

土地貸借は資産矛盾効果を緩和させるか？

——カンボジア農村の時間配分データを用いた実証分析——

なすだ あき こ
那須田 晃 子

《要約》

本稿では、途上国において重要な資産であり、かつ資本としての役割ももつ土地が、子供の農業労働に与える影響を、カンボジアの家計データを用いて分析した。先行研究では、土地市場と労働市場の両方が不完全であるために、土地面積と児童労働との間に正の相関が発生すること（資産矛盾）、またどちらかの市場が完全であればこの現象が生じないことが理論的に述べられてきた。本稿では土地市場へのアクセスに注目し、土地貸借を行った家計と行わなかった家計に分類を行い、資産矛盾の有無を実証的に確認した。その結果、土地市場へのアクセスが困難であると考えられる家計には、資産矛盾が観察されるのに対し、土地市場へのアクセスが容易であると考えられる家計は、この現象が観察されなかった。これは多くの途上国で観察されている資産矛盾が、土地市場の整備によって解消されることを示唆しており、先行研究の理論モデルと整合的な実証結果であった。

はじめに

- I モデル
- II 誘導型による実証モデル
- III データ
- IV 説明変数
- V 推定結果
- VI 標本抽出後の推定結果
結びに

はじめに

児童労働に関する実証分析において、しばしば資産矛盾（wealth paradox）と呼ばれる現象が観察されている。これは、途上国において重要な資産の役割を果たす土地を多く保有する家計の子供ほど、児童労働により従事しているとい

う現象が観察されるということである。伝統的な児童労働研究の文脈では、親の所得が低く家計の生活水準が低いために、子供が家計所得に貢献する必要がある、児童労働が行われると考えられてきた。この観点からは、より豊かな家計ほど児童労働が多く観察されるという結果は解釈し難いものであった。本稿ではカンボジアの家計データを用い、土地市場へのアクセスが容易であったと考えられる家計では資産矛盾が観察されないものの、一方でこれが困難であったと考えられる家計では資産矛盾が観察されることを示した。

児童労働は主要な研究テーマのひとつであり、多くの論文が書かれている。伝統的な児童労働

研究において、児童労働は親の低所得を補い、家計の最低生活水準を維持するために行われていると想定されてきた。代表的な研究としては Basu and Van (1998) と Basu (1999) が挙げられ、最低生活水準以下の低所得家計の子供が、児童労働に従事することで学齢期に人的資本蓄積を行うことができず、貧困の連鎖が生じてしまうことを理論モデルで示している。しかし、所得水準と児童労働について、多くの実証研究が行われているが、明確な帰結が得られていない。Cigno and Rosati (2005) は、所得水準と児童労働の間に負の相関関係を観察することができるが、所得水準のみでは児童労働を十分に説明することができないことを指摘している。各国の1人当たり所得と児童労働を図にプロットすると、同じレベルの所得水準であっても児童労働水準が国によって異なること、また1人当たり所得が高い国であっても児童労働が解消されない場合が存在することを示している。所得水準は児童労働が発生する主な要因ではあるが、十分に児童労働のメカニズムを説明することができない。このため、近年では所得水準以外の要因で発生する児童労働と、そのメカニズムについての研究が盛んに行われている。

途上国における児童労働の大半が農業労働であることに注目し、土地面積と児童労働の関係について論じた Bhalotra and Heady (2003) がある。彼らはパキスタンとガーナの農村の家計データから、より広い土地を保有する家計の子供の方が、土地をもたない家計の子供と比較すると、児童労働への従事率が高く、また就学率が低い傾向にあることを発見した。途上国において、土地は重要な資産の役割を果たすため、広い土地を保有する家計は、土地をもたない家

計よりも豊かで生活水準が高いことが予想される。それにもかかわらず児童労働への従事率が高く、先の伝統的な理論モデルのみでは説明ができない現象であった。

このような資産矛盾はなぜ生じるのであろうか。彼らは、途上国における市場の失敗に起因することを指摘し、家計の合理的な行動結果として児童労働が生み出されることを示している。土地市場と労働市場が共に不完全である場合、家計が農業生産を行うために使用できる資本と労働は、家計内の初期賦存 (endowment) の範囲内でのみしか供給することができない。このような不完全市場下で、広大な土地を保有する家計が労働供給を最適化するケースを考えてみる。家計は、土地市場が不完全であるため土地の売買や貸借を行うことができない。このため広大な土地面積に見合う最適な労働量が必要となり、狭い土地を保有する家計よりも労働需要が高くなる。高い労働需要に対して、大人の労働供給のみでは不足する場合に、この家計は児童労働に頼ることになるだろう。このように不完全な市場下では、標準的なハウスホールド・モデルの枠組みで資産矛盾の存在を説明することができる。一方で労働市場が完全であれば、不足分の労働を外部から供給することが可能となるため、必ずしも資産矛盾は発生しないであろう。

このように資産矛盾が発生しない状況については Basu, Das and Dutta (2010) の理論モデルによって示されている。彼らはインドの時間配分データを用いて、所有地面積が小さい場合には、これが増加するにつれて子供の労働時間が増加するが、あるポイントよりも所有地面積が大きい場合には、逆に所有地面積の増加につれ

て子供の労働時間が減少する傾向にあることを示した。所有地面積を横軸に、児童労働を縦軸にプロットした場合には逆U字のグラフが描けることを意味している。彼らによると、この結果は、仮に市場の不完全性によって土地面積の増加が児童労働への従事を促しているとしても、ある閾値を超えると児童労働が減少することから、親は子供に働かせることを望んでいるわけではないことを示唆している。Basu and Van (1998) からの伝統的な児童労働研究で考察されてきたラグジュアリー・アキシオム (luxury axiom) の仮定、つまり親は子供を働かせたくないという仮定は、資産矛盾による児童労働が観察されても、否定されるわけではないことを主張している。

では、この労働市場と土地市場の不完全性の仮定は、どの程度妥当なものであろうか。途上国のいくつかの地域では、農業労働の貸借や賃金労働が存在している。農業労働の需要は、作物の種類と季節によって変化する。同作物を生産している地域では、同時期に労働需要が高まるが、途上国においては交通が未発達であることから、遠方の労働者を雇用することが難しく、労働供給不足となる。このとき、高い賃金をオファーして雇用労働を使用することができる家計は、非常に豊かな大規模農家のみとなってしまう、一般的な農業家計については、ほぼ労働市場へのアクセスが難しいことと同様な状況下にあるといえる。また農業の雇用労働に対して、監視が難しいという点が挙げられる。

先に挙げた資産矛盾に関する児童労働研究では、途上国の市場が不完全であることを前提に議論が進められており、市場の不完全性そのものについて精査した論文は、筆者の知りうる限り

