

**Research Unit for Statistical
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

土地所有の就学への影響：ケニア農村の事例

和田 一哉

July 2010

Hi-Stat

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
2-1 Naka, Kunitatchi Tokyo, 186-8601 Japan
<http://gcoe.ier.hit-u.ac.jp/index.html>

土地所有の就学への影響:ケニア農村の事例*

和田 一哉†

2010年5月11日

Effects of Land Holding on School Enrollment in Rural Kenya

Kazuya Wada

May 11th 2010

要旨

教育は、途上国開発において最も重要な政策課題の一つである。ミレニアム開発目標の主要な目標の一つとなっているように教育の促進は人間の生活の質にとって不可欠の要素であるとともに、経済学の観点からはその促進は人的資本の蓄積を意味し、一国の将来の開発や貧困問題を大きく左右する。開発の文脈では、土地の所有は貧困削減に大きく貢献することが期待されるが、農業労働需要を発生させる源でもある。途上国では市場の不完全性が顕著であることが多く、土地の所有は家計の農業労働需要に大きな影響をもたらすものとなる。本稿では、特にケニア農村における市場の不完全性を念頭に置き、土地所有が子供の教育にいかなる影響をもたらすかに関して検討を行った。この分析により、市場の不完全性の影響は、子供の年齢あるいは教育水準によって大きく異なることが示唆された。

* 本稿の作成にあたり、一橋大学の黒崎卓先生をはじめ、World Agroforestry Centre の Frank Place 氏、政策研究大学院大学の山野峰先生には貴重なご助言を頂いた。ここに感謝の意を申し上げたい。Chr. Michelsen Institute の Magnus Hatlebakk と Arne Wiig の両氏にも有益なコメントを頂いた。もちろん本稿にありうべき全ての誤りは、筆者自身に帰するものである。本稿で用いたマイクロデータは、GRIPS と ICRAF より提供されたものである。また、一橋大学グローバル COE プログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築」、日本学術振興会「特定国派遣研究者」プログラムより支援を受けた。記して感謝申し上げる。

† 東京大学大学院人文社会系研究科、人間文化研究機構 (e-mail: kwada@l.u-tokyo.ac.jp)

はじめに

ミレニアム開発目標で初等教育の促進が世界にとって主要な目標の一つとして掲げられているように、教育は開発においてきわめて重要な政策項目である。また教育は人間の生活の質にとって不可欠の要素であるとともに、経済学の観点からはその促進は人的資本の蓄積を意味し、一国の将来の開発に大きな影響をもたらさう。近年開発途上国の中には、教育の面で大きな変化を示す国々も多い。

しかしながら、ミレニアム開発目標の設定から 10 年を経た今でも、楽観できる状況にあるわけではない。2007 時点で世界には約 7200 万の非就学児童が存在し、その半数はサハラ以南アフリカの子供たちである (Millennium Development Report, 2009)。本稿で取り上げるケニアは、サハラ以南アフリカの国々の中では最も目覚ましい発展を示した国とみなされているが、教育の問題を含め、実際にはなお社会の様々な側面において多くの問題を抱える。2003 年に初等教育の完全無償化が実施されて以来、ケニアでは初等教育就学状況が大きく改善した。また 2008 年に導入された中等教育の授業料無償化政策により、多くの子供達が中等教育へと進学することを可能とした (Oyaro, 2010)。このように一見、ケニアは教育の面でも大きな飛躍を遂げているかに見える。しかし初等教育はなお、決して良いとは言えない教師の質や貧弱な学校施設、適切でないカリキュラム等の諸問題に悩まされ、留年を繰り返す子供達が後を絶たない。また Ohba (2009) で論じられているように、中等教育授業料無償化政策は必ずしも家計の負担ゼロを意味せず、実際には子供に中等教育を受けさせるにはなお相当のコストを要するのが現状である。ケニアにおける教育はなお前途多くの難を抱えているといえよう。

ケニアにみられるこのような教育の問題に対し、本稿では、家計が相続により得た土地が持つ影響について検討を行う。土地は家計の厚生を決定する最も大きな要因の一つであり、開発の文脈では貧困緩和を考える上で特に重要な経済指標と考えられよう。子供の教育と土地との関係を調べた研究はきわめて少ない状況にある一方、子供の教育と密接な関連があると考えられている児童労働と土地に関する研究は、近年多くの注目を集めている。児童労働に関する研究としては、いわゆるluxury axiomを論じたBasu and Van (1998) の理論研究が代表的である¹。土地と児童労働との関係を、労働市場や土地市場、信用市場の不完全性に着目し検討したものとしてBhalotra and Heady (2003) によるwealth paradoxの研究がある。さらには、土地と児童労働の逆U字の関係を検討したBasu, Das, and Dutta (2010) など、児童労働と土地との関係は広く注目を集めてきた。

このように児童労働に関する研究は多く、教育と土地との関連について調べる場合にも児童労働の影響に対し注意を要するが、必ずしも明確な関連性があるわけではない。Heady

