

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

**途上国における夫婦の交渉力と子供の就学
ケニア農村のマイクロデータによる実証分析**

和田 一哉

May 2009

途上国における夫婦の交渉力と子供の就学*
—ケニア農村のマイクロデータによる実証分析—

和田 一哉†

2009年3月24日

**Intra-couple Bargaining and School Enrollment in Developing Countries:
An Empirical Analysis of Microdata in Rural Kenya**

Kazuya Wada

March 24th 2009

要旨

途上国の開発を考える際、家計内での資源配分問題が重要であるとの認識が近年高まってきた。それは、家計内資源配分に偏りがある場合、家計構成員の間に格差が生じ、政策介入の効果や帰結に多大なる影響を及ぼす可能性があることに起因する。家計を一つの経済主体と想定する場合、家計内での貧富の偏りが無視されるため、貧困状態が過小評価される可能性が高くなるのが先行研究により明らかとなっている。また家計を一つの意思決定主体とみなした場合、政策目標の効率的な達成が困難となることも示されている。このような問題を背景とし、本稿ではケニアの農村のマイクロデータを用いて家計の意思決定過程に関して検討を行った。実証分析では、特に夫婦各々の不労所得に注目し、両者の交渉力の違いに注目した。その結果、妻の交渉力が高いほど妻の選好を強く反映した資源配分が実現するというノン・ユニタリー・ハウスホールド・モデルが適切であることが示唆された。

はじめに

途上国の開発を考える際、社会における著しい不平等の存在が重要な問題の一つとして指摘されるようになって久しい。民族間の不平等や社会階層間の不平等など、様々な形でそれらは存在するが、中でも開発においては男女間の不平等が最も大きな課題の一つであると

* 本稿の作成にあたり、指導教官である黒崎卓先生をはじめ、政策研究大学院大学 (GRIPS) の山野峰先生、World Agroforestry Centre (ICRAF) の Frank Place 氏から貴重なご指導ならびにご助言を頂いた。また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。ここに記して感謝の意を申し上げたい。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。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」から支援を受けた。記して感謝申し上げます。

† 一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程 (連絡先: ed054001@g.hit-u.ac.jp)

考えられている。特に深刻な事例としては、法的権利における男女格差が挙げられよう。かつてアフリカのいくつかの国々では、女性は財産相続権を持たず、男性に対し従属的な立場をとることを余儀なくされていた。しかしながら男女中立的な法律が制定された現在においても、これらの影響が根強く残っていることを確認することが出来る[Ikdahl et al. 2005]。このような状況を鑑み、改善の必要性が指摘されている[Kameri-Mbote 2001; Kameri-Mbote 2006]。2000年9月に採択されたミレニアム開発目標(Millennium Development Goals, MDGs)においても目標の一つとして「ジェンダーの平等推進と女性の地位向上」が掲げられるなど、開発においてその重要度をますます高めている。

また厳しい経済状況下にある途上国において、子供が貧困の影響を最も受けやすいことも、多くの先行研究により明らかとなっている。子供に対する影響としては、就学時期に労働を強いられる環境、十分な栄養摂取を受けられない状況、病気の際に受けるべき医療を享受することが出来ずに死に至る場合など[Dreze and Sen 1995]、枚挙にいとまがない。MDGsでは「初等教育の完全普及の達成」、「乳幼児死亡率の削減」がそれぞれ目標として掲げられており、ジェンダーの問題と同じく重要な課題として注目されているのである。

このような世界的潮流と相俟って、特にマイクロ開発経済学の視点から、ジェンダーの平等と子供の厚生との間に相互補完的関係が存在することが注目される。上述の通り両者は途上国開発に際してそれぞれ欠くべからざるものと認識されているが、Thomas(1990)やLundberg, Pollak, and Wales(1997)等にもみられるように、女性のエンパワーメントは子供の厚生に好ましい効果をもたらすことが多くの実証分析で示されてきている。つまり、女性の家計内における発言力の向上を通じ、子供の保健・衛生状況が改善する可能性の高いことが明らかとなっているのである。

このような背景から本稿では、東アフリカの途上国の一つであるケニアに注目する。ケニアはアフリカの中でも発展の著しい国とされることが多いが、2007/2008年の人間開発指数(Human Development Index, HDI)は観察可能な世界の177ヶ国中148位という順位にある。また女性の法的権利が実質的に制限されており、ジェンダーの平等の問題が根強く残っている国でもあり、開発政策の重要性は依然としてきわめて高い。そこで本稿ではケニアの農村家計データを利用し、女性のエンパワーメントが子供の厚生にいかなる効果をもたらすかに関して検討を行う。子供の厚生を表すものとしては子供の小学校の就学状況に注目する。上述の通り両者はそれぞれMDGsの政策目標の一つとされているため、本稿は開発を考える上できわめて重要な位置を占めるものであると考えられる。

I 背景

1. ケニアにおける女性の権利

ケニアはアフリカ諸国の中でも比較的安定した政治情勢が続き、経済的にも発展した国で

あるとされる。しかしながら女性の社会的地位に関しては、現在それほど楽観できる状況にあるわけではない。形式的には男女平等を基礎として制定された法律が、実質的には男女間に不平等をもたらす結果となっていると考えられている[Kameri-Mbote 2001; Kameri-Mbote 2006]。以下、Ik Dahl et al. (2005)を中心に概観する。

独立以前のイギリス植民地時代のケニアでは、多少の違いはあるものの各民族独自の伝統的慣習法 (customary law) により、財産所有権をはじめとする様々な女性の権利が制限されてきた。1963年にイギリスより独立を果たした後、ケニアの法体系は男女平等な財産所有権の原則を1971年以降確立してきた。その過程で、それまで女性の権利を大きく制限してきた伝統的慣習法を改め、男女の権利に関して中立な成文法 (statutory law) が制定された。特に注目されるのは財産所有や相続に関する法律で、形式的には男女平等な規定が明記されることとなった。

