Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-08

カンボジア貧困農村地帯における子供の健康・栄養水準改善に関する経済学的研究

三輪, 加奈

(Degree)
博士（経済学）
(Date of Degree)
2009-03-25
(Date of Publication)
2011-11-01
(Resource Type)
doctoral thesis
(Report Number)
甲4495
(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1004495

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。

平成 20 年 12 月 22 日　提出

カンボジア貧困農村地帯における
子供の健康・栄養水準改善に関する
経済学的研究

研 究 科：　国際協力研究科

専　　攻：　国際開発政策専攻

指導教員：　福井　清一　教授

学籍番号：　０４０I０１７I

氏　　名：　三輪　加奈

目　　次

第１章　序 論 ･･ 1
１．研究の背景　1
２．開発途上国の子供の健康・栄養に関する先行研究　3
３．研究の課題と方法・データ　6
４．本論文の構成　9

第２章　カンボジアの貧困および調査村落の概要 ･･････････････････ 12
１．カンボジアの貧困問題と保健分野の概要　12
２．調査村落の概要　16

第３章　子供の健康・栄養の決定要因 ･･････････････････････････････ 23
１．はじめに　23
２．先行研究　24
３．調査村落での子供の健康・栄養　26
４．実証分析　28
4.1　実証モデル　28
4.2　推定結果　31
５．おわりに　33

第４章　子供の健康・栄養と教育 ･･････････････････････････････････ 36
１．はじめに　36
２．先行研究　37
３．調査村落での子供の健康・栄養と教育　39
４．CSES03/04 による記述統計　40
５．実証分析　44
5.1　実証モデル　44
5.2　推定結果　46
６．おわりに　49
付録１　54

第５章　子供の健康・栄養へのショックの影響 ･･････････････････････ 55
１．はじめに　55
２．先行研究　56
３．CSES03/04 による子供の健康・栄養とショックの概要　60
４．理論的枠組み　62

５．実証分析　64
5.1　分析手法：Average Treatment Effects と
Propensity Score Matching　64
1）複数のショックに対する Propensity Score Matching の枠組み　64
2）Matching Estimators の推計方法　67
5.2　推定結果　70
６．おわりに　71

第６章　リスクシェアリングのメカニズム ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 77
１．はじめに　77
２．先行研究　78
３．調査村落での贈与交換と信用市場　79
3.1　贈与交換　80
3.2　信用市場　81
3.3　贈与交換と信用市場での取引への参加　83
４．理論的枠組み　84
５．実証分析　88
5.1　実証モデル　88
5.2　推定結果　92
６．おわりに　96

第７章　結 論 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・

図　表　目　次

第１章　序 論

図 1-1　子供の健康・栄養と貧困 …… 4
表 A1-1　ミレニアム開発目標 …… 10

第２章　カンボジアの貧困および調査村落の概要

表 2-1　東南アジア諸国の経済指標および人間開発指数 …… 13
表 2-2　東南アジア諸国の健康指標 …… 14
表 2-3　東南アジア諸国の保健分野の指標 …… 16
表 2-4　標本家計の概要（調査年：2006 年） …… 19
表 A2-1　NSDP での健康に関する目標 …… 20

第３章　子供の健康・栄養の決定要因

表 3-1　調査村落における子供および家計の属性 …… 27
表 3-2　調査村落における親の教育と子供の健康 …… 28
表 3-3　変数の定義と基本統計量 …… 30
表 3-4　子供の健康・栄養決定関数の推定結果（OLS） …… 32

第４章　子供の健康・栄養と教育

表 4-1　調査村落における子供の教育 …… 39
表 4-2　調査村落における子供の就学率および在籍学年 …… 40
表 4-3　調査村落における子供の健康と就学・入学遅延 …… 41
表 4-4　子供の就学と入学遅延 …… 42
表 4-5　子供の健康と就学・入学遅延 …… 43
表 4-6　変数の定義と基本統計量 …… 46
表 4-7　就学・入学遅延決定関数の推定結果 …… 48
表 A4-1　東南アジア諸国の教育指標 …… 51
表 A4-2　所得および健康・栄養決定関数の推定結果（OLS） …… 54

第５章　子供の健康・栄養へのショックの影響

表 5-1　乳幼児の健康・栄養状態（年齢別） …… 61
表 5-2　ショックを受けた乳幼児の割合（%） …… 61
表 5-3　乳幼児の健康・栄養状態（ショック別） …… 62
表 5-4　年齢別身長 z スコア（ATT の推定結果） …… 70
表 5-5　年齢別体重 z スコア（ATT の推定結果） …… 71
表 A5-1　変数の定義 …… 75