¹ 児童労働に関するその他の研究としては、信用市場と保険市場の不完全性の下での天候ショックの教育に対する影響を議論した Jacoby and Skoufias (1997)、信用市場の不完全性と児童労働に注目した Jafarey and Lahiri (2002)、労働市場の不完全性に注目した研究に Dumas (2007) などがある。

(2003)はガーナを対象とした実証研究で、児童労働は試験の点数に大きな悪影響を有することを示した。一方で、児童労働と就学の関連性は確認されないとする Ravallion and Wodon(2000)によるバングラデシュの実証研究もある。このように、児童労働と教育の関連性を検討する際には慎重を期する必要がある。本稿では子供の就学状況に対する土地の影響に注目し分析を行うが、土地から派生する児童労働にも留意し、検討を進める。特に、教育水準によって就学に対する意識に差があることや、年齢によって子供の労働力は異なることなどによって、家計の対応が大きく異なる可能性がある。このため、子供の初等教育における就学状況と中等教育への進学状況に関し、それぞれ分析を行う。

本稿で用いるデータは、Research on Poverty, Environment, and Agricultural Technologies (RePEAT)というケニアの農村家計のマイクロデータである。RePEAT調査は2004年に二度、2007年に一度の計三回、International Centre for Research on Agroforestry (ICRAF)が中心となって行われたものであるが、本稿では最新の2007年データ(調査実施時期:2007年2月)を利用し分析を行う(以下RePEAT 2007)。RePEATの調査対象は、International Livestock Research Institute (ILRI、ケニア)が過去に行った調査のケニアの農村の約2000家計から、ランダムサンプリングによって抽出された約800の家計より成る。本データは特に農業技術に焦点を当てたものだが、家計構成員の教育水準や資産状況など、質問項目は多岐にわたる。調査対象は中央州(Central Province)、リフトバレー州(Rift Valley Province)、西部州(Western Province)、ニャンザ州(Nyanza Province)の四州で、ナイロビからのアクセスが比較的容易な地域である。またこの三回の調査とは別に、農村の現状に対する理解をより深めるために、2009年初頭に、RePEATの調査対象となった農村家計を訪れ55名の子供に関しインタビューを行った(以下、2009年調査)³。RePEAT 2007の分析とともに、この結果についても随時説明する。

本稿の以下の構成は次の通りである。第1節においてケニアにおける教育と土地所有の現況について述べ、本稿で利用するケニア農村家計のマイクロデータにより概観する。第2節において実証分析手法について説明した後、第3節で分析結果を示す。最後に本稿の結論と課題についてを述べる。

1 現況

1.1 ケニアの教育

² その他、日本の政策研究大学院大学、ケニアのイガートン大学テゲメオ研究所、International Livestock Research Institute (ILRI、ケニア)による共同調査である。

³ 一橋大学グローバルCOEプログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築」から支援のもと、ICRAFのFrank Place氏の協力にて実施した。なお調査票の作成にあたっては、Place氏、政策研究大学院大学の山野峰先生のアドバイスを頂いた。女兒34人、男児21人について、平日と週末の一日の時間配分について詳しく調査を行った。

ケニアの教育制度は、1985年の改革以降、かつての7-4-2-3制から8-4-4制へと移行し、現在に至っている⁴。2003年には初等教育の完全無償化が導入され、それまで義務づけられていた制服の購入も撤廃され、制服がないとの理由で通学を拒否されることがなくなった(Somerset, 2009)。この改革により、初等教育就学率は大きく改善した(Ohba, 2009; Somerset, 2009; Oyaró, 2010)。加えて2007年末の選挙公約により、2008年初頭より中等教育の授業料無料化が実施されている。これらの改革により、より多くの子供達が基礎教育を身につけ、より高い教育水準へと進むことが期待されている⁵。

しかしながら、これらの改革はその準備が十分ではなかったため、教師の質や学校設備は改善を要する点が多く、ケニアの教育はなお多くの深刻な問題を抱えている。Somerset (2007)でも指摘されているように、初等教育における留年率の高さは古くより深刻な問題であった。しかし2003年の改革以降も、教育需要の急増により教師の質や学校設備が十分確保されず、改善の兆しはなかなかみえない状況である。

また2008年初頭の中等教育の授業料無料化政策は、必ずしも家計負担ゼロを意味するものではなかった。Ohba (2009)の調査によると、中等教育に要するコストとして家計はなお厳しい負担を強いられている。2008年の改革後、デイスクールに要する年間コストは平均で12000Kshから5000Kshへと低下し、ボーディングスクールのそれは21000Kshから15000Kshへと減少した(Ohba, 2009)。しかし2008年のケニアの一人当たり国民所得が770US\$であることを鑑みると、中等教育に要するコストは今なお家計にとってきわめて重い負担である。このため中等教育への進学と継続は今なお困難であり、改革前と状況はそれほど変わっていないのが現状である⁶。