ところが、土地所有者を登記する過程で問題が生じることとなる。ケニアの伝統的慣習法では、民族によって多少の差はあるものの、女性は土地使用の権利を有するのみである場合が多かった。しかしながら成文法として制定された土地登記法 (Registered Land Act, RLA) では使用权に関する規定は存在せず、このため登記された所有者が法的な全ての権利をもつこととなった。当然のことながら最初の登記では、男性家長あるいは最年長の息子が土地所有者として登記されるケースがほとんどで、これによって女性は土地保有から除外されることとなった。これに加えRLAの共同所有を制限する規定や、土地管理法 (Land Control Act, LCA) の土地の細分化を防ぐための規定も、女性の土地所有の障壁となっていることが指摘されている¹。

このような問題を背景とし、近年 RLA をはじめとする関連法制の改正を求める声が高まってきた。他の途上国に比して女性の社会的地位は高いとみられる傾向にあるが、このような法的諸問題の存在から、女性の実質的な社会生活は深刻な不平等の影響下におかれている可能性を垣間見ることができるのである。

2. 先行研究

途上国の開発を考える際、家計内での資源配分問題が重要であるとの認識が近年高まってきた。それは、家計内資源配分に偏りがある場合、家計構成員の間に格差が生じ、政策介入の効果や帰結に多大なる影響を及ぼす可能性があることに起因する。

従来の経済分析ではデータの制約というきわめて困難な問題のため、家計を一つの経済主体と想定し、その経済行動を検証する研究が主流であった。ところが Haddad and Kanbur (1990) の研究に代表されるように、家計を一つの経済主体と想定する場合、家計内での貧富の偏りが無視されるため、貧困状態が過小評価される可能性があることが明らかとなっている。また Beaton and Ghassemi (1982) に示されているように、家計を一つの意思決定主体とみな

¹ 実際には、土地所有者から女性が実質的な使用权を認められている場合もあるのだが、法に基づく権利ではないため、この問題は看過できない。

した場合、政策が予想したような効果を必ずしももたらさないことがある。これらのような問題から、異なる選好－効用関数－を有する構成員からなる家計を想定し、経済分析を行う必要性が近年高まってきた。

データの制約と分析の実行可能性という制約のため従来の経済分析で前提とされてきたのが、意思決定主体がただ一人存在する独裁者の家計、あるいは家計構成員の選好が同一であるということが暗黙に想定されるユニタリー・ハウスホールド・モデル (unitary household model) である。これに対し近年、家計がユニタリー・ハウスホールド・モデルとして表すことの出来ない、ノン・ユニタリー・ハウスホールド (non unitary household) であることを裏付ける実証研究が増えてきている。つまり、家計構成員が多様な選好を持ち、それぞれの選好が家計の意思決定に影響を及ぼしている可能性があることを示す実証研究が蓄積されてきているのである。Thomas (1990) はブラジルのマイクロデータを用い、家計内における子どもの栄養水準などの決定要因として女性と男性の意思決定への影響力がそれぞれ異なる効果を持つことを示している。また Udry (1996) はブルキナファソを事例に、家計構成員の限界生産性が一致しないことを示し、ユニタリー・ハウスホールド・モデルの前提が現実には適合しないことを実証分析によって示している²。

これらの先行研究が示すように、家計を一つの経済主体とみなす場合、予測される帰結を必ずしも達成し得ないことがあるため、途上国における開発政策を考慮する際には家計内における資源配分行動に留意することが不可欠なのである³。このような家計内の資源配分問題－特に子供の厚生への影響－に対し、好ましい効果をもたらすと考えられているのが、家計内での女性のエンパワーメントである [Thomas 1990; Lundberg, Pollak, and Wales 1997]⁴。

以上のような理由から、本稿では女性のエンパワーメントに対し大きな影響を持つことが予想されるものとして、女性が独自に有する不労所得に注目する。また子供の厚生として小学校の就学状況を取り上げる。ユニタリー・ハウスホールドの想定が適用可能か否かに関して統計的に検定を行うとともに、女性のエンパワーメントが家計内での意思決定過程を通じ子供の厚生にいかなる影響を及ぼすかを検討するのが本稿の主たる目的である。

II データ

先述の通り本稿では、分析対象を東アフリカの途上国の一つであるケニアに注目し、ケニア

² その他のノン・ユニタリー・ハウスホールド・モデルの実証分析を行ったものとしては Schultz (1990)、Browning et al. (1994)、Lundberg, Pollak, and Wales (1997)、Fuwa et al. (2006)などを参照。

³ このような事例については Alderman et al. (1995) のサーベイ論文が詳しい。

⁴ 一方 Rosenzweig and Schultz (1982) の古典的研究をはじめ、Pitt and Rosenzweig (1990) や Pitt, Rosenzweig, and Hassan (1990) 等のように、ユニタリー・ハウスホールド・モデルにより家計内資源配分の問題の検証を試みる研究もある。

の農村家計データである Research on Poverty, Environment, and Agricultural Technologies (REPEAT) を分析に用いる。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⁵、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 2007 調査の対象は、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関して調査の焦点が当てられているが、家計の消費支出や資産状況など、質問項目は多岐にわたる。調査対象地域は中央州 (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⁶、ナイロビからのアクセスが比較的容易な地域である⁷。以下では家長とその妻の属性に注目し、REPEAT 2007 を概観する。

1. 成人の教育水準

REPEAT 2007 はナイロビより比較的アクセスの容易な四州を対象としたサンプルサーベイである。表 1 で妻と夫の教育水準を見てみると、初等教育以下の割合は四州平均でそれぞれ 57.8%、54.6% である。基礎教育レベルでは男女の格差はそれほど大きくないが、中等教育以下の割合がそれぞれ 20.6% と 31.3%、中等教育以上の割合がそれぞれ 4.0%、6.6% となっており、教育水準が上がるにつれて差が出てくる傾向にある。特に中等教育以下の割合で約 10 ポイントの差があるが、ケニアでは中等教育レベルの教育達成度合いが後の就業に大きく影響する傾向があることから、女性が不利な状況に立たされていることが示唆される。さらに、教育を受けた経験のない人々の割合に関しても妻と夫がそれぞれ 17.6%、7.5% と格差がみられることから、基礎教育レベルにおいても必ずしも女性は相対的に好ましい教育環境にあるとは言えない⁸。

2. 土地保有状況

先述の通り、土地の所有はケニアの女性の権利を考える上で大きな問題である。また開発

⁵ 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も大きく貢献している。データは政策研究大学院大学より入手可能である。