表 A5-2　過去３年間のショックへの対処方法（費用の捻出方法）　・・・・・・・　76

第６章　リスクシェアリングのメカニズム

表 6-1　調査村落における贈与交換（過去１年間）　・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・　80
表 6-2　調査村落における信用市場での取引（過去５年間の借入）　・・・・・・・　81
表 6-3　信用の借入目的　・・・・・・・・・・・・・・・・・・・

第１章　序 論

１．研究の背景

開発途上国における、特に農村部での貧困問題は今なお深刻であり、貧困の削減は、開発の最終目標であり、国際目標である。今日の開発においては、貧困削減や持続的な経済開発の観点から、人びとの健康（保健医療）や教育といった人的資本（human capital）の形成・蓄積が果たす役割が重要視されている（大塚・黒崎 2003；World Bank 2006b）。その理由は、健康の改善や教育水準の向上は、生産性の向上をもたらし、経済・社会の開発のための原動力となりうるからである。その重要性は、2000 年 9 月の国連ミレニアム・サミットにおいて、2015 年までに国際社会が達成すべき目標として制定された「ミレニアム開発目標（Millennium Development Goals：MDGs）」でも、人的資本に関わるターゲットが複数含まれていることからもわかる [1)]。とりわけ子供の健康・栄養改善や教育水準の向上は、貧困削減や将来の持続的発展にとって大きな意味をもっている（Martorell 1999；佐藤・青山 2005）。

国際開発において、このように人的資本の形成・蓄積が果たす役割が注目されるようになったのは、従来の成長優先主義の開発により、貧富・地域格差や社会的弱者の増大など多くの社会問題が拡大したこと、また貧困削減という目標が十分に達成されなかったことを受け、国連の開発援助機関である国連開発計画（United Nations Development Programme：UNDP）が、1990 年より『人間開発報告書（Human Development Report）』と題する新しい年次報告書を公刊し始め、開発の目的の「人間開発（human development）」への転換をよびかけたことを契機とする。

UNDP の「人間開発」アプローチに大きな影響を与え、その思想的根源となっているのが、インドの経済学者アマルティア・セン（Amartya Sen）の理念である。センは、開発の意味を根本的に問い返し、「ケーパビリティ（capability）」といわれる「個々人に与えられた潜在的な能力（潜在能力）」という概念を軸にした潜在能力アプローチを提唱した（Sen 1985, 1992）。潜在能力とは、「人が善い生活や善い人生を生きるために、どのような状態（being）にありたいのか、そしてどのような行動（doing）をとりたいのかを結びつけることから生じる機能（functioning）の集合」のことだとされる（セン 2002）。

このようなセンが提唱した潜在能力アプローチにもとづき、UNDP は 1990 年に公刊した『人間開発報告書』において、人間開発について、「人間開発は、

人びとの選択を拡大する過程である。これらの多様な選択の中でもっとも重要なものとしては、永く健康な生活を送ること、教育を受けること、人間らしい生活にふさわしい資源へのアクセス手段をもつこと、がある。さらに政治的自由、人権の保障、自己尊厳も重要な選択である」としている（UNDP 1990；日本語訳は西川 2000 に準ずる）。その後、21 世紀に入り、この人間開発の理念は国際開発協力において定着しつつある。

本論文では、この人間開発のなかでも持続的発展や貧困削減に大きな役割を果たすとされる、人的資本の構成要素である「子供の健康・栄養」に着目する。「子供」に特に焦点をあてる理由は、子供が成人と比べてより脆弱であること、また子供の健康・栄養の改善、人的資本のより多くの蓄積は、将来の経済成長や社会開発、貧困問題の解決にとって、もっとも重要な要素の一つといえることからである。

しかし現状では、多くの開発途上国の、特に農村部に居住する子供の健康・栄養状態は劣悪である。貧困と健康は相互に関連しており、貧困が不健康・栄養不良をもたらす一方で、不健康・栄養不良であるが故に生産性が低く、低所得となり、また医療費負担が家計支出を圧迫し、慢性的な貧困に陥っている可能性がある。また、子供の不健康・栄養不良が教育や将来の生産性に影響を及ぼし、貧困の罠から抜け出せなくなる可能性も考えられる。したがって、子供の健康・栄養状態の改善は、貧困削減や農村開発にとっても大きな意味をもつといえる。