存在しない。これはおそらく地域ごとの市場の不完全度合いを評価する代理変数を見つけることが困難であったためだと考えられる。そこで本稿では、地域的な市場の発達度合いの違いを捉えることはせず、実際に市場取引を行った家計と行わなかった家計の違いを、家計における市場アクセスの容易さの違いと捉えることで分析を行った。具体的には、カンボジア農村家計の土地貸借の有無を市場アクセスの容易さの代理変数とし、土地貸借を行った家計は土地市場へアクセスすることが容易であったと想定したうえで分析を進めた。本稿ではカンボジア全土にわたるさまざまな地域を含んだ大規模な家計データを使用することができたため、地域的な差異をうまくコントロールすることができた。さらに本稿では詳細な時間配分データを含む統計を使用したため、捉えることが難しいとされてきた子供の農業労働時間について取り扱うことも可能となった。

本稿に関連するカンボジアの児童労働研究としては、以下の研究が挙げられる。Han, Fukui and Miwa (2008) では、彼らが収集したカンボジアのコンボンスプー州 (Kampong Spueu) とタケオ州 (Takeo) のデータを用い、土地面積と牛の数について児童労働時間との関係を考察している。土地面積からは明確な資産矛盾を観察することができなかったが、土地と同様に資本の役割をもつ牛の頭数について、子供の労働時間を増やすことを観察している^(注1)。また Kim (2009) は、さまざまな政府統計データ^(注2)を用いてカンボジアにおける児童労働の役割と就学との関係を考察している。カンボジアの文脈では、児童労働の大半が家族経営の農業手伝いで、危険を伴わないタイプの労働であ

ることを示している。そして子供の手伝いの多くが家計所得に貢献しており、児童労働を禁止して就学を奨励することが、必ずしも得策ではないということを論じている。また、児童労働研究を体系的にまとめた論文として、Edmonds (2008) がある。

本稿では大規模な統計データを用いた実証分析を行い、土地貸借を行わなかった家計グループの所有地面積の増加は子供の農業労働時間を増加させるが、土地貸借を行った家計グループではこの現象が観察されないことを示した。つまり土地市場へのアクセスが困難であった家計グループについては資産矛盾が生じるが、土地市場へのアクセスが可能なグループではこれが起きなかった。この結果は、先行研究で議論されてきた理論モデルを支持する結果であり、また市場経済へのアクセスを容易にすることで資産矛盾によって引き起こされる児童労働を削減できる可能性があることを示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。第Ⅰ、Ⅱ節では資産矛盾の発生メカニズムを理論モデルで説明し、実証モデルを組み立てる。第Ⅲ、Ⅳ節では使用したデータの説明を行う。第Ⅴ節ではトービットモデルと OLS による回帰分析を行い、第Ⅵ節でその結果の頑健性を、プロペンシティブ・スコア・マッチングを用いた後に、再度トービットモデルと OLS を使用して確認する。

I モデル

本節では、途上国農村で資産の役割と資本の役割をもつ土地面積が広がるほど、児童労働が増加するという資産矛盾を理論的に検討し、また市場が完全になることで解消されうること

を説明する。

家計は土地と労働力を使用して生産を行う。また労働市場は不完全で、外部に賃金労働などの仕事がないことを仮定する。家計にとっての潜在的な内生変数は、家計全体の消費 c 、家計全体の労働時間 L 、子供の余暇時間 l 、子供の労働時間 L_c 、土地（経営農地）の面積 K である。家計の予算制約式は、

$$c \leq F(K, L) - r\tilde{K} \quad (1)$$

である。 $F(K, L)$ は農業の生産関数であり、1 階微分が正、2 階微分が負、また $F_{LK} > 0$ で労働と資本が補完的な関数を仮定する。 \tilde{K} は借り入れもしくは貸し出した土地面積、そして r はレンタル料である。経営農地面積 K は、以下の通り、所有農地面積 \bar{K} と貸借地面積 \tilde{K} （借り入れの場合は $\tilde{K} > 0$ 、貸し出しの場合は $\tilde{K} < 0$ ）の合計となる。

$$K = \bar{K} + \tilde{K} \quad (2)$$

労働供給の制約は、

$$L = L_c + \bar{L}_a \quad (3)$$

L は家計全体の労働投入量で、家計内の大人の労働供給量 \bar{L}_a と子供の労働供給量 L_c で構成される。ここでは先行研究のラグジュアリー・アキシオムの仮定を引き継ぎ、労働需要に対して最初に大人が労働供給を行い、不足分を子供の労働供給で補うという仮定を置く。このため \bar{L}_a は定数として扱い、議論には含めない。子供の時間賦存量 T は労働時間 L_c と余暇時間の合計で構成される。

$$T = L_c + l \quad (4)$$

ここで余暇時間を就学時間と他の時間に分割しないのは、就学から得られる収益と余暇から得られる効用の比較が分析に組み込まれて、議論が複雑化することを避けるためである。

上記(1)~(4)のもと、家計は下記の目的関数を最大化する。

$$\max_{c, L_c, K \geq 0} c + H(l) \quad (5)$$

家計は大人と子供で構成される単純なユニタリー・モデルとし、それぞれの構成メンバー間でバーゲニングなどは行っていないと仮定する。 $H(l)$ は子供の余暇時間の消費によって得られる効用関数で、1階微分が正、2階微分が負であることを仮定する。以下では土地市場が不完全な場合と完全である場合に分けて、議論を進める。

1. 土地市場が不完全な場合の労働配分

土地市場と労働市場の両市場が不完全である場合は、生産に必要な要素すべてを家計の初期賦存のみで供給する必要がある。この場合、土地市場を通じて貸借をすることができないため、土地投入量である経営農地面積と初期賦存である所有地面積が一致する。つまりこの状況下では、 $K = \bar{K}$ 、 $\tilde{K} = 0$ が成立する。よって家計は下記の制約に直面する。

$$F(\bar{K}, L) - c \geq 0 \quad (6)$$

1階条件より、

$$\frac{\partial F(\bar{K}, L)}{\partial L} = \frac{\partial H(l)}{\partial l} \quad (7)$$

が得られる。最適労働投入量は、この経営地面積 (= 所有地面積) のもとで、労働限界生産

性と余暇時間の限界効用が等しくなる点で決定される。ここで陰関数定理を用いると

$$\frac{\partial L_c}{\partial \bar{K}} = -\frac{F_{LK}}{H'' + F_{LL}} > 0 \quad (8)$$

を得ることができる。労働と土地が補完的な関係をもつ生産関数を仮定しているため、(8)式の右辺の分母は負、分子は正となり、右辺全体は正となる。(8)式は市場を通じた貸借を行うことができない場合、所有地面積の増加にともない子供の労働供給量が増加し、資産矛盾が観察されることを示唆している。

土地市場が不完全な場合、経営農地面積は所有地面積と等しくなる。このとき最適な労働供給量は所有地面積のもとでの労働の限界生産性と余暇時間の限界効用が等しくなる点で決定される。所有地面積が大きい場合は、労働限界生産性がより高くなるため、家計の最適労働供給量が増加し、これを児童労働でまかなうことになる。