これらの問題についてはRePEAT 2007からも容易に確認することが可能である。通常の初等教育入学年齢は7歳であるが、ケニアでは入学が遅れることが多く、RePEAT 2007によると入学率が9割を超えるのは9歳以降である。このため、初等教育における就学状況については、2007年度時点で9歳以上18歳以下の子供を対象に行う。中等教育への進学に関しては、15歳以上22歳未満を対象に検討する⁷。

表1は初等教育における留年回数を州別にみたものである。州によってやや差異はあるものの、概して留年経験者が多く、約半数の子供が少なくとも1回以上の留年を経験していると

⁴ 7-4-2-3制では初等教育が7年、前期中等教育が4年、後期中等教育が2年、大学教育が3年である。8-4-4制では、初等教育が8年、中等教育が4年、大学教育が4年である。

⁵ 2003年のKenyan Demographic and Health Surveys (KDHS)によると、20歳以上の女性の33.1%、同じく男性は38.0%が中等教育を受けた経験を有するにすぎない。

⁶ ケニアの一人当たり国民所得はKey Development Data & Statistics of the World Bank (<http://www.worldbank.org>)より。2008年初頭における1US\$は約70Ksh (Central Bank of Kenya, 2008)。

⁷ RePEAT 2007による就学状況の調査は、1986年以降より2001年までに生まれた者、すなわち2007年において6歳以上22歳未満の者が対象である。初等教育における留年回数に関しては、2007年時点で19歳以上の子供の初等教育における記録が不十分なためこれを除き分析を行うこととした。

いう深刻な状況にある。また、途上国における女性は男性に比して不利を受けることが多いという事実を考慮するといくぶん意外の感もあるが、男女別に見てみると女の子の方が男の子より就学状況が良いことがわかる。これに関しては、男の子は家計にとって貴重な労働力として農作業等に投入されるため就学状況が悪化する、という可能性が疑われた。このため、2009年調査にて初等教育年齢にある男女児の平日・週末の時間配分についてインタビューを行った。調査結果の概要は次の通りである。

平日で男児と女児の労働時間⁸はそれぞれ平均で1.8時間と2.0時間、週末でそれぞれ6.1時間と6.9時間であった。両親に対するインタビューでは、初等教育年齢にある子供に関しては男児と女児に農作業等の労働の量や質に違いはないと認識している、と答える者が多かった。また家事は女性が行うものであるとの考えであると答える者が多く、それを反映して女児は農作業等に加えて家事も行うため、労働時間が男児に比して長くなる。一方、女児に比して男児の留年が多い理由に関する質問では、男の子は教師に反抗的でうまくやっけて行けない、勉強に真面目に取り組まない、などの理由が挙げられた。

表2は中等教育を受けた経験を有する者の割合を州別にみたものである。中央州で5割を超える一方、西部州では2割程度と地域差がきわめて大きい。2009年調査では、年間所得のうち相当の割合を占めることとなる中等教育コストを負担できる余裕はないと答える家計が多く、たとえ入学したとしても継続的に授業料を支払うことが出来ず、ドロップアウトせざるを得ないと答えるものが大半であった。

1.2 ケニア農村の土地所有状況

RePEAT 2007には、土地の入手元と入手した年のデータがある。確認可能な719家計のうち、半数以上の367家計が土地を購入あるいは借り入れている。これは一見土地市場が活発であることを想起させるが、1990年以降に土地を購入あるいは借り入れた家計数は84、2000年以降はわずか16家計を数えるのみである。すなわち、ケニアの農村部における土地市場は完全であるとは言い難い状況にあるといえよう。

表3は、RePEAT 2007より得られるケニア農村家計が親より相続した土地所有状況である。相続による土地面積が数エーカーを超えるような富裕農はごく僅かで、17%は相続による土地を所有しない家計である。地域により多少の差異はあるが、女性が土地を相続することは男性に比してきわめて少ないことがわかる。また相続したとしても、面積は男性にくらべて大幅に小さいものとなる。

親より相続した土地を有する女性はデータのある719人のうち119人(16.6%)、男性に関しては718人のうち493人(68.7%)となっており、男性に比して土地を相続する女性は非常に少ない。女性の平均面積は0.57エーカー、男性が2.70エーカーで、相続者数と面積の両面で

⁸ 家事に従事する時間も労働時間とみなし算出している。

男女に大きな差があることが確認される。また地域別では、女性の土地所有者割合は中央州で17.6%、リフトバレー州で12.4%、西部州で9.9%、ニャンザ州で25.0%と、大きな多様性を示す。一方男性に関しては西部州で最高の78.2%、リフトバレー州で最低の59.9%を示すなど、女性の傾向とは一致しない。

女性の平均面積に関しても同様に、中央州で0.47 エーカー、リフトバレー州で0.58 エーカー、西部州で0.30 エーカー、ニャンザ州で0.91 エーカーと、地域的な差違がみられる。男性についてはリフトバレー州で最大の4.19 エーカー、中央州で最小の1.96 エーカーとなっていて、女性と同じく地域的な多様性を確認できる。しかしながら土地保有者割合にみられるのと同様に、女性と男性で傾向が一致するわけではない。以上のように、ケニアの土地所有の傾向には、大きな地域的な多様性を確認することが出来る。これは、Kameri-Mbote (2001) や Kameri-Mbote (2006)、Ikdahl et al. (2005) 等で指摘されているように、財産所有あるいは相続に関する伝統的慣習が地域あるいは民族によって若干異なることが要因となっていることが理由として考えられる。

