筆者作成

1) 各次元に含まれる指標の一つ以上で基準に当てはまる場合、当該次元がはく奪状態（貧困状態）であると判断する。

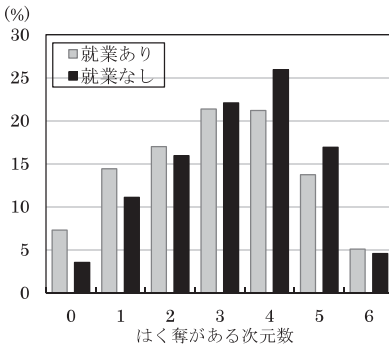
### 3-2. 子どもの多次元貧困と母親の就業

ここでは、カンボジアにおける5歳未満の子どもの多次元貧困について、子どもの母親の就業状況による違いを見ていく。図1は、母親が就業している（「過去12ヵ月間（1年間）に何か仕事をしましたか」という質問に「はい」と答えた）ケースと、就業していないケースとで子どもをグループ分けし、子どもがいくつの次元についてはく奪状態にあるかを比較したものである。母親の「就業あり」の子どもで、はく奪がまったくなかった（貧困ではない）のは7.3%で、「就業なし」グループの子どもの3.5%よりもその割合が高くなっている。

就業ありグループの子どものはく奪がある次元数の平均値は2.97であり（表4）、また、3～4次元でははく奪が多いのに対し、就業なしグループのはく奪数の平均は3.26で、4つの次元ではく奪状態にある子どもの割合が最も高くなっている。したがって、全体として、母親が就業していない子どもの方がより貧困が深刻なようである。

表4は、母親の就業状況により、各次元ではく奪状態にある子どもの割合を比較したものである。ここでのt値は、「母親が就業している子どものは

図1. 母親の就業別での多次元貧困



出所：CDHS2014のデータより筆者作成

表4. 母親の就業別での各次元ではく奪状況

次元	該当者の割合 (%)		t 値
	就業あり	就業なし	
栄養	41.9	49.1	4.39***
健康	24.0	20.0	3.77***
ECD	61.4	68.3	5.58***
水	52.1	59.4	5.73***
衛生	54.2	59.9	3.73***
住居	64.1	68.7	4.10***
はく奪がある次元数	2.97	3.26	5.59***

出所：CDHS2014のデータより筆者作成

く奪割合と、母親が就業していない子どものそれが等しい」という帰無仮説を検定しているもので、\*\*\*は1%水準で統計的に有意であることを意味している。いずれの次元についても母親の就業の有無により、はく奪に該当する割合が有意に異なることがわかる。なお、健康以外の次元については、就業ありグループの方が割合が低いが、健康の次元について母親が就業している子どもの方がよりはく奪状態にあることが示唆される。

各指標のはく奪状態については、表2の右列に示している通りである。それより、「消耗症」「低体重」「予防接種の不足」については2グループ間で有意な差はないが、その他の指標については統計的に有意な差がみられる。母親が就業している場合にはく奪の割合が高い指標は、「完全母乳ではない」と「非熟練の分娩介助者」であり、「最低限の食事基準を満たしていない」という指標とECD、水、衛生、住居の各次元に含まれる指標については母親が就業をしている方がその割合が低いといえる。

## 4. 実証分析

### 4-1. 計量モデル

本研究では、母親の就業が0～59ヵ月の子どもの多次元貧困に与える影響を検証するために、処置効果モデル (treatment effect model) の手法を用いる。

ここで、子ども*i*の母親が就業している場合の結果を $Y_i(1)$ 、就業していない場合のそれを $Y_i(0)$ とする。また、母親の就業の有無 (処置の違い) を $T_i \in \{0, 1\}$ で表すと、子ども*i*の結果は、 $Y_i = T_i Y_i(1) + (1 - T_i) Y_i(0)$ により得ることができる。しかしながら、(通常の処置効果モデルでの想定と同様に) 母親が就業することの処置効果 (treatment effect)  $TE_i = Y_i(1) - Y_i(0)$ は直接観察することはできない。