2. 土地市場が完全な場合の労働配分

労働市場は不完全だが土地市場は完全な場合を検討する。このとき労働投入量については、家計の初期賦存の範囲内のみでまかなう必要がある。しかし一方で、経営農地については貸借を行うことで、初期賦存によらず自由に決定できる。土地投入量である経営農地面積と初期賦存である所有地面積は必ずしも一致しない。家計は以下の制約に直面する。

$$F(K, L) - r\tilde{K} - c \geq 0 \quad (9)$$

1階条件より

察されないのである。

II 誘導型による実証モデル

以上の理論モデルから、資産矛盾を説明する要因に関して、次のような誘導型の実証モデルが得られる。下付き文字の v は地域（州）、 h は家計、 i は個人を意味する。

$$L_c = \alpha + \beta_1 D_h + \beta_2 D_h Z_h + \beta_3 D_h Z_h^2 + \beta_4 (1 - D_h) Z_h + \beta_5 (1 - D_h) Z_h^2 + \beta_6 X_i + \beta_7 X_h + \beta_8 X_v + u_{vhi} \quad (13)$$

ここで L_c は子供の労働時間、 D_h は家計が土地貸借を行っていれば 1 をとるダミー、 Z_h は所有地面積 (ha) である。 D は土地市場の不完全性の代理変数であり、土地市場へのアクセスをもつ家計ともたない家計を識別するダミー変数である。 X_i は子供の年齢、性別などの子供の属性、 X_h には世帯構成、父親・母親の教育年数、農業関連資産、非農業関連資産などの家計属性、 X_v は地域の労働市場の特性や、農繁期と農閑期など観察できないが重要な家計の属性をコントロールするために、州の固定効果と調査月・曜日ダミーが含まれる。 u_{vhi} は条件付期待値ゼロの誤差項である。

土地貸借ダミーと所有地面積のクロス項 $D_h Z_h$ は、土地市場へのアクセスが可能な家計について、所有地面積が児童労働に与える影響を捉える。前節での理論モデルの予想が正しいならば、この項の係数 β_2 は統計的に有意にならないはずである。一方で $1 - \text{土地貸借ダミー}$ と所有地面積のクロス項 $(1 - D_h) Z_h$ は、土地市場へのアクセスが困難なグループの所有地面積が児童労働に与える影響を捉えている。理論

$$\frac{\partial F(K, L)}{\partial L} = \frac{\partial H(l)}{\partial l} \quad (10)$$

$$\frac{\partial F(K, L)}{\partial K} = r \quad (11)$$

が得られる。前節と同様に、最適な労働投入量は労働限界生産性と余暇時間の限界効用が等しくなる点で決定される。経営農地面積は必ずしも所有地面積と等しくなく、レンタル料の r と資本限界生産性とが等しくなる点で決定される。ここでクラメールの公式を用いると次式が得られる。

$$\frac{\partial L_c}{\partial K} = \frac{0}{-(H'' + F_{LL})F_{KK} + (F_{LK})^2} = 0 \quad (12)$$

よって所有地面積が増加しても子供の労働時間は増加しないため、前節とは異なり資産矛盾が観察されない。

これは土地市場が完全な場合、家計は目的関数を最大化するように経営農地面積を自由に決定することができるため、所有地面積に応じた労働供給を必要としないためである。つまり、広い所有地面積を保有していた際には、所有地面積の貸し出しを行って経営農地面積を縮小し、代わりにレンタル料を得ることができる。この状況下では、所有地面積に合わせて児童労働を行う必要がなくなる。なお、本節では労働市場が不完全であることを仮定して議論を進めてきたが、これが完全である場合には、外部から雇用労働を調達することが可能となるため、家計の最適労働供給量の増加は必ずしも児童労働の増加にはつながらない。土地市場もしくは労働市場のどちらかが完全であれば、資産矛盾は観

モデルの予想が正しいならば、この項の係数 β_5 は正で統計的に有意になり、資産矛盾が観察されるはずである。まとめると、土地市場へのアクセスの有無と所有地面積のクロス項の係数 β_2 が統計的に有意ではなく、係数 β_3 が正で統計的に有意になることを期待する。そして、土地市場へのアクセスの有無のみが、グループ間の異なる結果を導くことを確認する。

土地貸借ダミー（または $1 - \text{土地貸借ダミー}$ ）と所有地面積とのクロス項の 2 乗は、Basu, Das and Dutta (2010) にならって非線形性を考慮するために加えた。本稿の結果が彼らの議論と整合的であるならば、係数は負で統計的に有意になることが予想される。

III データ

本稿では、カンボジア統計局 (National Institute of Statistics: NIS) が調査したカンボジアの社会経済調査2003/4 (Cambodia Socio-Economic Survey 2003/04: CSES04) を使用した。CSES は生活水準と貧困レベルに関する統計的調査を目的に作成され、家計の生産・収入・消費・資産などの家計データや教育水準・労働時間などの個人データ、また学校・医療へのアクセス・交通・インフラなどの社会環境についての情報も含む、カンボジア全土にわたるミクロデータである。繰り返しクロスセクションデータ (Repeated cross-section data) で1993/94年、1996年、1997年、1999年、2003/4年、2007年、2009年^(注3)に同様の調査が行われている。今回使用する CSES04 のサンプリングでは、1998年国勢調査の村内世帯数を用いて確率比例抽出法 (sampling with probability proportionate to size: PPS)

を行い村の選択をした後、若干の補正を加え農村部の600村 (Rural Village) と都市部の300村 (Urban Village) が選ばれている。カンボジア全土における農村部の村は12027村、都市部の村は1312村である。サンプリングされた村について2003年11月から2005年1月までの15カ月間に毎月60村1000家計の調査が行われ、合計1万5000家計がデータに含まれている。サンプルに含まれる人数は7万4719人で、うち6歳から14歳の子供は1万8046人 (男子9215人、女子8831人) である。本稿では後に説明する通り、分析対象を農村家計の6歳から14歳の子供に限定している。さらに説明変数のうち欠損値をもつデータと異常値は除去したため、最終的には1万1427人 (男子5804人、女子5623人) のデータが分析対象となった。

本稿では分析対象にする児童の年齢を6歳から14歳に設定する。これは国際労働機関 (International Labor Organization: ILO) が禁止する児童の経済活動タイプが、6歳から14歳と15歳以上では異なるためである。6歳から14歳の児童については軽度な労働であっても経済活動が禁止されるのに対し、15歳以上の児童は危険を伴う労働のみが禁止されている。これは15歳以上の児童は労働市場で大人と同等の扱いを受け、就学をせずに働きに出る場合が多いためである。よって本稿では、ILOの基準に従い、就学年齢である6歳から14歳までの児童を分析対象にした。

CSES04は、それ以前の同調査では実施されていない時間使用データ (Time Use Survey) を含んでいる。これは対象調査日の1日について、48コマ (1コマ30分) にそれぞれおもな活動内容を24の選択肢から選んで記入するという方法