2 分析手法

本稿の目的は子供の教育に対する土地の効果を検討することである。すでに述べたように、土地は家計の厚生を決定する最も大きな要因の一つであると考えられる。被説明変数の単位を子供とし、実証モデルは次のように表される。

$$cw_{ij} = \alpha l_i + X_i \beta + Z_{ij} \gamma + \varepsilon_{ij}$$

cw_{ij} は、家計 i の子供 j の厚生を表す。 l_i は家計が相続により所有している土地面積である。 X_i は家計の属性を表す。土地の生産性をコントロールするために農作物の品目数、また家計が属する地域(サブロケーション)の属性もここに含む。 Z_{ij} は子供の属性、 ε_{ij} は誤差項である。 α 、 β 、 γ は係数を表す。先述したとおり、本稿では子供の厚生として就学状況に注目し、特に初等教育における留年回数と、中等教育への進学可能性に対する家計が所有する土地面積の効果について検討を行う。

ただし実証分析では次の点に留意を要する。土地は資産としての効果⁹を有するとともに、労働需要を生じさせるものでもある。労働市場が不完全である場合、家計構成員による労働需要が発生し、土地の資産としての効果とは逆に働くことが予想されるが、本稿ではこれらを識別せず分析を行うことに留意すべきである¹⁰。また分析にはomitted variable biasが生じる

⁹ あるいは信用アクセスを改善させる担保としての効果(collateral effect)とも言えよう。

¹⁰ また土地は生産、特に農産物と密接に結びつき、農産物は家計構成員の健康に大きく影響す

ことを避けるため、利用可能な説明変数は全て利用する。表 4a、4bに分析に用いる主な説明変数の記述統計量を示す。子供の生年ダミー、夫婦各々の教育年数と年齢、家族構成、家計の資産状況、家計の流動性へのアクセス、農作物の品目数、地域の社会・経済環境、地域ダミー¹¹等を利用することによって、その他の影響を考慮することとする。

3 分析結果

3.1 初等教育における留年回数に対する効果

表 5 は、初等教育における留年回数に対する効果に関してポアソン回帰分析を行った結果である。家計が相続により得た土地面積は、子供の初等教育における留年回数には影響を示さない。また RePEAT 2007 にはメイズの耕地に対する労働投入量に関する調査項目があり、15 歳未満の児童労働についてもデータがある。これを利用し、15 歳未満の児童労働投入量に対する土地面積の効果を確認するため最小自乗推定を行った¹²。付表の分析結果にみられるとおり、15 歳未満の児童労働投入量に対して土地面積は有意な影響を示さない。

Bharotra and Heady (2003) に従えば、労働市場が不完全かつ土地市場と信用市場は完全であるか、労働市場と信用市場は完全で土地市場が不完全であるか、三つすべての市場が完全であるかのいずれかとなる。前節で述べたとおり、土地市場は完全でない可能性が高い。また 2009 年調査では、家計の有する農場での作業や家畜の世話などが少ないながらも子供に求められることが明らかであり、労働市場が完全であるとは考えにくい。さらに 2009 年調査によると、土地を所有していても信用アクセスを全く持たない小農が多く¹³、信用市場の不完全性も著しい状況にあることが示唆された。

しかし一方で、初等教育年齢にある子供に多くの労働を負担させるには幼すぎることで、また初等教育程度は必須であると答える親がほとんどであった。つまりケニアの農村では初等教育

ることが考え得る。すなわち、土地より得られる農産物の影響を考慮し、分析を行うことが望ましいかもしれない。この影響に関しては、農作物の品目数によりある程度コントロール出来ているものと考えられる。

¹¹ 地域ダミーには州ダミー、県ダミーを利用している。県以下の行政単位は Location、Sub-location、Village となっており、小中学校数は Sub-location のデータを利用している。欠落データに関しては、RePAT 2004 のデータによって補足し、ダミーによって補正を行っている。これについては表 4 注も参照されたい。

¹² 労働力として投入された一日あたりの児童数と時間数、その年間総日数が利用可能である。これらの積を被説明変数とし、家計単位で児童労働の決定要因を調べたものである。この際の分析対象は初等教育年齢にある子供(7~14 歳)をもつ家計であり、分析対象家計数は 245 である。有意な関係が見られないのは、単にサンプル数が減少したことが理由となっている可能性があることに、留意すべきであろう。

¹³ RePEAT 2007 では、40%が土地面積 1ha 以下の小農である。多様な信用アクセスを持つ富裕農が存在する一方、多くの小農が外部に全く信用アクセスを持たない。たとえ土地を持っていたとしても、collateral effect が働きにくい状況にあると考えられる。