なお、処置効果は個々の子どもへのインパクトよりも、対象となる子ども

全体へのインパクト（平均的なインパクト）に関心があり、それを求めることが必要である。つまり、就業している母親を持つ子ども（全体）の結果指標の平均 $E(Y_i(1))$ と、就業していない母親を持つ子どもの結果指標の平均 $E(Y_i(0))$ とを比較し（平均の差を求め）、平均処置効果（average treatment effect）を推計するということである。本研究では、(1)式で示される処置群における平均処置効果（average treatment effect on treated: ATET）を求めることとする。

$$ATET = E[Y_i(1) - Y_i(0)] = E[Y_i(1)] - E[Y_i(0)] \quad (1)$$

本研究では、結果指標である $Y_i$ は「子どもの多次元貧困」、処置変数 $T$ は「母親の就業の有無（就業ありの場合は1、それ以外は0の値をとる）」とする。ここで、母親の就業が子どもの貧困を決定すると考えられる一方で、子どもの状態（健康・栄養状態の悪さなど）が母親の就業の決定要因ともなり得、そこに内生性の問題が発生する。この問題に対処するために、内生性を考慮した処置効果モデルの手法によりATETを推計することとする<sup>4</sup>。

実際の推計に用いた変数（コントロール変数）の定義は、表5の通りである。なお、CDHS 2014の調査対象には母親が何らかの理由で不在の子どもも含まれているため、分析には母親と同居している5歳未満の子ども4,642人からのデータを用いる。

---

4 Stataのコマンド`eteffects`により推計している。なお、母親の就業（処置変数）の内生性の検定では、「内生性がない」という帰無仮説は棄却された。

表 5. コントロール変数の定義と基本統計量

コントロール変数	定 義	平均	標準偏差
子ども個人			
子性別 <sup>1)</sup>	1 = 女兒, 0 = それ以外	0.495	
子年齢 <sup>1)</sup>	子どもの年齢 (年) 【子年齢の 2 乗項も含める】	2.617	1.383
子出生順位 <sup>1)</sup>	子どもの出生順位	2.330	1.565
母親			
母年齢	母親の年齢 (年)	29.211	5.973
母教育	母親の教育年数 (年)	5.461	4.016
母身長	1 = 母親の身長が145cm 未満, 0 = それ以外	0.057	
母妊娠中 <sup>2)</sup>	1 = 母親が現在妊娠中である, 0 = それ以外	0.045	
家計			
家長性別	1 = 家長が女性, 0 = それ以外	0.224	
家長年齢	家長の年齢 (年)	40.829	13.636
家長教育	家長の教育年数 (年)	5.361	4.145
家計資産	家計資産インデックス (1 = 最も少ない ~ 5 = 最も多いの 5 分位)	3.066	1.543
農地所有	1 = 家計が農地を所有している, 0 = それ以外	0.640	
5 歳未満の家計員	5 歳未満児の家計構成員数 (人)	1.386s	0.610
地方都市	1 = 家計 (子ども) がプノンベン都以外の都市部に居住, 0 = それ以外	0.231	
農村部	1 = 家計が農村部に居住, 0 = それ以外	0.716	
縫製工場 <sup>2)</sup>	1 = 家計が居住する州内に縫製・製靴工場あり, 0 = それ以外	0.567	

出所：CDHS 2014 のデータより筆者作成

- 1) 子どもの個人コントロール変数は、結果指標 (多次元貧困) の推計のみに用いる。
- 2) これらの変数は、母親の就業決定関数の推計のみに用いる。

#### 4 - 2. 分析結果

表 6 は、母親の就業の有無 (就労あり = 1, 就業なし = 0) を処置変数として、内生性を考慮した処置効果モデルにより、子どもの多次元貧困への ATET を推定した結果を示している。