⁶ ケニアにはその他、沿岸州 (Coast Province)、東部州 (East Province)、北東州 (North Eastern Province) が存在する。

⁷ リフトバレー州は南北に広がる広大な州であるが、REPEAT 調査の対象となっているのは首都ナイロビより車で 2~4 時間の、比較的アクセスの容易な地域である。

⁸ ただし他の途上国との比較では、男女格差はそれほど大きくはない。例えばケニアの成人識字率は、2003 KDHS (Kenya Demographic and Health Surveys) によると女性が 78.5%、男性が 88.1% である。一方、男女格差が著しいとされるインドの成人識字率は、2001 年のセンサスの全国平均で女性が 54.2%、男性が 75.9% である。さらにインドを州別にみても、例えばビハール州ではそれぞれ 33.6%、60.3% と顕著な格差がある。

経済学の観点では、土地等の財産の所有は家計内における夫婦の交渉力に与える影響という意味で、きわめて大きな意味を有する。以下ではREPEAT 2007により夫婦各々の土地所有の状況を確認する⁹。

REPEAT 2007より土地保有者割合を計算した表2によると、親より相続した土地を有する女性は119人(17.7%)、男性に関しては710人のうち493人(69.4%)となっており、男性に比して土地を所有する女性は非常に少ない。土地所有面積については、女性の平均が0.61エーカー、男性が2.73エーカーで、所有者数と面積の両面で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19.0%、リフトバレー州で13.3%、西部州で10.6%、ニャンザ州で25.5%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79.8%、リフトバレー州で最低の60.5%を示すなど、女性の傾向とは一致しない。

女性の平均の土地保有面積に関しても同様に、中央州で0.51エーカー、リフトバレー州で0.63エーカー、西部州で0.32エーカー、ニャンザ州で0.93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4.23エーカー、中央州で最小の1.97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¹⁰。

3. 子供¹¹の就学状況

次に子供の就学状況について検討する。ケニアにおける中等教育は義務教育化されておらず費用が高いため、中等教育段階へ進む子供は少ない¹²。このため、焦点を初等教育に絞り、親の子供の教育に対する態度を検証することとする。また19歳以上の子供に関しては初等教育に関する情報がレポートされていない場合がほとんどであることから、本稿では6～18歳にデータを絞る。ケニアでは8年間の初等教育(std)が義務教育期間として設定されており、入学年齢は私立学校では6歳、公立学校では7歳である¹³。ただしケニアでは入学年齢が遅れることが多い。本稿で観察可能な子供の初等教育入学年齢は7歳での入学が30.2%と最も多いが、入学率が9割以上になるのは9歳以上である。このため、以下で行う子供の初等教育における就学状況の検討は、2007年に9歳以上18歳以下の子供を対象に行うこととする¹⁴。

⁹ REPEAT 2007では夫婦が各々の両親より相続した土地に関する質問項目があり、本稿ではこれを利用している。ただし土地の権利証書の有無についてはデータがなく、この点に留意を要する。

¹⁰ これらの差違は、Kameri-Mbote(2001)、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示唆される。

¹¹ 本稿の実証分析で扱う「子供」は、年齢によって定義される(一般的には5～14歳)ものではなく、家長との関係で定義されるものである。

¹² 2003 KDHSでは、中等教育段階の教育経験のある成人女性は23.5%(12.3%が卒業)、成人男性は26.7%(同15.7%)である。

¹³ そのあとに中等教育(form)の4年間、高等教育(college、university等)の4年間と続く。

¹⁴ これらの子供のうち、「教育に興味がない」という理由から初等教育を受けた経験のない子供は

REPEAT 2007 では、子供の初等教育に関して詳細な情報を確認することが可能である。具体的には過去の教育履歴が質問項目に含まれており、留年したことがある場合、どの学年で留年を経験したかを確認することが出来る。またこれにより、留年の回数を確認することも可能である。さらに、初等教育就学年齢についてもデータを利用することが出来る。一方で中等教育以降の就学に関しては、義務教育でないことも相俟ってデータの欠落が多い。このようなことから本稿では、特に初等教育における子供の就学状況に注目する。

まず、リピート回数(初等教育において留年した回数)の平均値をみると、四州平均で 0.68 回を示す(表 3)。州別では、中央州で 0.75 回、リフトバレー州で 0.64 回、西部州で 0.84 回、ニャンザ州で 0.57 回となっており、地域的な多様性が読み取れる。さらに、リピート回数の分布状況を回数別にみると、四州平均では留年 0 回の子供は 47.8%で、半数以上(52.2%)が少なくとも 1 度は留年を、12%以上が 2 回以上の留年を経験している。州別では中央州と西部州での就学状況が悪く、2 回以上の留年経験者はそれぞれ 14.1%、15.8%で、ニャンザ州の 8.6%が最も低く、リフトバレー州が 11.2%となっている。このように、州によって大きな差異が確認されるが、概して子供の就学状況は良いとは言い難い現状にある。

また、初等教育において過去に 1 度でも留年を経験したことがある子供の割合(リピート率)¹⁵について同じく表 3 でみると、四州で 52.2%ときわめて高い数値を示す。地域別にみると、中央州で 55.0%、リフトバレー州で 48.3%、西部州で 62.3%、ニャンザ州で 47.7%と、地域的な差はあるものの、総じて高い割合であることが確認できる¹⁶。

以上のように、ケニアにおける子供の初等教育の就学状況は良好とは言い難いのが現状である。そして、両親の土地所有と子供の就学状況との関連については必ずしもその傾向が一致しているわけではなく、その他の要因との関連をみても、単純な地域的傾向や民族的傾向のみによって両者の関係を説明することは困難である。このようなことから、社会的環境や経済

1 人存在するのみで、これは分析に利用するデータより除外した。同じく、身体的な障害から初等教育経験のない子供も除外している。また、5 歳以下の時点で入学している子供がデータ上に存在するが、pre-primary school と取り違えて答えている可能性が高いため、これらに関しても除外した。