年齢にある子供は重要な労働力とはみなされない土壌があり、労働市場は不完全で子供にも労働に従事させるが、それは初等教育における就学に大きな影響はおよぼさない程度のもと考えられる。さらに、2003年より初等教育の完全無償化が実施されるなど家計負担が大幅に低下したため、信用市場の影響はきわめて軽微となっている。このような理由から、初等教育における留年回数に対し土地面積は有意な影響を持たず、またメイズ耕地における15歳未満の児童労働投入量に対しても有意な効果を示さないものと考えられる。

2003年より初等教育の完全無償化が実施されていることから、今後は現時点で不十分とされている教師の質や教育施設、カリキュラムの改善を図り、留年の問題を解決して行くことが求められよう。また女兒ダミーが有意な負の効果をもつのは、2009年調査の結果と整合的である。女兒は男児に比し、初等教育においては優位性を有すると考えられよう。

3.2 中等教育への進学率に対する効果

表6は、中等教育の進学率に関し、プロビット分析を行った結果である。家計が相続により得た土地面積が大きいくほど、中等教育への進学率が低くなる傾向を示し、いわゆる *wealth paradox* の影響が疑われる。Bharotra and Heady (2003) に従えば、土地、労働、信用の三つの市場が全て不完全であるか、信用市場が完全かつ土地と労働市場は不完全であるかのいずれかとなる。

すでに前項で述べたとおり、土地市場と労働市場、信用市場の全てが不完全である可能性が高い。すでに述べたとおり、*collateral effect* が機能せず、信用市場の不完全性は顕著である。また途上国の農村ではたとえ外部からの農業労働力を確保することが出来たとしても、適切に監視することは難しい。この場合、モラルハザードの回避が容易な家族の労働が好ましい状況となる。つまりケニアの農村部では労働市場も不完全であり、初等教育を終えたのち子供は重要な労働力とみなされる。このため進学せずに労働に従事する子供が多く、中等教育への進学率を低下させる結果となっているものと考えられる。つまり表6の分析結果は、ケニアの農村においていわゆる *wealth paradox* が成り立っていることを強く示唆するものである。2008年より中等教育の授業料無償化が実施されて以降も、依然として家計負担は重く、さらなる家計負担軽減の必要性が求められている。しかし不完全労働市場を前提とすると、中等教育に要するコストをより低減することのみによって中等教育への進学率を向上させることは困難であることを、この分析結果は意味している。

なお Basu, Das, and Dutta (2010) が示したように、土地面積が増えるとともに家族労働は増加していくが、面積が大きくなり限界生産性が十分低下すると *luxury axiom* が成立し、家族労働の需要が減少に転じるという逆 U 字の関係(つまり土地面積と中等教育への進学率の間の U 字の関係)がある可能性も考えられる。このため土地面積の二乗項を加えて分析を行ったが、結果は非有意であった。この点に関しては分析手法の改善が必要であり、構造変化

(structural break)の検定を行うなど、さらなる検討が今後必要であろう。

おわりに

本稿では、近年の途上国開発で重要性を高めている子供の教育に関して検討を行うことを目的とした。特に、家計が相続により得た土地が子供の就学状況に対しいかなる効果を有するかについて検討した。すなわち市場の不完全性に留意し、初等教育と中等教育の就学状況に対する土地面積の影響を、統計的検定によって明らかにしようと試みた。具体的には、ケニアの農村における初等教育での留年回数と、中等教育への進学率に注目し、家計が相続によって得た土地面積の効果を検討することにより、今後の開発政策に資することを目的とした。概要は以下のようにまとめられる。

初等教育における留年回数に関しては、家計の土地面積は有意な影響を持たない。家計が初等教育に際し支払うべきコストは大幅に低下しており、また初等教育年齢にある児童は重要な労働力とはみなされず、それほど厳しい労働負担を強いられているわけではない。すなわち、ケニアの農村では土地市場と労働市場、信用市場の全て市場が不完全である可能性が高いものの、教育システムによりその影響は遮断され、初等教育の就学に対し有意な効果を示さないものと考えられる。2003年より初等教育の完全無償化が実施されていることから、初等教育における本質的な問題は不十分な教師の質や学校設備、不適切なカリキュラムにあるといえよう。特に初等教育4年次以降の英語による教育は、児童の理解度を著しく阻害しており(Glewwe, Kremer, and Moulin, 2009)、早急に改善が必要である。

中等教育への進学率に対しては、家計の有する土地面積が大きいほど進学率が有意に低下するという分析結果が得られた。これは、ケニアの農村部において三つの市場が不完全であり、いわゆる *wealth paradox* が成立していることを示唆するものである。2008年より中等教育の授業料無償化が実施されているが、労働市場が不完全であるならば、家計負担の軽減を図ることのみによっては進学率の向上を期待することは難しい。あるいは、たとえ進学率が上昇したとしても、留年やドロップアウトの可能性が大きいと懸念される。このため、中等教育対策とともに、農村市場に対する施策が不可欠である。