表6・第1列は、子どもの多次元貧困を表す結果指標として「はく奪がある次元の数」とした場合の結果である。これより、ATETの係数がマイナスで有意であることから、母親が就業していることが、子どもの多次元貧困を緩和するといえる。第2列は、結果指標を「はく奪がある次元数が3つ以上の場合を1、2つ以下の場合を0とするダミー変数」とし、深刻な多次元貧困への母親の就業の効果を推定している。これより、母親が就業している5歳未満の子どもの方が、深刻な多次元貧困の状態に陥る可能性が低いことが示唆される。

なお、いずれの次元もはく奪状態とはならないこと（はく奪がある次元数が0の場合を1、それ以外を0とする結果指標で測る）、つまりは多次元貧困ではないことに対しては、母親の就業の有意な影響は見られない（第3列）。

表6・右列には、参考までにはく奪のある（該当する）指標の数を結果指標とした推定結果を示している。これより、母親の就業ははく奪状態にある指標の数を、およそ2.14個減少させる効果があるといえる。

表6. 母親の就業と子どもの多次元貧困

結果指標	はく奪がある次元数 (0～6)	深刻な貧困状態 (1=3つ以上の次元が該当)	貧困ではない (1=はく奪次元数が0)	該当する指標の数 (0～14)
ATET	-1.271** (0.589)	-0.366*** (0.040)	-0.145 (0.249)	-2.137** (0.871)
標本数	4,183	4,183	4,183	4,183

出所：筆者作成

注：推計には表5に示したコントロール変数を用い、括弧内は家計レベルでのクラスタロバスト標準誤差を示す。\*\*は5%、\*\*\*は1%水準で統計的に有意。

以上の結果より、子どもの多次元貧困に対して、全体としては母親の就業がそれを緩和する効果があると考えられる。しかしながら、表4でも見たように、次元によっては「就業なし」の母親を持つ子どもの方がはく奪がより

少ない傾向を示しているものもあることから、各次元への影響も検証する必要があるだろう。

そこで、次に結果指標として「各次元においてははく奪がある場合は1、ない場合は0とするダミー変数」を用い、各次元へのATETを推計する。その推定結果を示したのが表7である。

子どもの個人レベルの次元である、健康とECDについて、母親の就業が正に有意となっており、この2次元については母親の就業がむしろはく奪(貧困)状況に陥る可能性を高めるということが示唆される。家計レベルの次元については、水と衛生に対して負に有意な影響を示し、母親の就業がより安全な飲み水(水源)やトイレの利用などを促すようである。なお、栄養と住居の2つの次元に対しては、有意な影響は示されていない。

表7・下は、個人レベルと家計レベルで次元を分け、はく奪の数(どちらのレベルも0~3)とはく奪の有無(各レベルに含まれる次元の1つ以上ではく奪あり=1, それ以外=0)への母親の就業の影響を推計した結果である。

個人レベルの次元に対して、母親の就業がマイナスの影響を与えていることについて、特に有意な影響が示された健康とECDに着目し、それらを構

表7. 母親の就業と子どもの多次元貧困(次元ごと)

		各次元ではく奪あり=1, なし=0					
		栄養	健康	ECD	水	衛生	住居
ATET		0.141	0.236***	0.317**	-0.488***	-0.348***	-0.107
		(0.188)	(0.016)	(0.175)	(0.012)	(0.105)	(0.185)
		個人レベルの次元		家計レベルの次元			
		次元数(0~3)	はく奪あり	次元数(0~3)	はく奪あり		
ATET		1.050***	0.471*	-2.106***	-0.173***		
		(0.384)	(0.244)	(0.483)	(0.011)		