本論文の目的は、開発途上国のひとつであるカンボジアの農村部を事例として、子供の健康・栄養の決定要因や不測のショックの影響を実証的に分析し、またそれの教育との関連性を明らかにすることで、健康・栄養改善や貧困削減政策に必要な新たな知見を提示することである。

本論文の研究対象国であるカンボジアは、1970 年代後半のポル・ポト政権による社会的・政治的混乱と、その後の内戦を経て、1990 年代から本格的な復興・開発の道を歩み始めた。2000 年以降は高い経済成長率を維持し、今日では、国内総生産（GDP）と人びとの生活水準は向上しつつある。しかし、依然として低所得国の一つであり、また、東南アジア諸国のなかでも、国民の健康水準はもっとも低いといえる（UNDP 2007；具体的な健康水準については、次章 1 節参照）。また、経済・所得水準が同程度の他の国と比べても健康水準は低く、将来の国家開発・発展の重要な担い手となる子供の栄養不良も貧困と関連した重大な問題として存在しており（World Bank 2006a）、その問題解決が求められている。

このような国民の健康水準の低さの大きな要因の一つとして、カンボジアの

ガバナンスの問題が挙げられるだろう[2)]。しかし、ガバナンスは国の固有の歴史や社会状況と密接に関連しているため、それを援助などの外からの働きかけにより改善することは非常に困難であり、また長期的な取り組みが必要であるとされている。そのため、人びとの健康水準の向上には、より短期的な取り組みも求められている。短期的な取り組みとしては、人的資本（あるいは社会開発分野）への援助が必要であるが、その援助をより効果的に実施するためには、先ず、なぜカンボジアにおいて人びとの健康水準が低いのか、そのメカニズムを明らかにすることが重要な課題であるといえる。

矢倉（2008)も指摘しているように、貧困問題の解決が国家の政策において最重要課題とされているにも関わらず、カンボジアにおける貧困問題に関する学術的研究は少ない。特に健康や教育などの人的資本に関しては、それらと貧困や所得との関連性がデータにより示されているだけで、厳密な実証研究は行われておらず、その背後にある問題やメカニズム、人的資本の形成・蓄積のために具体的にどのような政策が必要なのかといった点までは明確にされていない。

そこで、カンボジアでも特に貧困が深刻な農村部で、独自に収集したデータも用いて、子供の健康・栄養に焦点をあてた実証研究を行うことで、カンボジア特有の要因や貧困との関連性などを探ることが可能であると考える。また、このような研究分析は、カンボジア農村での人びとの健康・栄養改善や貧困削減政策を検討する際の基礎的情報としても重要な意味をもつといえる。

以下第２節では、開発途上国での人的資本、特に「子供の健康・栄養」に関する先行研究を概観し、その後、第３節で、本論文の課題と分析方法を示す。第４節では、本論文の構成を述べる。

２．開発途上国の子供の健康・栄養に関する先行研究

今日、経済成長や貧困削減と健康・栄養の間の相互関係についての理解が広まり、それに関する研究が盛んになされている。貧困と不健康・栄養不良は密接に関連しており、Osmani (1992, pp.1)も指摘しているように、貧困を研究することは人びとの栄養状態を研究することでもあるといえる[3)]。

人びとの健康状態が、経済成長や貧困の削減をもたらしうる所得や経済活動（特に労働の供給量・生産性）に対して、正の影響を与えていることを Tamura (2006)などは明らかにしているが[4)]、開発途上国において、今後も持続的な開発・発展を達成するためには、将来の開発の担い手となる、子供の健康を向上させることが必要不可欠であるといえる。それは、幼少年期の栄養状態や成長過程が、成人になった際の健康状態に強い影響を与えていることが実証されて

いることからでもある。Martorell (1999)や Walker et al. (2007)は、出生時低体重を防止し[5]、幼少期の成長過程で十分な栄養を摂取することで栄養不良とはならず、より健康的な成長が可能となり、就労年齢に達した際に生産性が高くなるとし、子供の健康・栄養を改善するための投資こそが、ベストな長期的な経済戦略であるとしている（これら関係については、図 1-1 参照）。