で作成されている。

1. 時間配分

上記の通り、1コマの活動は24種類の選択肢から選ばれているが、本稿ではCSES04レポートのNIS(2007)にならい、これを7カテゴリーに再分類した。(1)農業労働(稲作, その他作物, 家畜の世話, 狩猟, 漁業), (2)家事労働時間(買物, 料理, 掃除, 洗濯, 幼児・老人の世話), (3)雇用労働, (4)自営業, (5)家内労働(裁縫, 工芸, 水汲み, 薪集め, 建築), (6)就学・勉強, (7)その他(睡眠, 食事, 旅行, 余暇, その他), である。この分類については表1にまとめられている。選択肢の1コマ(30分)の単位を時間に統一するため0.5に変換し, 2コマ(60分)で1を取る。

表1は標本家計に含まれる子供の男女別・年齢別時間配分を表している。農業・漁業・畜産業労働時間は, 女子よりも男子の方が長い。また家事労働は, 女子の方が男子よりも長い。どちらも1パーセントから5パーセント水準で統計的に有意である。雇用労働はすべての年齢において, 男女差はほぼみられない。家内労働と自営手伝いは, 6歳から9歳までは男女差がないが, 10歳から14歳になると女子の方が長く, 統計的に有意である。就学・勉強時間の男女差は統計的に有意ではなく, カンボジア農村では初等教育の就学決定に性差が観察されなかった。

10歳から14歳は6歳から9歳よりも, 男女共にすべてのカテゴリーの労働時間が長くなるが, 男子の家事労働の増加は非常に小さかった。つまり家事労働は女子が担っていることを示唆しており, 男女差は5パーセント水準で統計的に有意であった。余暇時間は年少であっても年長

であっても女子の方が小さく, 統計的に有意であった。

時間配分のうち, 7つのカテゴリーの中からその他を除くと, 就学・勉強の時間をもっとも長かった。これはカンボジアの初等教育の就学率の高さを反映している。また労働の中では, 農業・漁業・畜産業労働の時間をもっとも長かった。子供は家業の手伝いとして働く場合が多いため, 稲作を中心とした農業国のカンボジアでは, 第1次産業に従事している時間が長くなる。また家畜の世話などの, 時間を要するが特別な技術や力を必要としない仕事は, 子供が担う場合が多くみられる。

IV 説明変数

6歳から14歳の児童の農業労働時間(ここでは稲作, その他作物の時間のみを使用する)を被説明変数とし, 家計の所有地面積と土地貸借の有無, 個人特性, 家計特性, などを説明変数とした誘導型モデル(13式)をトービットモデルとOLSの回帰分析をした。家計の属性は, 世帯の年齢別構成と規模, 家計の各種農業資産と非農業資産, 父親と母親の教育年数を用いた。また個人属性として, 年齢, 性別を用いている。各変数の定義と主要統計量は, 表2に示した。

1. 所有地面積

ここでの所有地面積とは, 農業における使用地または所有地のうちで, 家計が所有する土地面積を意味する。農業における使用地または所有地の保有形態は, 所有(Own), 借り入れ(Rented In), 貸し出し(Rented Out), 小作(Share crop), 共有地(Free use of communal land), その

表1 標本家計に含まれる子供の男女別・年齢別時間配分

	6～14歳				6～9歳				10～14歳							
	男子		女子		男子		女子		男子		女子		男子		女子	
	平均	t検定	平均	t検定	平均	t検定	平均	t検定	平均	t検定	平均	t検定	平均	t検定	平均	t検定
標本サイズ	5804	5623	10.348	11425	2240	2121	3564	4359	3502	7064						
農業・漁業・畜産業労働	1.432 (2.326)	1.014 (1.970)	0.000		0.683 (1.643)	0.515 (1.466)	1.903 (2.558)	3.559 0.000	1.316 (2.165)	10.390 0.000						
家事労働	0.353 (1.128)	0.825 (1.668)	-17.781 0.000		0.340 (1.204)	0.569 (1.537)	0.361 (1.077)	-5.507 0.000	0.980 (1.725)	-2.109 0.035						
家内労働	0.314 (0.848)	0.350 (0.906)	-2.192 0.028		0.150 (0.553)	0.156 (0.568)	0.416 (0.976)	-0.331 0.741	0.467 (1.042)	-2.109 0.035						
雇用労働	0.232 (1.111)	0.257 (1.210)	-1.118 0.264		0.069 (0.551)	0.069 (0.536)	0.335 (1.339)	-0.007 0.995	0.370 (1.464)	-1.055 0.292						
自営手伝い	0.102 (0.721)	0.186 (1.004)	-5.112 0.000		0.031 (0.361)	0.045 (0.483)	0.147 (0.872)	-1.142 0.254	0.271 (1.208)	-4.930 0.000						
就学・勉強	2.898 (2.482)	2.914 (2.536)	-0.338 0.736		2.550 (2.386)	2.655 (2.377)	3.118 (2.517)	-1.463 0.144	3.071 (2.616)	0.761 0.447						
その他	18.668 (3.324)	18.454 (3.366)	3.418 0.001		20.177 (3.080)	19.990 (3.128)	17.720 (3.115)	1.993 0.046	17.525 (3.159)	2.620 0.009						

(出所) 筆者作成。
 (注) 上段の数字は平均ないしt統計量。下段の数字は標準偏差，斜体の数字はp値。

表2 回帰分析で用いた変数の定義

変数名	定義（単位）
外生変数	
農業労働時間	児童の稲作，その他作物への従事時間
内生変数	
所有地面積	農業使用の所有地面積と貸出農地面積の合計
所有地面積の2乗	所有地の2乗
土地貸借ダミー	農業使用地の貸借を行っている場合に1を取る
農業機械ダミー	大型農業機械（農耕車，トラクター，ブルドーザー，脱穀機，セミトラクター，精米機，送水ポンプ）のいずれかを所有していれば1を取る
家畜の価値	家畜の合計評価額（リアル）の対数値
母親の教育年数	母親の教育年数
父親の教育年数	父親の教育年数
15歳以上の世帯員数	15歳以上の世帯員数
0～4歳児の世帯員数	0～4歳児の世帯員数
居住地面積	居住地面積（平方メートル）
電気ダミー	電気を使用している場合1を取る
水道ダミー	水道を使用している場合1を取る
不労所得	国内・国外からの年金，国内・国外の親族からの送金，奨学金，NGOなどからの移転所得，くじやギャンブルから得た所得，銀行の利子，配当金，他者へのローンの利子，贈り物の合計評価額（リアル）の対数値
借金額	借金額（リアル）の対数値
借金ダミー	借金をしている場合に1を取る
借り入れ可能ダミー	現在借金をしておらず，仮に援助が必要になったときに10万リアル（約250ドル）の借り入れができると申告した場合に1を取る
女子ダミー	女子の場合1を取る
年齢ダミー	6-14歳の年齢ダミー
州ダミー	20州，4特別市の地域ダミー
調査月ダミー	2003年11月から2005年1月まで15カ月間の調査月ダミー
曜日ダミー	曜日ダミー

（出所）筆者作成。

他から構成されるが，このうち所有と貸し出しを足し合わせた土地面積を所有地面積と定義した。また所有地であっても，居住用住宅の敷地として使用されている土地面積は含まれていない。データは異なる土地面積の単位で作成されているため，ヘクタールに変換して統一した^(注4)。また測定誤差を除去するため，所有地