以上の通り、ケニアの農村では初等教育年齢にある児童は重要な労働力とはみなされず、初等教育程度は必須であると考えられる親が多いことと、また初等教育の完全無償化により、市場の不完全性の影響を遮断することに貢献している。一方中等教育に関しては、市場の不完全性を遮断することが出来ず、進学率に大きな影響をおよぼす結果となっている。このように、ケニアの農村における各市場の不完全性の子供の就学に対する影響は教育水準によって大きく異なるため、これらを考慮したうえ政策を立案してゆくことが望まれる。

最後に、本稿の課題について述べる。まず、本稿で見いだされた土地面積と子供の教育の関係について、頑健性をチェックする必要がある。また、本稿では家計が相続により得た土地

面積に注目し、家計が相続により得た土地面積に注目し子供の教育への効果を検討したが、土地の資産としての効果と労働需要を発生させる効果を識別することなく分析を行った。これに関しては、土地の資産のみの効果を示し土地の労働需要発生効果を持たない変数と、土地の労働需要発生効果のみの効果を示し土地の資産効果を持たない変数が利用可能であるならば解消できる問題だが、RePEAT 2007にはこのようなデータが含まれないため、村レベルの土地価格データを利用するなど今後何らかの対処が必要である。またケニアの農村において単純に **wealth paradox** が成立していると考えるのは早計かもしれない。土地面積の二乗項を加えた分析で有意な結果は得られなかったものの、2009年調査では大規模農家では多くの農業労働者が雇用されるなど、小規模農家との間には何らかの差違があるように思われた。これに関しては、農家の規模によって構造変化が起きることが考えられよう。このため今後は、構造変化点の存在の有無を統計的に検定した上、土地面積の効果を論じる必要がある。

文献リスト

<英語文献>

- Basu, K. and P. Van 1998. "The Economics of Child Labor." *American Economic Review* No.88 Vol.3 (June): 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* Vol.91 Issue 1 (January): 8-14.
- Bhalotra, S. and C. Heady 2003. "Child Farm Labor: The Wealth Paradox" *World Bank Economic Review* Vol.17 No.2: 197-227.
- Central Bank of Kenya 2008. *Press Release*, April 08.
- Datt, G. and J. Jolliffe 2005. "Poverty in Egypt: Modeling and Policy Simulations." *Economic Development and Cultural Change* No.53 Vol.2 (January): 327-346.
- Dumas, Christelle 2007. "Why Do Parents Make Their Children Work? A Test of the Poverty Hypothesis in Rural Areas of Burkina Faso" *Oxford Economic Papers* Vol.59 No.2 (April): 301-329.
- Glewwe, P., M. Kremer, and S. Moulin 2007. "Many Children Left Behind? Textbooks and Test Scores in Kenya" *NBER Working Paper* No.13300, Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Kameri-Mbote, Patricia 2001. "Gender Dimension of Law, Colonialism and Inheritance in East Africa: Kenyan Women's Experiences." *IELRC Working Paper* 2001-1.
- Kameri-Mbote, Patricia 2006. "Women, Land Rights and the Environment: The Kenyan Experience." *Development* Vol.49 No.3: 43-48.
- Heady, Christopher 2003. "The Effect of Child Labor on Learning Achievement" *World Development* Vol.31 No.2 (February): 385-398.
- Ikdahl, I., Hellum, A., Kaarhus, R., Benjaminsen, T. A., and Kameri-Mbote, P. 2005. "Human Rights, Formalisation and Women's Land Rights in Southern and Eastern Africa." *Studies in Women's Law* No. 57, Institute of Women's Law, University of Oslo.
- Jacoby, H. G. and E. Skoufias 1997. "Risk, Financial Markets, and Human Capital in Developing Country" *Review of Economic Studies* Vol.64 No.3 (July): 311-335.
- Ohba, Asayo 2009. "Does Free Secondary Education Enable the Poor to Gain Access? A Study from Rural Kneya." *CREATE Pathways to Access Research Monograph* No. 21 (May), Brighton: University of Sussex.
- Oyaro, Kwamboka 2010. "KENYA: Free Secondary Schooling Policy Faces Testing Times." *Inter Press Service News Agency*, March 19.

- Ravallion, M. and Q. Wodon 2000. "Does Child Labor Displace Schooling? Evidence on Behavioral Responses to an Enrolment Subsidy" *Economic Journal* Vol.110 No.462 Conference Papers (March): C158-C175.
- Somerset, Anthony 2007. "A Preliminary Note on Kenya Primary School Enrollment Trends over Four Decades" *CREATE Pathways to Access Research Monograph* No. 9 (June), Brighton: University of Sussex.
- Somerset, Anthony 2009. "Universalising Primary Education in Kenya: the Elusive Goals" *Comparative Education* Vol.45 No.2 (May): 223-250.
- Thomas, Duncan 1990. "Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach." *Journal of Human Resources* Vol.25 No.4 (Autumn): 635-664.
- United Nations 2009. *The Millennium Development Goals Report 2009*, New York.