¹⁵ 留年とドロップアウトの判別が困難であるため、ドロップアウトしてしまった場合も 1 回のリピートとしてリピート回数にカウントしている。つまり、子供の教育に対する家計の経済行動の帰結を捉える方法として、このような欠点を有する点に注意が必要である。リピート率に関しても同様な問題が存在するが、ドロップアウトの回数による区別がないため、リピート回数に比べてこの問題は軽減されていると考えられる。

¹⁶ また性別にみると四州平均で女兒が 54.2%、男児が 62.4%であり、初等教育に関しては女兒の方が良好な就学環境にある可能性がみられる。このような傾向は 2003 KDHS でも確認される。初等教育の就学率を 2003 KDHS でみると粗就学率は 109.5%、純就学率は 78.7%となっている。これを性別にみると、粗就学率についてはそれぞれ 112.7%と 106.1%、純就学率はそれぞれ 78.6%と 78.8%となっており、初等教育に関しては女兒が男児を上回っており、女兒の方が良好な教育環境にあると言えよう。ただし成人の教育水準の傾向に見られるように、より高い教育水準では男性の方が良い数値を示す可能性が大きいため、初等教育の数値のみから男女格差の問題について多くを述べることは出来ない点に留意すべきである。

的狀態、地域的な状況とともに家計の属性をコントロールした上で、その影響要因を慎重に検討することが必要である。

III 分析手法

本稿の主題は、子供の厚生決定要因と家計の意思決定メカニズムを明らかにする点にある。従来の経済分析においては、意思決定主体がただ一人存在する独裁者の家計、あるいは家計構成員の選好が同一であるようなユニタリー・ハウスホールドを想定してきた。これを考慮すると、本稿のモデルでは家計は次のような効用最大化問題を考える。

$$\begin{aligned} \max_{x,z} U(x,z) & \quad (1) \\ \text{s.t. } px + qz & \leq I + y \end{aligned}$$

U は家計の効用関数で、 x は妻と夫の私的財、 z は子供の厚生、 p は私的財の価格、 q は子供の厚生の維持に要するコスト、 I は家計全体の労働所得、 y は家計全体の不労所得である。この最大化問題を解き、次のような通常的需求関数を得る。

$$z = z(p, q, I, y) \quad (2)$$

しかし、これまで述べてきたとおり途上国開発の文脈では、家計を一つの経済主体とみなして立案・実施された政策は、その政策目標を効率的に達成することが困難となる状況があることが指摘されている。このような指摘に対し、複数の意思決定主体より成る家計—ノン・ユニタリー・ハウスホールド—を想定し分析を行う研究が蓄積されつつある。このように複数の意思決定主体が互いの意見を主張するような場合に適した分析モデルとして、対称なナッシュ均衡点を持つ協力的バーゲニングモデルが想起される。そこで本稿ではThomas (1990) や Thomas (1994) 等に倣い、妻と夫の二者より成る家計を想定し、次の最大化問題を考える¹⁷。

¹⁷ このため、データを単婚の家計に限定する。なお 2003 KDHS によると、ケニア全土で 9.8% の男性が複数の妻を持つ。

$$\begin{aligned} \max_{x,z} & [U^f(x,z) - V_0^f(y^f)][U^m(x,z) - V_0^m(y^m)] \\ \text{s.t.} & px + qz \leq I + y^f + y^m \end{aligned} \quad (3)$$

上付きの f, m はそれぞれ妻、夫を表す。 V_0 は、交渉が決裂した場合の各々の効用水準(スレット・ユーティリティ)である。 y^i は各々のスレット・ユーティリティに影響を与えるが、所得や消費嗜好に対する効果は同質であるような不労所得の変数を表す¹⁸。家計の意思決定メカニズムを統計的に検討する場合に重要となるのがこの y^i であり、本稿では夫婦それぞれが有する土地面積を利用する。この最大化問題を解き、次の通常の需要関数を得る。

$$z = z(p, q, I, y^f, y^m) \quad (4)$$

ユニタリー・ハウスホールドの仮説検定を統計的に正しく行うために、 y^i は意思決定過程の影響が排除された外生(exogenous)の変数であることが求められる¹⁹。本稿で y^i として利用する土地所有面積は、夫婦がそれぞれの両親より相続した各々の土地の面積である。また REPEAT 2007 によるとケニアの農村では土地市場がある程度機能しており、この点からも両者の有する土地面積はスレット・ユーティリティに重要な影響を与える代理変数として妥当であると考えられよう²⁰。

以上を考慮し、次のような実証モデルによって統計的検定を行う。

¹⁸ ナッシュのバーゲニングモデルでは、交渉が決裂した場合に夫婦間に起こる状況(スレット・シナリオ)を考慮する必要がある。夫婦の交渉問題の場合、一般的にはスレット・シナリオとして離婚を想定し、そのときのスレット・ユーティリティを考えることが多い。Ikdahl et al. (2005)において、男女平等な土地の所有権を求める根拠として離婚を挙げており、ケニアでも離婚がスレット・シナリオとなると想定するのが妥当であると考えられる。また社会的慣習等も、スレット・ユーティリティに影響を及ぼすことが考えうる。

¹⁹ Thomas (1990)や Schultz (1990)で外生とされた不労所得(unearned income)は、過去あるいは現在の意思決定の影響をある程度受けている可能性があることを無視しており、適切でない [Lundberg, Pollak, and Wales 1997]とする見解もあり、この点に注意を要する。

²⁰ ただし次に示すとおり、ユニタリー・ハウスホールドの想定の下での解釈も可能である場合があることに注意が必要である。例えば、妻の保有する土地で生産される作物が家計で消費されるもののみであるような場合、妻の土地保有面積が大きいほど家計の消費可能性が高まり、これを通じて子供の健康状態が改善され、就学状況が良くなることが考えられる。実際、Alderman et al. (2002)や Pitt and Rosenzweig (1990)等の先行研究では、ユニタリー・ハウスホールドの想定の下に子供の健康と就学状況との因果関係を検討している。REPEAT 2007 では、作物の種類、作付面積に関してはデータより判別可能だが、その土地の所有者—妻と夫のいずれか—については不明であり、この点に注意を要する。

$$cw = X\beta + \alpha^f l^f + \alpha^m l^m + \varepsilon \quad (5)$$

cw は子供の厚生、 X は個人や家計、その他の社会経済的な属性を表す変数のベクトルである。 l^f は夫婦各々が有する土地面積、 ε は誤差項、 α^f 、 α^m 、 β は係数を表す。先述の通り、本稿の主題の一つは家計内の意思決定の帰結である子供の厚生に影響を及ぼす要因を検討することである。そこで本稿では子供の厚生 cw として、前節で検討したとおり初等教育における子供の就学状況として二つの指標—リポート回数、リポート率—に注目する。