出所：筆者作成

注：推計には表5に示したコントロール変数を用い、括弧内は家計レベルでのクラスタロバスト標準誤差を示す。\*\*は5%、\*\*\*は1%水準で統計的に有意。

成する指標ごとで詳しく検証してみることにする。表8は、各指標に該当するかどうか（はく奪があるかどうか）を結果指標として推計した結果をまとめたものである。

表8・左列の健康の次元を確認すると、「予防接種の不足」に対しては有意な影響はなく、また「予防接種の不足」の基準で指定されている12ヵ月以上の子どもに限ってもその結果に変化はみられない。他方で、「非熟練の分娩介助者」については、ATETの係数が正で有意となっている。このことは、就業している母親の子どもは、専門技術を身につけた医師や助産師などの熟練の分娩介助者のもとではなく、伝統的産婆(traditional birth attendant)の立ち合い、もしくは介助者がいない状態で生まれる可能性が高いということの意味している。

この結果は、カンボジアでは産前・産後休暇（出産休暇）を導入している雇用先が少ないと考えられることや、農業を含めた自営業の場合にはそもそもそのような考えがないこと、賃金が勤務日数に応じて支払われるなどの理由から、母親が出産直前まで働き、本来予定していた場所（熟練の分娩介助者のいる病院・クリニックなど）以外での出産を余儀なくされる可能性が高まるためではないかと解釈される。実際、多くのカンボジア女性が勤務している縫製工場では、出産休暇は制度としては存在しているものの、適切な運用がなされておらず、休暇中の手当も不十分であるとの報告がなされている。

ECDについては、母親の就業が就学前教育への参加を促す一方、本・おもちゃの保有についてはマイナスの影響が示された（表8・右列）。就学前教育の指標の対象月齢である36ヵ月以上とそれ未満で子どもを分けて推計したところ、特に子どもが0～35ヵ月（0～2歳）の場合に本またはおもちゃを購入しない傾向がみられた。本やおもちゃは子どもの学びをサポートする役目がある。しかし、より幼少の子どもに対してはその必要性が認識されていないこと、また働く母親は子どもと過ごす時間が短くなりがちで、本の読



み聞かせやおもちゃで一緒に遊ぶことが少ないことなどが、この結果をもたらしている可能性が考えられる<sup>5</sup>。

表 8. 健康・ECDの各指標に対する母親の就業の影響

次元	健康			ECD			
	非熟練の分娩介助者	予防接種の不足		就学前教育を受けていない	本・おもちゃがない		
子どもの月齢	すべて	すべて	12ヵ月以上	36~59ヵ月	すべて	0~35ヵ月	36ヵ月以上
ATET	0.128*** (0.007)	-0.042 (0.194)	-0.029 (0.178)	-0.171*** (0.026)	0.261** (0.127)	0.374*** (0.198)	0.077 (0.181)

出所：筆者作成

注：推計には表5に示したコントロール変数を用い、括弧内は家計レベルでのクラスタロバスト標準誤差を示す。\*\*は5%、\*\*\*は1%水準で統計的に有意。

## 5. おわりに

本研究では、カンボジアにおける母親の就業が5歳未満の子どもの多次元貧困に与える影響（因果効果）を、内生性を考慮した処置効果モデルにより検証した。その結果、母親の就業は、はく奪（貧困）のある次元の数を減らし、また深刻な多次元貧困状態に陥ることを防ぐことが明かとなった。これは、母親の就業による所得効果などを通じて子どもの生活・住環境が改善し、貧困の緩和につながっているものと考えられる。

ただし、個々の次元への母親の就業の影響は異なり、特に子ども個人レベルの次元である健康とECDに対して、母親の就業がマイナスの影響をもたらすことを示唆する分析結果となっている。

熟練の分娩介助者のもとの出産は、出産に関する産婦と新生児（胎児）のリスクを軽減させ、不測の事態においても迅速な対応を可能とするもので

5 ただし、この解釈は推測の域をでないため、更なる情報収集などによる検証が必要である。

ある。しかしながら、出産休暇の整備やその間の手当等が不十分な環境下では、所得を得るために出産直前まで勤務せざるを得ないこと、また就業が定期的な妊婦健診の受診を困難とすることなどが、病院やクリニック以外の適切な分娩介助者がいないもとの出産につながっている可能性が考えられる。カンボジアでは状況は改善しているものの、周辺国と比べても母子の死亡率が高いことから、より一層の母子保健改善に向けた努力が求められる。母子保健に加え、ECDの機会についても、都市部と農村部では大きな格差がみられることから、特に農村部での更なる取り組みや就学前教育の普及が重要であるといえる。