表 1 初等教育における留年回数

留年回数	0回	1回	2回	3回	4回	5回	6回	合計	平均留年回数
全体	331人	264人	68人	15人	5人	1人	1人	685人	0.69
(割合)	48.32%	38.54%	9.93%	2.19%	0.73%	0.15%	0.15%	100.00%	
中央州	81人	72人	19人	6人	2人	1人	0人	181人	0.78
(割合)	44.75%	39.78%	10.50%	3.31%	1.10%	0.55%	0.00%	100.00%	
リフト四レー州	133人	93人	27人	6人	1人	0人	1人	261人	0.67
(割合)	50.96%	35.63%	10.34%	2.30%	0.38%	0.00%	0.38%	100.00%	
西部州	43人	47人	12人	2人	2人	0人	0人	106人	0.80
(割合)	40.57%	44.34%	11.32%	1.89%	1.89%	0.00%	0.00%	100.00%	
ニャンザ州	74人	52人	10人	1人	0人	0人	0人	137人	0.55
(割合)	21.02%	14.77%	2.84%	0.28%	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%	
留年回数	0回	1回	2回	3回	4回	5回	6回	合計	平均留年回数
男児	151人	155人	32人	8人	4人	1人	1人	352人	0.77
(割合)	42.90%	44.03%	9.09%	2.27%	1.14%	0.28%	0.28%	100.00%	
女児	180人	109人	36人	7人	1人	0人	0人	333人	0.62
(割合)	54.05%	32.73%	10.81%	2.10%	0.30%	0.00%	0.00%	100.00%	

出所) RePEAT 2007 より筆者作成。

表 2 中等教育への進学状況

	計	進学者数
全体	628人	259人
(割合)		41.24%
州別	計	進学者数
中央州	186人	98人
(割合)		52.69%
リフト・トレイ州	209人	82人
(割合)		39.23%
西部州	96人	22人
(割合)		22.92%
ニャンザ州	137人	57人
(割合)		41.61%
男女別	計	進学者数
男児	326人	130人
(割合)		39.88%
女児	302人	129人
(割合)		42.72%

出所) RePEAT 2007 より筆者作成。

表 3 相続による土地所有状況

	土地所有者割合		平均土地保有面積(エーカー)	
	女性	男性	女性	男性
四州平均	16.55%	68.66%	0.57	2.70
中央州	17.60%	70.79%	0.47	1.96
リフトバレー州	12.38%	59.90%	0.58	4.19
西部州	9.90%	78.22%	0.30	2.26
ニャンザ州	25.00%	70.27%	0.91	2.28

出所) RePEAT 2007 より筆者作成。

表 4a 記述統計量(初等教育)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
子供の初等教育での留年回数	685	0.695	0.839	0	6
母の教育年数	685	7.118	3.805	0	16
父の教育年数	685	8.714	4.037	0	18
母の年齢	685	3.566	5.622	0	43
父の年齢	685	43.152	7.553	26	73
家計の土地面積(エーカー)	685	50.527	8.898	29	82
家計の資産総額(Ksh)	685	82110.53	208080.9	1170	2374350
家計の不労所得(Ksh)	685	17994.9	37099.26	0	300000
家計の家畜総額(Ksh)	685	53896.03	77587.27	0	715000
家計の農作物の種類数	685	10.366	3.899	0	28
家計の成人(20~59歳)構成員数	685	0.12	0.325	0	1
家計の60歳以上構成員数	685	0.486	0.5	0	1
家計の男児数	685	4.019	1.969	1	12
家計の女児数	685	0.266	0.515	0	2
私立小学校ダミー	685	3.086	1.659	0	8
女児ダミー	685	2.912	1.82	0	8
サブロケーションの小学校数	685	6.104	3.093	1	17
サブロケーションの中学校数	685	2.018	1.463	0	9

出所) RePEAT 2007 より筆者作成。

注) RePEAT 2007 のデータで「サブロケーションの小学校数」「サブロケーションの中学校数」が不明であるものに関しては、RePEAT 2004 のデータが利用可能であるものに関してはこれを利用し補正ダミーによってコントロールすることとした。さらに、RePEAT 2004 にもデータのない場合は、RePEAT 2007 のサブロケーションの平均を県ごとに計算したものを利用し、補正ダミーによってコントロールを行っている。この手法に関しては Datt and Jolliffe (2005) を参照。

表 4b 記述統計量(中等教育)

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
子供の中等教育への進学率	628	0.412	0.493	0	1
母の教育年数	628	6.521	3.909	0	16
父の教育年数	628	8.311	4.037	0	18
母の年齢	628	45.639	7.473	26	73
父の年齢	628	53.008	8.636	33	82
家計の土地面積(エーカー)	628	3.079	4.618	0	43
家計の資産総額(Ksh)	628	80202.83	190716	1170	2374350
家計の不労所得(Ksh)	628	20437.07	37975.6	0	300000
家計の家畜総額(Ksh)	628	52126.15	71657.97	0	715000
家計の農作物の種類数	628	10.715	3.957	0	28
家計の成人(20～59歳)構成員数	628	4.454	1.958	1	12
家計の60歳以上構成員数	628	0.339	0.58	0	2
家計の男児数	628	3.072	1.607	0	8
家計の女児数	628	2.798	1.779	0	8
私立小学校ダミー	628	0.08	0.271	0	1
女児ダミー	628	0.481	0.5	0	1
サブロケーションの小学校数	628	6.067	3.019	1	19
サブロケーションの中学校数	628	2.033	1.387	0	9