そしてこの被説明変数に対し、夫婦各々の有する土地面積の影響が異なるか否かに関して統計的検定を行うことにより、ケニア農村における家計モデルの識別を行う。家計がユニタリー・ハウスホールドであるならば、各々の有する土地面積の効果の大きさに差は生じないと考えられる。すなわち α^f と α^m の大きさが異なるか否かに関して統計的検定を行うことにより、ユニタリー・ハウスホールド・モデルとノン・ユニタリー・ハウスホールド・モデルのいずれが適切かを検討する²¹。

ただしすでに述べたとおり、夫婦各々が有する土地は、各々のスレット・ユーティリティに対し異なる影響を持つが、所得や消費嗜好に対しては同質の影響を有する(生産物や生産性に違いがない)という仮定のもとに分析を行うこととする。また分析にはomitted variable biasが生じることを避けるため、利用可能な説明変数は全て利用する。表 4 に分析に用いる説明変数を、表 5 に主な説明変数の記述統計量を示す。子供のコーホートダミー、夫婦各々の教育年数²²と年齢、家計構成員数、家計の資産状況、家計の流動性へのアクセス、地域の社会・経済環境、地域ダミー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。

IV 分析結果

ここまで述べてきたとおり、本稿では夫婦それぞれの不労所得の代理変数である土地保有面積の有する影響に特に注目している。このため前節で論じた実証モデルの下に分析を行い、

²¹ 本来であれば、スレット・ユーティリティに影響を与えるが所得や消費嗜好には影響を及ぼさないような変数を利用し、分析するのが望ましいと言えよう。しかし現実にはこれはきわめて困難であるため、本稿では次善の方策として所得や消費嗜好に対し同質の影響をもたらす不労所得の代理変数を利用し、検定を行う。

²² ケニアにおける高等教育は college と university とがあるが、教育年数では区別せず university ダミーを用いることとした。また本稿の分析で利用するデータのうち、university に進学した女性(妻)はいなかったため、分析に用いる変数としては男性(夫)のダミーのみが用いられている。

得られた結果によって両者の土地保有面積の効果を中心に考察する。リピート回数、初等教育入学年齢について、それぞれ検討を行う²³。

まず、初等教育において子供が過去に経験した留年回数を表すリピート回数についてポアソン回帰分析を行ったものが、表 6 である。妻の土地保有面積の効果は有意なマイナスの符号を持ち、妻の土地保有面積が 1 エーカー大きくなるとリピート回数は 0.43 回減少することを示している。一方、夫の土地保有面積は有意な効果を持たない。またリピート率の分析と同様に、両者の土地保有面積の限界効果の大きさが等しいという帰無仮説の検討のためワルド検定を行った。その結果カイ 2 乗統計量は 2.90 で、10%の有意水準で帰無仮説は棄却されることとなった。

また、初等教育において子供が過去に一度でも留年を経験したことがある確率を表すリピート率についてプロビット分析を行ったものを、表 7 に示す。妻の土地保有面積の効果は有意なマイナスの符号を持ち、妻の土地保有面積が 1 エーカー大きくなるとリピート率は 14.1%低下することを示している。一方、夫の土地保有面積は有意な効果を持たない。また両者の土地所有面積の限界効果の大きさが等しいという帰無仮説を検討するためワルド検定を行ったところ、カイ 2 乗統計量が 2.81 となり、10%の有意水準で帰無仮説が棄却された。以上のように、リピート率の分析結果はリピート回数と定性的に同じ結果を示す²⁴。また、いずれの分析結果においても家計資産は有意なマイナスの効果を示しており、家計の経済状況の改善を目指す政策も子供の就学に対し好ましい影響をもたらすと考えられる。

以上の分析結果から、子供の就学に関して重要な示唆が得られる。すなわちリピート回数ないしはリピート率の分析結果から、妻の土地保有面積は子供の就学状況を改善させる傾向があること、また夫婦それぞれの有する土地所有面積の効果は異なる可能性がきわめて大きいことが示された。つまり、妻自身の土地の所有は妻のスレット・ユーティリティの上昇を意味し、家計内の意思決定過程において夫に対する交渉力を向上させることを通じて子供の厚生—初等教育における就学環境—に好ましい影響を有している可能性が高い²⁵。これは同時に、ケニアの農村家計をノン・ユニタリー・ハウスホールドと想定することが適切であることを意味するものでもある。従来ケニアの女性は、財産権—特に土地所有権—の点で不利な立場にある

²³ 説明変数が多数に上るため、主要な変数の分析結果のみレポートすることとし、地域ダミー等の説明変数の分析結果は省略する。またリピート率の分析結果を補表に示す。

²⁴ リピート回数とリピート率の双方に対し影響しうることが考えられる要因として、初等教育への入学年齢が挙げられる。また入学年齢は、社会的要因、家計の経済状況など様々な要因によって決定されると考えられる。この場合、初等教育入学年齢をリピート回数に対する内生の説明変数として考慮する必要があり、このため同時方程式モデルとして分析を行うことが望ましい。しかしながら、REPEAT 2007 に適切な操作変数が存在しないため、本稿では誘導型の分析を行う。このため、分析から得られる係数には他の内生変数の影響を含んでいることに留意が必要である。なお、初等教育入学年齢を外生の説明変数として推定を行い、頑健性の確認を行った(補表 1、補表 2)。有意性に若干変化は見られるが、土地保有面積の効果は定性的にほぼ同じ結果が得られている。

²⁵ あるいは Pitt and Rosenzweig (1990) などの研究にみられるように、他の家計構成員の厚生(健康等)の改善を通じ、間接的に子供の就学状況が改善してゆく影響経路も考えられる。