#### 引用文献

- de Neubourg, C., J. Chai, M. de Milliano, I. Plavgo, and Z. Wei (2012) "Step-by-Step Guidelines to the Multiple Overlapping Deprivation Analysis (MODA)," *Working Paper 2012-10*, UNICEF Office of Research, Florence.
- Ferrone, L. and de Milliano, M. (2018) "Multidimensional Child Poverty in three Countries in Sub-Saharan Africa," *Child Indicators Research*, 11(3):755-781. DOI: 10.1007/s12187-017-9487-2.
- Fonta, C. L., Yameogo, T. B., Tinto, H., van Huysen, T., Natama, H. M., Compaore, A., and Fonta, W. M. (2020) "Decomposing multidimensional child poverty and its drivers in the Mouhoun region of Burkina Faso, West Africa," *BMC Public Health*, 20:149. DOI:10.1186/s12889-020-8254-3.
- Gao, Q., Zhai, F., and Wang, Y. (2022) "Welfare Participation Reduced Severe Child Multidimensional Poverty in Rural China: Better Targeting Can Lead to Greater Poverty Reduction," *Child Indicators Research*, 15(3):913-932. DOI:10.1007/s12187-021-09885-2.
- Karpati, J., de Neubourg, C., Laillou, A., and Poirot, E. (2018) "Improving children's nutritional status in Cambodia: Multidimensional poverty and early integrated interventions," *Maternal and Child Nutrition*, 16(S2):e12731. DOI: 10.1111/mcn.12731.
- Kim, H. (2019) "Beyond Monetary Poverty Analysis: The Dynamics of Multidimensional Child Poverty in Developing Countries," *Social Indicators Research*, 141(3): 1107-1136. DOI: 10.1007/s11205-018-1878-3.
- 黒崎卓・上山美香 (2010), 「経済発展における子供の健康状態と母親の農業従事, 家庭内

- 資源配分—DHS データを用いた南アジアとアフリカの比較—, 北村行伸編著『応用ミクロ計量経済学』, 第9章, 日本評論社.
- Lekobane, K. R. and Roelen, K. (2020) “Leaving No One Behind: Multidimensional Child Poverty in Botswana,” *Child Indicators Research*, 13:2003-2030. DOI: 10.1007/s12187-020-09744-6.
- Ministry of Planning (MoP) and UNICEF (2018) *Child Poverty in Cambodia*, Phnom Penh, Cambodia.
- Miwa, K. (2017) “Effect of Maternal Labor Force Participation on Child Health in Cambodia,” 釧路公立大学紀要『社会科学研究』第29号, 65-76, 釧路公立大学.
- Mugo, M. G. (2012), “Impact of Parental Socioeconomic Status on Child Health Outcomes in Kenya,” *African Development Review*, 24(4), 342-357.
- National Institute of Statistics (NIS), Directorate General for Health, and ICF international (2015) *Cambodia Demographic and Health Survey 2014*.
- Osei, K. B. and Turkson, D. (2022) “Cash Transfer and Multidimensional Child Poverty: Evidence from Ghana,” *International Journal of Social Economics*, 49(5):744-764. DOI:10.1108/IJSE-07-2021-0382.
- Roelen, K. (2017) “Monetary and Multidimensional Child Poverty: A Contradiction in Terms?” *Development and Change*, 48(3):502-533. DOI:10.1111/dech.12306.
- Wang, J. S-H., Malaeb, B., Ssewamala, F. M., Neilands, T. B., and Brooks-Gunn, J. (2021) “A Multifaceted Intervention with Savings Incentives to Reduce Multidimensional Child Poverty: Evidence from the Bridges Study (2012–2018) in Rural Uganda,” *Social Indicators Research*, 158:947-990. DOI: 10.1007/s11205-021-02712-9.