面積の平均値から標準偏差3以上離れたデータを除いた。

農業における使用地または所有地には各プロットに対し，下記7項目に取得方法が分類されている。(1)州または地方自治体からの贈与，(2)親戚からの相続，(3)購入，(4)開墾，(5)友人からの寄付，(6)借り入れ，(7)その他，である。第

Ⅱ節で議論した理論モデルでは、所有地面積は外性的に決定された土地面積を意味していた。本節の実証分析では、これに対応する(1)州または地方自治体からの贈与、(2)親戚からの相続のみを保有する家計のみを分析対象とした^(注5)。

家計における農業所有地の取得方法は、カンボジアの歴史と大きく関わっている。ポルポト政権時代には、市場が存在しておらず、資産の個人保有制度はなかった。また1979年のヘンサムリン政権下でも、農耕や運搬などをさせる役割は私有財産となったが、土地は依然として国の財産とされ、クロムサマキ (kromsameakki) と呼ばれるグループ単位の集団農業が行われていた。集団農業は10世帯ほどがひとつの班を形成し、各班に割り当てられた土地で農作業を行っていた。1980年代にはクロムサマキは解散され、政府は農地を再分配し、家族農業が復活した。再分配後は法的に公有地のままであったが、農地はすでに売買や相続の対象となり、私的所有権を実質的に保有している状況になった。使用権が法的に制定されたのは、1989年の憲法と1992年の土地法である。また2001年に制定された新土地法によって、ようやく農地の私的所有権が確立された。このようにクロムサマキの解散後に、政府の再分配によって所有権を取得された土地は「(1)州または地方自治体からの贈与による取得」に該当する。

カンボジアの土地制度の変遷に関しては、天川 (2001)、佐藤 (2007)、矢倉 (2008) に詳細に記載されている。

2. 土地市場

土地市場について、第Ⅱ節で扱った理論モデルでは、土地市場が完全な場合と不完全な場合

を分けて議論をした。しかし実証研究に取り入れる際、完全な市場と不完全な市場とを客観的に分類することは困難である。そこで本稿では、土地市場を完全な市場と不完全な市場の2つに分類するのではなく、実際に家計が行った土地貸借の有無から、土地市場へのアクセスをもつ家計ともたない家計に分類することを試みた。具体的には、農業における所有地の保有形態が「借り入れ」または「貸し出し」のプロットをひとつでも保有する家計は、土地貸借を行うことで経営農地面積の調整をしており、土地市場へのアクセスをもつと分類し、また保有形態が「所有」のみの家計を土地市場へのアクセスをもたない家計であると分類した。

しかし実際には、土地貸借を行っていない家計には、土地市場へのアクセスをもたない（もしくは取引コストが高いために貸借をしない）家計と、すでに最適な経営農地面積が所有地面積と等しいために、土地面積の調整を行う必要がない家計が混在している。理論モデルと厳密に対応させるためには、前者のグループのみを土地市場へのアクセスをもたない家計と分類すべきであるが、どの家計が前者または後者のグループに属するのかわからず土地面積の調整を行う必要はないため、土地市場へのアクセスをもつグループともたないグループのどちらにも所属しても、資産矛盾の有無には影響は与えないはずである。そこで本稿の実証分析では、土地市場へのアクセスをもたない家計グループには、最適な経営農地と所有地がすでに等しく、土地面積を調整する必要がない家計も含めて分析を行うことにする。

3. 信用制約

本稿ではさらに、家計が信用制約下にあるかどうかを判断するために、借金額（対数値）、借金ダミー、借り入れ可能ダミーを加えた。ここで信用制約下にある家計とは、現時点での借金の有無にかかわらず、追加的な借金を行うことができない家計のことを示す。調査データの質問票から以下のようにデータの作成を行った。質問表では、最初に現時点での借金の有無を尋ね、借金をしていない家計は、借金が必要な際に親戚などからの借り入れが可能かを尋ねている。このとき借り入れ可能であると回答した家計は、信用制約下にないとみなし、借り入れが不可能だと回答した家計は信用制約下にあるとみなした。一方で、現時点で借金をしている家計については、追加的な借り入れを行うことが可能かどうかについての質問がなく、本来の意味での信用制約下にあるかどうかは判断することができない。本稿では、現時点で借金を行っている家計は信用制約下にはないと分類し、分析を進めた^(注6)。

V 推定結果

児童の農業労働従事時間を被説明変数とし、前節の実証モデルをトービットとOLSで分析した。結果は表4の通りである。

所有地面積についての推定結果をみると、土地貸借を行ったグループは係数が統計的に有意でないのに対し、土地貸借を行っていないグループは係数が正で統計的に有意であることがわかる。これは土地市場へのアクセスが困難な家計グループに関しては、資産矛盾はカンボジア農村においても観察されるが、土地市場への

アクセスをもつ家計グループには観察されないことを示している。また土地貸借ダミーは統計的に有意でないことから、土地貸借の有無は、グループ間の平均的な児童労働時間に差を与えないことが分かる。所有地面積の2乗項の係数は負で統計的に有意であり、所有地面積に対し児童の農業労働時間は逡減または減少していくことが観察された。

農業機械ダミーの係数は統計的に有意ではなかった。一方で、家畜の価値の係数は正で統計的に有意であった。これは家畜が家計の豊かさを示す指標であるだけではなく、土地と同様に、農業生産に必要な資本の役割も果たす場合があり、子供の労働時間を増加させる効果をもつことを示唆している。この結果はHan, Fukui and Miwa (2008) と整合的な結果であった。

母親の教育年数は、農業労働時間に影響を与えないが、父親の教育年数の効果はOLS推定でのみ負で統計的に有意な結果となった。世帯規模については、統計的に有意な結果を得られなかった。しかし15歳以上の世帯員数は負、0～4歳児の世帯員数については正の係数が観察された。

以上より、誘導型モデルのトービットとOLSによる分析から明らかになったことは、所有地面積の増加による児童の農業労働の増加は、土地市場にアクセスすることが困難だった家計については観察されるが、土地市場へのアクセスが容易だった家計については観察されないということである。これは第Ⅱ節の理論モデルと整合的である。またこの結果は、仮に土地市場の整備が進み、土地の貸借が行いやすくなる環境が整った場合には、資産矛盾によって増加した児童労働を、家計の効用水準を変化させ