とされているが、このような状況の是正は家計の厚生にとっても好ましい効果を有するものと考えられる。

ゆえに、政策的含意は次のように考えられよう。まず、家計をノン・ユニタリー・ハウスホールドと想定し、財産権の観点から妻の家計内における交渉力を向上させるような政策によって、女性のエンパワーメントの促進を図る。これを通じて初等教育における留年やドロップアウトを減少させることが可能となり、家計厚生の改善が期待される。また夫婦間の交渉力を考慮してもなお、家計の経済状況が子供の就学に対し大きな影響力を持つことから、家計への経済支援も有効な政策として期待しうる。

おわりに

本稿では、近年の途上国開発の文脈においてますます重要性を高めている男女の平等に関して検討を行うことを主な目的としてきた。そして男女の平等が家計の意思決定を通じて子供の厚生にいかなる影響をもたらすかについて検討を試みた。すなわち、ケニアの農村家計データを利用し、妻と夫それぞれが両親より相続した土地保有面積を、両者の交渉力を決定するスレット・ユーティリティに対し異なる影響を与えるが家計の所得や消費嗜好には同質の効果をもち変数とみなし、子供の就学状況に対するそれらの影響が異なるか否かに関して統計的検定を行った。子供の就学状況として、初等教育において子供が過去に経験した留年回数を表すリピート回数と、初等教育において子供が過去に一度でも留年を経験したことがある確率を表すリピート率に関して実施した分析結果は、次のようにまとめられる。

まずリピート回数に対する土地保有面積の効果に関しては、妻が有意なマイナスを示す一方、夫は有意な結果を示さなかった。そして両者の土地保有面積の効果は、ワルド検定により異なることが明らかとなった。そしてリピート率に関する分析でも、定性的に同じ結果が得られた。すなわち、夫婦それぞれの土地保有面積は子供の就学状況に対し異なる効果を示すことから、ノン・ユニタリー・ハウスホールドの想定が適切である可能性が大きいことが明らかとなった。さらに、女性の交渉力を改善させること—エンパワーメント—によって、子供の厚生が向上する傾向にあることも同時に示された。ケニアの女性は財産権、特に土地所有権に関して不利な立場にあり、この点での対応が喫緊の課題でとされている。つまり、女性の財産権を是正することにより、家計厚生の改善が期待されるのである。

ゆえに、政策的含意は次のように考えられる。まず、家計は複数の意思決定主体より成るノン・ユニタリー・ハウスホールドと想定される。女性は財産権の点で不利な立場にあるため、この点での是正—エンパワーメント—を図る。このような政策によって妻の家計内における交渉力を向上させることを通じ、子供の就学状況を改善することが可能となろう。また家計の経済状況も子供の就学に多大な影響を有するため、家計に対する経済支援も有効である。

本稿の主たる関心に関しては、以下の課題が残されている。本稿でスレット・ユーティリティ

の代理変数として利用した夫婦各々の土地保有面積に関しては、土地の属性として面積のみに注目し、それ以外の属性は同質であるとの仮定を置いた。つまり本稿では、土地の生産性や生産物などの違いを無視しているのである。しかし現実には、生産性がそれぞれの土地で異なる状況は大いにあり得るかもしれない。本稿で行ったユニタリー・ハウスホールドの検定は、この点に関してコントロールが不十分である可能性があり、留意を要する。

文献リスト

<英語文献>

- Alderman, H., J. R. Behrman, V. Lavy, and R. Menon 2002. "Child Health and School Enrollment: A Longitudinal Analysis." *Journal of Human Resources* Vol.36 No.1 (Winter): 185-205.
- Alderman, H., P. A. Chiappori, H. Lawrence, and J. Hoddinott 1995. "Unitary versus Collective Models of the Household: Is It Time to Shift the Burden of Proof?" *World Bank Research Observer* Vol.10 No.1 (February): 1-19.
- Beaton, G. H. and H. Ghassemi 1982. "Supplementary Feeding Programs for Young Children in Developing Countries." *American Journal of Clinical Nutrition* Vol.35, Suppl. 4 : 863-916.
- Browning, M., F. Bourguignon, P. A. Chiappori, and V. Lechene 1994. "Income and Outcomes: a Structural Model of Intrahousehold Allocation." *Journal of Political Economy* Vol.102 No.6 (December): 1067-1096.
- 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.
- Dreze, J. and A. Sen 1995. *India Economic Development and Social Opportunity*. Oxford: Oxford University Press.
- Fuwa, N., S. Ito, K. Kubo, T. Kurosaki, and Y. Sawada 2006. "Gender Discrimination, Intrahousehold Resource Allocation, and Importance of Spouses' Fathers: Evidence on Household Expenditure from Rural India." *Developing Economies* Vol.44 No.4 (December): 398-439.
- 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.
- Haddad, L. and R. Kanbur 1990. "How Serious is the Neglect of Intra-Household Inequality?" *Economic Journal* Vol.100 No.402 (September): 866-881.
- 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.
- Lundberg, S., R. A. Pollak, and T. J. Wales 1997. "Do Husband and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit." *Journal of Human Resources* Vol.32 No.3 (Summer): 463-480.

- McElroy, Marjorie B. 1990. "The Empirical Content of Nash-Bargained Household Behavior." *Journal of Human Resources* Vol.25 No.4 (Autumn): 559-583.
- Pitt, M. M., M. R. Rosenzweig, and Md. N. Hassan 1990. "Productivity, Health, and Inequality in the Intrahousehold Distribution of Food in Low-Income Countries." *American Economic Review* Vol.80 No.5 (December): 1139-1156.
- Pitt, M. and M. R. Rosenzweig 1990. "Estimating the Intrahousehold Incidence of Illness: Child Health and Gender-Inequality in the Allocation of Time." *International Economic Review* Vol.31 No.4 (November): 969-989.
- Rosenzweig, M. R. and T. P. Schultz 1982. "Market Opportunities, Genetic Endowments, and Intrafamily Resource Distribution: Child Survival in Rural India." *American Economic Review* Vol.72, No.4 (September): 803-815.
- Schultz, Paul 1990. "Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility." *Journal of Human Resources* Vol.25 No.4 (Autumn): 599-634.
- Thomas, Duncan 1990. "Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach." *Journal of Human Resources* Vol.25 No.4 (Autumn): 635-664.
- Thomas, Duncan 1994. "Like Father, Like Son; Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height." *Journal of Human Resources* Vol.29 No.4, Special Issue: The Family and Intergenerational Relations. (Autumn): 950-988.
- Udry, Christopher 1996. "Gender, Agricultural Production, and the Theory of the Household." *Journal of Political Economy* Vol.104 No.5 (October): 1010-1046.