出所) RePEAT 2007 より筆者作成。

注) RePEAT 2007 のデータで「サブロケーションの小学校数」「サブロケーションの中学校数」が不明であるものに関しては、RePEAT 2004 のデータが利用可能であるものに関してはこれを利用し補正ダミーによってコントロールすることとした。さらに、RePEAT 2004 にもデータのない場合は、RePEAT 2007 のサブロケーションの平均を県ごとに計算したものを利用し、補正ダミーによってコントロールを行っている。この手法に関しては Datt and Jolliffe (2005) を参照。

表 5 子供の初等教育における留年回数(Poisson Regression)

説明変数	係数	Z値
母の教育年数	0.0013	(0.08)
父の教育年数	-0.0163	(-1.03)
母の年齢	0.0023	(0.23)
父の年齢	-0.0005	(-0.06)
家計の土地面積(エーカー)	-0.011	(-0.8)
家計の資産総額(1000 Ksh)	-0.0011	(-3.41)***
家計の不労所得(1000 Ksh)	-0.0004	(-0.24)
家計の家畜総額(1000 Ksh)	0.0004	(0.46)
家計の農作物の種類数	-0.0207	(-1.52)
家計の成人(20~59歳)構成員数	-0.0617	(-1.81)*
家計の60歳以上構成員数	-0.1159	(-1.16)
家計の男児数	0.0217	(0.66)
家計の女児数	0.0401	(1.47)
私立学校ダミー	-0.3023	(-1.69)*
女児ダミー	-0.2414	(-2.6)***
サブロケーションの小学校数	-0.004	(-0.17)
サブロケーションの中学校数	0.0657	(1.37)
2004年サブロケーションダミー	0.0968	(0.72)
2007年サブロケーションダミー	0.1466	(1.09)
生年ダミー	yes	
県ダミー	yes	
州ダミー	yes	
Number of Obs.=		685
Log likelihood =		-686.73636

出所) RePEAT 2007 より筆者作成。

注) 括弧内は Huber/White 推定による z 値。

表 6 子供の中高等教育への進学率(Probit Regression)

説明変数	係数	Z値
母の教育年数	0.0135	(0.56)
父の教育年数	0.0868	(4.03)***
母の年齢	0.0101	(0.67)
父の年齢	-0.0059	(-0.48)
家計の土地面積(エーカー)	-0.0344	(-1.68)*
家計の資産総額(1000 Ksh)	0.0029	(3.69)***
家計の不労所得(1000 Ksh)	0.0052	(1.9)*
家計の家畜総額(1000 Ksh)	0.0004	(0.29)
家計の農作物の種類数	0.0381	(2.05)**
家計の成人(20~59歳)構成員数	-0.0362	(-0.8)
家計の60歳以上構成員数	0.1411	(0.92)
家計の男児数	-0.141	(-3.25)***
家計の女児数	-0.0054	(-0.13)
私立学校ダミー	0.5012	(2)**
女児ダミー	0.1021	(0.79)
サブロケーションの小学校数	-0.0296	(-0.98)
サブロケーションの中学校数	-0.0606	(-0.88)
2004年サブロケーションダミー	0.4259	(2.05)**
2007年サブロケーションダミー	-0.0565	(-0.32)
生年ダミー	yes	
県ダミー	yes	
州ダミー	yes	
Number of Obs.=		628
Log likelihood =		-278.92384

出所) RePEAT 2007 より筆者作成。

注) 括弧内は Huber/White 推定による z 値。

付表 家計のメイズ耕地への15歳未満児童労働投入量(OLS)

説明変数	係数	t値
母の教育年数	-2.1393	(-1.11)
父の教育年数	-1.5874	(-1.15)
母の年齢	-0.2139	(-0.19)
父の年齢	2.4869	(2.98)***
家計の土地面積(エーカー)	1.4352	(1.23)
家計の資産総額(1000 Ksh)	0.0341	(2.31)**
家計の不労所得(1000 Ksh)	-0.2598	(-1.53)
家計の家畜総額(1000 Ksh)	-0.1587	(-2.06)**
家計の農作物の種類数	2.7653	(2.05)**
家計の成人(20~59歳)構成員数	-8.2445	(-1.96)*
家計の60歳以上構成員数	5.8951	(0.45)
家計の男児数	15.8623	(4.92)***
家計の女児数	0.6817	(0.23)
私立学校ダミー	-0.0125	(0)
女児ダミー	6.4853	(0.6)
サブロケーションの小学校数	4.0911	(1.71)*
サブロケーションの中学校数	-10.3824	(-2.68)***
県ダミー	yes	
州ダミー	yes	
Number of Obs.=		245
R-squared =		0.4024

出所) RePEAT 2007 より筆者作成。

注) 括弧内は Huber/White 推定による t 値。