表3 回帰分析で用いた変数の基本統計量

変数名	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
農業労働時間	11427	0.248	1.042	0	10.5
土地貸借を行ったグループ					
所有地面積	11427	0.072	0.608	0	21
所有地面積の2乗	11427	0.375	9.654	0	441
土地貸借を行わなかったグループ					
所有地	11427	1.045	2.043	0	71
所有地面積の2乗	11427	5.267	79.807	0	5041
土地貸借ダミー	11427	0.069	ダミー	0	1
農業機械ダミー	11427	0.922	ダミー	0	1
家畜の価値	11427	11.531	5.207	0	17.28
母親の教育年数	11427	2.500	2.891	0	19
父親の教育年数	11427	3.581	3.575	0	19
家計内の大人の数	11427	3.189	1.442	1	10
家計内の幼児の数	11427	0.613	0.773	0	4
家の広さ	11427	0.402	0.278	0.04	5.85
電気ダミー	11427	0.074	ダミー	0	1
水道ダミー	11427	0.014	ダミー	0	1
不労所得 (対数)	11427	3.533	5.360	0	17.78
借金額 (対数)	11427	6.104	6.332	0	17.91
借金ダミー	11427	0.487	ダミー	0	1
借り入れ可能ダミー	11427	0.345	0.475	0	1
女子ダミー	11427	0.492	ダミー	0	1

(出所) 筆者作成。

ることなく減少させる可能性を示唆している。Dehejia and Gatti (2005) はクロスカントリー・データを用いて、信用市場の整備にともなって児童労働が減少することを示しており、本稿の土地市場の場合においても、同様の現象が観察される可能性が示唆される。

本節で用いた標本のうち、実際に土地貸借を行ったグループ家計は934なのに対し、土地貸借を行わなかった家計の標本数は1万493で、グループ間での標本サイズに大きな開きが存在している。次節では、資産矛盾の有無の違いが、標本サイズの違いやグループ間での土地貸借以

外の特徴の違いによって生じているのではないことを確認する。

VI 標本抽出後の推定結果

前節では実証モデルに従い、土地貸借ダミーと所有地面積のクロス項を用いて、土地市場へのアクセスが容易な家計と困難な家計の所有地面積を分類して推定を行った。しかし土地貸借ダミーによって分けられたグループ間の特性が異なることが原因で、資産矛盾が観察されている可能性が残っている。本節では、土地貸借を

表4 誘導型モデルのトービット推計と OLS 推計結果

	トービット		OLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
土地貸借ダミー	-0.343	(0.651)	-0.049	(0.049)
土地取引を行ったグループ				
所有地面積	0.586	(0.876)	0.023	(0.039)
所有地面積の2乗	-0.134	(0.195)	-0.001	(0.002)
土地取引を行わなかったグループ				
所有地面積	0.652	(0.151) ***	0.030	(0.008) ***
所有地面積の2乗	-0.051	(0.015) ***	-0.001	(0.000) ***
農業機械ダミー	-0.159	(0.434)	-0.004	(0.038)
家畜の価値	0.053	(0.025) **	0.004	(0.002) **
母親の教育年数	0.021	(0.041)	0.000	(0.004)
父親の教育年数	-0.046	(0.033)	-0.006	(0.003) **
15歳以上の世帯員数	-0.053	(0.076)	-0.008	(0.007)
0~4歳児の世帯員数	-0.169	(0.143)	0.002	(0.013)
居住地面積	0.173	(0.414)	0.037	(0.037)
電気ダミー	-0.341	(0.502)	-0.002	(0.041)
水道ダミー	-3.590	(1.358) ***	-0.182	(0.084) **
不労所得	-0.016	(0.020)	-0.003	(0.002)
借金額	-0.018	(0.121)	0.021	(0.011) *
借金ダミー	-0.128	(1.534)	-0.295	(0.139) **
借り入れ可能ダミー	0.029	(0.309)	0.019	(0.029)
女子ダミー	0.303	(0.205)	0.030	(0.019)
標本サイズ		11427	11427	
χ^2 2乗 (64) 統計量 (zero slope)		702.62 ***		
擬似決定係数		0.068		
決定係数			0.053	
自由度修正済決定係数			0.047	
σ	5.815	(0.166)		
定数	-12.640	(1.109)	-0.095	(0.084)

(出所) 筆者作成。

(注) 1) 統計的有意水準：1% (***)，5% (**)，10% (*)。

2) すべてのモデルに年齢ダミー，州ダミー，調査月ダミー，曜日ダミーを含む。

行わなかったグループから，土地貸借を行ったグループと似た傾向をもつ家計のみを，プロペンシティ・スコア・マッチングを用いることで抽出し，標本サイズの補正を行ったうえで同様

にトービットと OLS で分析を行い，前節の実証結果の頑健性を確認する^(注7)。

前節では土地貸借の有無を，土地市場へのアクセスが容易な家計と困難な家計の代理変数と

して使用した。しかし、そもそも土地貸借の有無の違いが土地市場へのアクセスとは別の要因で決定されているのならば、資産矛盾の有無の観察も、その別の要因によって生まれることになってしまう。たとえば、土地貸借を行ったグループはそもそも所有地面積が広い（狭い）、または家計サイズが比較的大きい（小さい）ために積極的に土地を貸し出している（借り入れている）、特定地域のみが市場にアクセスしやすいなどが可能性として考えられる。この点を考慮するため、土地貸借を被説明変数とし、所有地面積、家計サイズ、州ダミーを説明変数とするロジットモデルでプロペンシティ・スコアを計算し、最近隣マッチング（nearest neighbor matching）を用いてマッチングをさせた^(注8)。ロジットモデルでの分析結果は表5である。所有地面積と家計サイズは統計的に有意ではなく、土地貸借にほとんど説明力をもたなかった。また州ダミーはいくつかの地域で有意で、地域間で市場の発達に違いがある可能性がある。ただし、このロジットの擬似決定係数の値は非常に低く、州ダミーが有意であっても説明力は高くなかった。

計算されたプロペンシティ・スコアを用いて、土地貸借を行う確率が近い家計を、最近隣マッチングを用いてマッチングさせた。いくつかのマッチング手法から最近隣マッチングを用いたのは、2つのグループ間の違いを少なくするためである。とくに土地貸借を行っていないグループの標本サイズを小さくすることを目的としているため、もっともスコアが近い家計のみをone-to-one マッチングさせる方法が望ましいため採用した。マッチング後は、土地貸借を行った家計と行わなかった家計との間に差がな

いことが確認するため、バランス検定（Balancing test）を実施した。これは土地貸借の確率を求める推計に利用した家計の説明変数について、グループ間の平均値の差が0と有意に異なるか否かをt検定によって判断するものである。各変数についてグループ間に統計的に有意な差は認められず、土地貸借を行ったグループと行わなかったグループは同じような属性をもつ家計であるといえる。マッチングした結果、土地貸借を行ったグループの標本サイズは934に、土地貸借を行わなかったグループの標本サイズは2850となった。表6より、マッチングを行った標本のグループ間では、平均的な児童の農業労働時間に差はほとんど表れないことがわかる。

このマッチングで対応した標本のみを用い、前節と同様にトービットとOLSで分を行った結果は表8の通りである。土地貸借を行わなかったグループは所有地面積の係数は正で統計的に有意であり、土地貸借を行ったグループでは有意ではなかった。つまりマッチングを行い、土地貸借を行ったグループと行わなかったグループの特性が近い標本を抽出し分析しても、前節と同様の結果を得ることができた。トービットモデルの所有地面積の2乗項は、統計的に有意ではなくなった。これは土地貸借を行っていないグループの標本のうち、所有地面積が広く子供に農業労働に従事させていなかった家計が、マッチング後に標本から欠落したためだと考えられる。