表 1 成人の教育水準

	初等教育(8年)以下		中等教育(4年)以下		中等教育以上		教育経験無し		合計	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性
全国	57.8	54.6	20.6	31.3	4.0	6.6	17.6	7.5	100.0	100.0
中央州	61.9	58.8	20.1	32.0	4.2	3.4	13.8	5.8	100.0	100.0
リフトバレー州	54.5	55.6	18.5	29.3	2.6	6.7	24.5	8.4	100.0	100.0
西部州	50.0	52.7	22.3	33.0	7.1	8.0	20.5	6.3	100.0	100.0
ニャンザ州	60.5	46.8	23.3	31.4	3.5	11.5	12.8	10.3	100.0	100.0

注)単位は全てパーセント。

出所)REPEAT 2007 より筆者計算。

表 2 土地保有の状況

	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	17.7	69.4	0.61	2.73
中央州	19.0	71.3	0.51	1.97
リフトバレー州	13.3	60.5	0.63	4.23
西部州	10.6	79.8	0.32	2.30
ニャンザ州	25.5	71.2	0.93	2.32

出所) REPEAT 2007 より筆者計算。

表 3 子供の就学状況

レポート回数	0回	1回	2回	3回	4回	5回	6回	合計	平均 レポート回数	平均 レポート率
四州	309人	259人	59人	13人	5人	0人	1人	646人	0.68	52.17%
(割合)	47.83%	40.09%	9.13%	2.01%	0.77%	0.00%	0.15%	100.00%		
中央州	67人	61人	14人	5人	2人	0人	0人	149人	0.75	55.03%
(割合)	44.97%	40.94%	9.40%	3.36%	1.34%	0.00%	0.00%	100.00%		
リフトバレー州	120人	86人	20人	4人	1人	0人	1人	232人	0.64	48.28%
(割合)	51.72%	37.07%	8.62%	1.72%	0.43%	0.00%	0.43%	100.00%		
西部州	43人	53人	13人	3人	2人	0人	0人	114人	0.84	62.28%
(割合)	37.72%	46.49%	11.40%	2.63%	1.75%	0.00%	0.00%	100.00%		
ニャンザ州	79人	59人	12人	1人	0人	0人	0人	151人	0.57	47.68%
(割合)	52.32%	39.07%	7.95%	0.66%	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%		

出所) REPEAT 2007 より筆者計算。

表 4 分析に用いる変数

		分析に用いる変数
内生変数		リピート回数(過去初等教育において留年した回数) リピート率(過去初等教育において一回でも留年したことがある確率)
家計の属性	夫婦の属性	妻の土地保有面積(両親より相続した土地面積) 夫の土地保有面積(両親より相続した土地面積) 妻の教育年数、夫の教育年数、大学(university)ダミー(夫) 妻の年齢、夫の年齢
	子供の属性	子供のコーホートダミー、初等教育入学年齢
	家計の属性	家計構成員数(0～4歳)、家計構成員数(5～14歳)、家計構成員数(15～18歳)、家計構成員数(19～59歳)、家計構成員数(60歳～)
		家計の資産額(家財道具等の耐久消費財、土地は含まない、百万Ksh) 家計の労働以外の所得(送金、百万Ksh) 家計の労働以外の所得(地代収入、百万Ksh) 家計の労働以外の所得(年金、百万Ksh) 家計の労働以外の所得(ROSCAからの受け取り等、百万Ksh) 家計の労働以外の所得(銀行、知人・友人等からの借り入れ、百万Ksh)
経済・社会属性		市場までの距離、サブロケーションの小学校数、キクユ民族ダミー、州(province)ダミー、県(district)ダミー

注) REPEAT 2007 のデータで「サブロケーションの小学校数」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小学校数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。

出所) REPEAT 2007 より筆者作成。

表5 記述統計量

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
レポート回数	646	0.684	0.812	0	6
レポート率	646	0.522	0.5	0	1
妻の土地保有面積(acre)	646	0.055	0.433	0	5
夫の土地保有面積(acre)	646	4.108	7.56	0	70
妻の教育年数	646	7.006	3.797	0	17
夫の教育年数	646	8.628	4.123	0	22
大学(univ)ダミー(夫)		0.009			
妻の年齢	646	43.492	8.532	27	83
夫の年齢	646	51.334	9.895	29	89
0～4歳の子供数	646	0.669	0.812	0	4
5～9歳の子供数	646	1.071	0.965	0	3
10～14歳の子供数	646	1.559	0.966	0	5
15～19歳の子供数	646	1.788	1.085	0	6
20～59歳の大人数	646	4.07	2.038	1	12
60歳以上の大人数	646	0.286	0.546	0	2
家から町までの距離	646	29.841	23.924	5	150
銀行等借入(Ksh)	646	4814.241	19723.9	0	200000
年金収入(Ksh)	646	2115.232	12812.98	0	180000
送金(Ksh)	646	2996.904	11120.8	0	200000
地代収入(Ksh)	646	3644.845	22297.02	0	360000
ROSCA等収入(Ksh)	646	3173.158	6912.061	0	66000
家計資産(Ksh)	646	68878.76	159662.5	1170	2374350
キクユダミー		0.373			
女兒ダミー		0.452			
初等教育入学年齢	646	7.523	1.385	6	13

注)その他の変数は省略。

出所) REPEAT 2007 より筆者計算。

表 6 リピート回数分析の結果(Poisson)