0～4歳児の世帯員数は農業労働に対し負で有意であった。15歳以上の世帯員数の係数は前節で正であったが本節では負であり、世帯員数の効果は頑健ではなかった。

表5 ロジット推計結果

	土地貸借ダミー	
	係数	標準誤差
所有地面積	-0.01	(0.02)
家計サイズ	0.02	(0.02)
州ダミー		
Battambang	1.10	(0.24) ***
Kampong Cham	1.13	(0.22) ***
Kampong Chhnang	-0.77	(0.40) *
Kampong Speu	-1.32	(0.40) ***
Kampong Thum	0.71	(0.26) ***
Kampot	-3.32	(1.02) ***
Kandal	0.99	(0.23) ***
Kaoh Kong	-0.87	(0.74)
Kratie	0.39	(0.36)
Preah Vihear	0.24	(0.47)
Prey Veaeng	0.14	(0.26)
Pursat	0.23	(0.33)
Rattanak Kiri	2.02	(0.41) ***
Siem Reab	0.51	(0.26) **
Stueng Treng	-0.55	(1.04)
Svay Rieng	1.09	(0.25) ***
Takeo	-1.05	(0.34) ***
定数	-3.25	(0.24) ***
標本サイズ		11359
LR χ^2 乗 (19) 統計量 (zero slope)		398.7 ***
擬似決定係数		0.0694

(出所) 筆者作成。

(注) 1) 統計的有意水準：1% (***)，5% (**)，10% (*)。

2) カッコ内の数字は標準誤差。

表6 ATT 推計値 (one-to-one マッチング)

	処置群 標本サイズ	非処置群 標本サイズ	ATT	標準誤差	t 値
土地貸借ダミー	934	2850	-0.037	0.044	-0.824

(出所) 筆者作成。

表7 マッチング後の回帰分析で用いた変数の基本統計量

変数名	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
農業労働時間	3367	0.173	0.850	0	10
土地貸借を行ったグループ					
所有地面積	3367	0.244	1.101	0	21
所有地面積の2乗	3367	1.272	17.755	0	441
土地貸借を行わなかったグループ					
所有地面積	3367	0.430	1.188	0	33
所有地面積の2乗	3367	1.597	27.374	0	1089
土地貸借ダミー	3367	0.235	ダミー	0	1
農業機械ダミー	3367	0.883	ダミー	0	1
家畜の価値	3367	9.687	6.013	0	17.28
母親の教育年数	3367	2.449	2.869	0	19
父親の教育年数	3367	3.502	3.598	0	19
15歳以上の世帯員数	3367	3.027	1.374	1	10
0～4歳児の世帯員数	3367	0.609	0.771	0	4
居住地面積	3367	0.390	0.293	0.04	4.72
電気ダミー	3367	0.111	ダミー	0	1
水道ダミー	3367	0.025	ダミー	0	1
不労所得(対数)	3367	3.403	5.404	0	17.46
借金額(対数)	3367	6.689	6.368	0	17.50
借金ダミー	3367	0.531	ダミー	0	1
借り入れ可能ダミー	3367	0.299	ダミー	0	1
女子ダミー	3367	0.489	ダミー	0	1

(出所) 筆者作成。

結 び に

本稿では、途上国で重要な資産であり、かつ資本としての役割ももつ土地が、子供の農業労働に与える影響を、カンボジアの大規模家計データとその時間使用データを用いて分析した。先行研究では、土地市場と労働市場の両方が不完全であるために、所有地面積と児童労働との間に正の相関が発生すること(資産矛盾)、またどちらかの市場が完全であればこの現象が生じないことが理論的には述べられてきた。本稿

では、土地市場へのアクセスに注目し、土地貸借を行った家計と行わなかった家計に分類を行って、資産矛盾の有無を実証的に確認した。その結果、土地市場へのアクセスが困難だった家計には、先行研究と同様に資産矛盾が観察されるのに対し、土地市場へのアクセスが容易だった家計は、この現象が観察されなかった。土地市場へのアクセスの有無によって、結果が異なることを実証分析で確認したのは本稿が初となる。またプロペンシティ・スコア・マッチングを用いて、比較対象家計を限定した上でも同様の結論が導かれ、結果も頑健であった。

表8 マッチング後の誘導型モデルのトービット推計と OLS 推計結果

	トービット		OLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
土地貸借ダミー	0.733	(0.686)	0.055	(0.045)
土地取引を行ったグループ				
所有地面積	0.132	(0.739)	0.022	(0.033)
所有地面積の2乗	-0.037	(0.139)	-0.002	(0.002)
土地取引を行わなかったグループ				
所有地面積	0.913	(0.432) **	0.068	(0.024) ***
所有地面積の2乗	-0.050	(0.043)	-0.002	(0.001) **
農業機械ダミー	-0.724	(0.702)	-0.067	(0.048)
家畜の価値	0.055	(0.042)	0.001	(0.003)
母親の教育年数	0.017	(0.081)	0.002	(0.006)
父親の教育年数	-0.050	(0.064)	-0.006	(0.005)
15歳以上の世帯員数	0.143	(0.160)	0.015	(0.012)
0~4歳児の世帯員数	-0.671	(0.308) **	-0.022	(0.020)
居住地面積	0.067	(0.815)	0.030	(0.055)
電気ダミー	-0.345	(0.849)	-0.045	(0.052)
水道ダミー	-3.436	(2.194)	-0.083	(0.097)
不労所得	-0.118	(0.042) ***	-0.009	(0.003)
借金額	-0.041	(0.225)	0.002	(0.016)
借金ダミー	-0.040	(2.875)	-0.052	(0.201)
借り入れ可能ダミー	-0.734	(0.619)	-0.026	(0.045)
女子ダミー	0.372	(0.407)	0.014	(0.029)
標本数		3367	3367	
χ^2 乗 (64) 統計量 (zero slope)		230.13 ***		
擬似決定係数		0.097		
決定係数			0.066	
自由度修正済決定係数			0.048	
σ	5.460	(0.332)	0.147	(0.125)
定数	-10.288	(2.105)		

(出所) 筆者作成。

(注) 1) 統計的有意水準：1% (***)，5% (**)，10% (*)。

2) すべてのモデルに年齢ダミー，州ダミー，調査月ダミー，曜日ダミーを含む。

これは多くの途上国で観察されている資産矛盾の効果が，市場整備を行うことによって解消されることを示唆しており，先行研究の理論モデルと整合的な結果であった。土地市場が整備

されることにより，子供の労働に頼らなくても生計を立てることができる家計においては，児童労働が減少する可能性がある。しかし一方で，所有地面積が狭く子供を働かせる必要がなかつ