説明変数	係数	Z値
妻の土地保有面積	-0.4313	(-1.71)*
夫の土地保有面積	-0.0016	(-0.15)
妻の教育年数	0.008	(0.42)
夫の教育年数	-0.0315	(-1.9)*
univダミー(夫)	0.0181	(0.03)
妻の年齢	0.0016	(0.14)
夫の年齢	-0.0052	(-0.54)
0～4歳の子供数	0.0735	(1.09)
5～9歳の子供数	0.0922	(1.63)
10～14歳の子供数	0.0498	(0.85)
15～19歳の子供数	-0.0009	(-0.02)
20～59歳の大人数	-0.0219	(-0.66)
60歳以上の大人数	-0.071	(-0.54)
家から町までの距離	0.003	(1.16)
銀行等借入(百万Ksh)	5.0800	(1.74)*
年金収入(百万Ksh)	-6.8500	(-1.19)
送金(百万Ksh)	3.5700	(0.74)
地代収入(百万Ksh)	-2.3300	(-0.67)
ROSCA等収入(百万Ksh)	-7.1300	(-0.87)
家計資産(百万Ksh)	-0.9560	(-1.95)*
キクユダミー	-0.0778	(-0.34)
女兒ダミー	-0.2301	(-2.28)**
Pseudo R2	0.0886	
N	646	
土地保有面積の効果(Wald test)		
妻の土地面積=夫の土地面積		
chi2(1)	2.90	
Prob > chi2(1)	0.0884	

注)その他の説明変数の分析結果は省略。

出所) REPEAT 2007 より筆者計算。

表7 リピート率の分析結果 (Probit)

説明変数	dy/dx	Z値
妻の土地保有面積	-0.1413	(-1.68)*
夫の土地保有面積	-0.0003	(-0.08)
妻の教育年数	0.0013	(0.16)
夫の教育年数	-0.0065	(-0.92)
univダミー(夫)	-0.2081	(-0.97)
妻の年齢	0.0016	(0.32)
夫の年齢	-0.0018	(-0.45)
0～4歳の子供数	-0.0079	(-0.26)
5～9歳の子供数	0.0338	(1.33)
10～14歳の子供数	0.0174	(0.69)
15～19歳の子供数	-0.0032	(-0.14)
20～59歳の大人数	-0.0192	(-1.43)
60歳以上の大人数	-0.0315	(-0.57)
家から町までの距離	0.0013	(1.16)
銀行等借入(百万Ksh)	-0.54	(1.19)
年金収入(百万Ksh)	-0.86	(-0.96)
送金(百万Ksh)	-0.46	(0.69)
地代収入(百万Ksh)	-0.26	(-1.02)
ROSCA等収入(百万Ksh)	-0.0800	(0.32)
家計資産(百万Ksh)	-0.0740	(-1.71)*
キクユダミー	-0.0641	(-0.67)
女兒ダミー	-0.1052	(-2.46)**
Pseudo R2	0.1177	
N	646	
土地保有面積の効果(Wald test)		
妻の土地面積=夫の土地面積		
chi2(1)	2.81	
Prob > chi2(1)	0.0939	

注)その他の説明変数の分析結果は省略。

出所) REPEAT 2007 より筆者計算。

補表 1 リピート回数の分析結果(Poisson)

説明変数	係数	Z値
初等教育入学年齢	-0.2204	(-5.06)***
妻の土地保有面積	-0.4518	(-1.7)*
夫の土地保有面積	0.0022	(0.21)
妻の教育年数	-0.0042	(-0.21)
夫の教育年数	-0.0381	(-2.28)**
univダミー(夫)	-0.3094	(-0.49)
妻の年齢	-0.0028	(-0.23)
夫の年齢	-0.0008	(-0.08)
0～4歳の子供数	0.084	(1.24)
5～9歳の子供数	0.0905	(1.61)
10～14歳の子供数	0.0777	(1.34)
15～19歳の子供数	0.0075	(0.14)
20～59歳の大人数	-0.0238	(-0.71)
60歳以上の大人数	-0.1339	(-1.01)
家から町までの距離	0.0039	(1.47)
銀行等借入(百万Ksh)	4.9300	(1.65)*
年金収入(百万Ksh)	-8.4300	(-1.43)
送金(百万Ksh)	1.9200	(0.38)
地代収入(百万Ksh)	-2.5500	(-0.72)
ROSCA等収入(百万Ksh)	-5.9900	(-0.72)
家計資産(百万Ksh)	-1.2900	(-2.5)**
キクユダミー	-0.1066	(-0.46)
女兒ダミー	-0.2651	(-2.61)***
Pseudo R2		0.1078
N		646
土地保有面積の効果(Wald test)		
妻の土地面積=夫の土地面積		
chi2(1)		2.91
Prob > chi2(1)		0.0879

注)その他の説明変数の分析結果は省略。

出所) REPEAT 2007 より筆者計算。

補表 2 リピート率の分析結果(Poisson)

説明変数	dy/dx	Z値
初等教育入学年齢	-0.096	(-5.01)***
妻の土地保有面積	-0.1501	(-1.62)
夫の土地保有面積	0.002	(0.49)
妻の教育年数	-0.0029	(-0.36)
夫の教育年数	-0.0108	(-1.48)
univダミー(夫)	-0.319	(-1.85)*
妻の年齢	0.0002	(0.04)
夫の年齢	-0.0003	(-0.07)
0～4歳の子供数	0.0058	(0.18)
5～9歳の子供数	0.0293	(1.13)
10～14歳の子供数	0.0278	(1.08)
15～19歳の子供数	-0.0021	(-0.09)
20～59歳の大人数	-0.0193	(-1.39)
60歳以上の大人数	-0.0601	(-1.05)
家から町までの距離	1519.9	(1.33)
銀行等借入(百万Ksh)	-0.6	(1.21)
年金収入(百万Ksh)	-0.56	(-1.25)
送金(百万Ksh)	-0.25	(0.58)
地代収入(百万Ksh)	-0.4200	(-1.07)
ROSCA等収入(百万Ksh)	-0.0860	(0.29)
家計資産(百万Ksh)	0.0000	(-2.3)**
キクユダミー	-0.0853	(-0.88)
女兒ダミー	-0.1280	(-2.94)***
Pseudo R2		0.1469
N		646
土地保有面積の効果(Wald test)		
妻の土地面積=夫の土地面積		
chi2(1)		2.69
Prob > chi2(1)		0.1009

注)その他の説明変数の分析結果は省略。

出所) REPEAT 2007 より筆者計算。