た家計においては、土地の借り入れを行うことで労働限界性が高まり、より児童労働が増加する可能性がある。このように土地市場が整備されることで資産矛盾が解消されたとしても、児童労働を減少させる効果と増加させる効果の両方が見込まれるため、必ずしも減少するとはいえない。しかし少なくとも、家計が貧しくないにもかかわらず、土地市場と労働市場へアクセスすることが困難なために行われていた児童労働は減少する。

カンボジアでは、前述した通り土地市場へのアクセスが容易ではない。土地の所有権が確立されたのは近年のことであり、登記手続きの煩雑さや、農村における登記の必要性が低いことから、依然として土地の登記のカバー率は低い。しかし登記が行われていない土地は、明確な所有権を示すことができないため、土地貸借を行った際にトラブルが生じる場合がある。このようなトラブルを避けるため、カンボジアでは土地貸借を親戚間で行うことが多い。しかし登記手続きの煩雑さが改善されて登記が進むことで、トラブルが起きる可能性が低くなり、より多くの人と土地の貸借や売買を行いやすくなる可能性がある。カンボジアでは、将来的に土地市場へのアクセスが容易になり、より資産矛盾を解消できる可能性があるといえるのではないだろう。

本稿の残された課題は、土地市場へのアクセスのみに注目しており、労働市場へのアクセスについての分析を行わなかった点である。本稿では、労働市場へのアクセスを捉えることが困難であったため、先行研究と同様に労働市場については不完全性を仮定している。しかし理論との整合性を確認するためには、同様の作業を

労働市場についても行うべきであり、その方法については今後の課題としたい。

(注1) 牛の頭数は家計が調整することが可能であり、家計が最適行動を取った結果として子供の労働時間が増加した結果であると考えられる。このため Bhalotra and Heady (2003) が定義した資産矛盾とは厳密には異なっている。

(注2) NIS によるカンボジア社会経済調査 1999, 2003/04 (Cambodia Socio-Economic Survey 1999, 2003/04: CSES99, CSES03/04) [NIS 1999:2004], カンボジア児童労働調査 2001 (Cambodia Child Labor Survey 2001: CCLS01) [NIS 2001] を使用している。

(注3) 2007年は質問票のタイプが若干異なっている。

(注4) 調査データには、平方メートル (Square meter), アール (Are), ヘクタール (Hectares), ライ (Rai), Kong, その他の選択項目があった。Kong はカンボジアの伝統的な単位であるが、単位変換を正確に行うことができなかったため、欠損値として扱っている。またその他も同様に欠損値とした。

(注5) その他の項目によって取得された所有地面積は、何らかの家計調整により内生的に決定されているため欠損値として扱った。また複数のプロットを保有しており、その一部が欠損値となった場合も分析対象から外した。

(注6) 実証分析で信用制約を取り入れる方法は、不破ほか (2006), Fuwa et al. (2009) に詳しい記述がある。彼らの研究では過去1年間の借り入れの申し込みを調査し、必要額を借り入れることができた家計は信用制約下になく、借り入れることができなかった家計を信用制約下がないとしている。また借入申込のない家計のうち、潜在的には信用が必要であるにもかかわらず信用へのアクセスが不足しているとみなすことができるグループを含む場合を「広義の信用制約」、含まない場合を「狭義の信用制約」として分析している。

(注7) 別のアプローチとして、土地貸借ダ

ミーを内生変数とし、その効果を識別するための操作変数を使用する方法があり得る。しかしデータの制約上、妥当な操作変数が見つからないため今回は検証を行わない。

(注8) OLS 推計で使用した説明変数をロジットモデルの説明変数に使用した場合、バランス検定で統計的に有意な差が生じていた。ここではバランス検定を重視したため、最低限必要だと考えられる変数に絞ってプロペンシティ・スコアを推計した。

文献リスト

〈日本語文献〉

- 天川直子 2001. 「農地所有の制度と構造」天川直子編『カンボジアの復興・開発』研究双書518 アジア経済研究所。
- 佐藤奈穂 2007. 「カンボジアにおける土地登記の進展と女性の権利」『アフラシア研究4』龍谷大学アフラシア平和開発研究センター。
- 不破信彦・伊藤成朗・久保研介・黒崎卓・澤田康 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』57(4)October: 328-343.
- 矢倉研二郎 2008. 『カンボジア農村の貧困と格差拡大』阪南大学叢書85 昭和堂。

〈英語文献〉

- Basu, K. 1999. "Child labor: cause, consequences and cure, with remarks on international labor standards." *Journal of Economic Literature* 37(3): 1083-1119.
- Basu, K. and Van, P.H. 1998. "The economics of child labor." *American Economic Review* 88(3): 412-427.
- Basu, K., S. Das and B. Dutta 2010. "Child labor and household wealth: Theory and empirical evidence of an inverted-U." *Journal of Development Economics* 91(1): 8-14.
- Bhalotra, S. and C. Heady 2003. "Child Farm Labor: The Wealth Paradox." *The World Bank Economic*

Review 17(2): 197-227.

- Cigno, A. and F. Rosati 2005. *The Economics of Child Labor*. New York: Oxford University Press.
- Dehejia, R. H. and R. Gatti 2005. "Child Labor: The Role of Financial Development and Income Variability across Countries." *Economic Development and Cultural Change* 53(4): 913-932.
- Edmonds, E. 2008. "Child Labor" In *Handbook of Development Economics* 4, eds. T. P. Schultz and J. Strauss, 3607-3710. Amsterdam, North-Holland: Elsevier Science.
- Fuwa, N., S. Ito, K. Kubo, T. Kurosaki and Y. Sawada 2009. "How Does Credit Access Affect Children's Time Allocation in a Developing Country? A Case Study from Rural India." *IDE Discussion Paper* 183.
- Han, P., S. Fukui and Miwa Kana 2008. "Testing the "Wealth Paradox" on the Incidence of Child Labor: A Case Study in Cambodia." GSICS Working Paper Series
- Kim, C.Y. 2009. "Is Combining Child Labour and School Education the Right Approach? Investigating the Cambodian Case." *International Journal of Educational Development* 29(1): 30-38.
- National Institute of Statistics (NIS) 1999. *Cambodia Socio-Economic Survey 1999*, National Institute of Statistics, Ministry of Planning, Phnom Penh, Cambodia.
- 2001. *Cambodia Child Labor Survey 2001*, National Institute of Statistics, Ministry of Planning, Phnom Penh, Cambodia.
- 2004. *Cambodia Socio-Economic Survey 2004*, National Institute of Statistics, Ministry of Planning, Phnom Penh, Cambodia.
- 2007. *Cambodia Socio-Economic Survey 2004: Time Use in Cambodia*, National Institute of Statistics, Ministry of Planning, Phnom Penh, Cambodia.

[付記] 本稿の作成にあたって、黒崎卓氏、川口大司氏、神林龍氏、櫻井武司氏から貴重なコメント

をいただいた。また本誌の匿名査読者からも詳細かつ適切なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿に含まれるすべての誤りは筆者に帰するものである。

(一橋大学大学院経済学研究科博士課程，2010年9月3日受付，2011年4月11日レフェリーの審査を経て掲載決定)