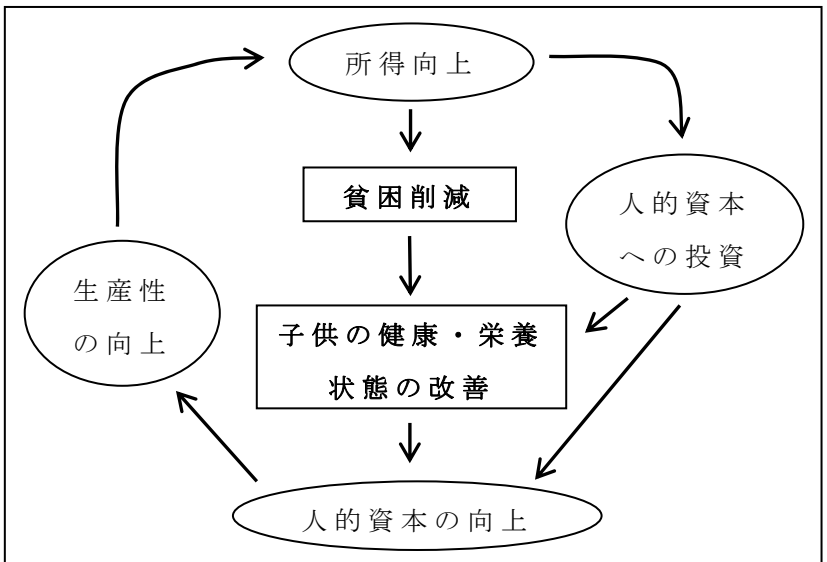

図 1 - 1　子供の健康・栄養と貧困

出所：Martorell (1999, FIG.1)を参考に、筆者作成

このような観点から、子供の健康・栄養については、多くの研究がなされている。先行研究において議論されている、子供の健康・栄養の決定要因としては、家計所得・貧困をはじめ、親・家計の子供の健康・栄養への投資[6]、親の教育水準と健康・栄養に関する知識やその情報へのアクセス（詳しくは第３章２節を参照）、親の健康状態（Thomas, Strauss and Henriques 1990）、母親の家計内での地位（エンパワーメント、Maitra 2004）、家族やきょうだいの人数（Horton 1986 ; Wolfe and Berhrman 1982）などがある。これらの親や家計の特性に加え、保健衛生に関するインフラや公共サービスへのアクセス（Valdvia 2004 ; Fay et al. 2005）など、その家計が居住する地域やコミュニティーの特性も挙げられており、多くの要因が子供の健康・栄養に対して影響を与えていることが明確となっている[7]。

さらに、近年、社会的組織のなかに存在する信頼や規範、ネットワークといった意味の社会関係資本（social capital）の役割が見直され、社会関係資本が経済活動や人的資本の形成・蓄積に対して重要な役割を果たすことが明らかになりつつある（Coleman 1988; 佐藤 2001; 宮川・大守 2004; Fafchamps 2006）。

また、社会関係資本の人びとの健康に対する正の影響も Miller et al. (2006)や Yip et al. (Undated)らの実証研究により示されている[8)]。ただし、これらの研究は成人の健康に焦点をあてた分析であり、子供の健康・栄養に対する影響についての言及はなされていない。

本論文では、これらの子供の健康・栄養の決定要因のうちで特に、両親の教育と社会関係資本に焦点をあてた実証的な分析を行う。

親の教育だけでなく、子供の健康・栄養状態と子供自身の教育との関連性についても研究がなされており、子供の健康・栄養改善が、子供の教育の向上に対して大きな影響をもつことが明らかとなっている。先行研究において、子供の教育を測る指標としては、（主に初等教育へ）入学・就学するかどうかと、その時期（入学する年齢）をはじめ、留年や中退の可能性、テストの点数などで測られる教育成果（school achievement）などが挙げられる（子供の健康と教育の関連性についての先行研究は、第４章２節参照）。これらの教育指標のなかで、本論文では、初等教育への就学の可能性と、「入学遅延（delayed enrollment）」という概念で捉えられる子供が入学する時期（年齢）に特に着目し、それらに対する健康・栄養状態の影響を考察し、その関係を明らかにしていく。

親の教育水準や健康状態などの特性が、出生時体重も含め、その子供の健康・栄養に対して有意な影響を与えていることからも、現在の子供の健康・栄養や教育などの人的資本の向上、より多くの蓄積は、次世代にも多くの影響をもたらすといえる。

これらの、子供の健康・栄養に関する実証分析は、多くの国や地域を対象に行われているが、それぞれにおいて決定要因や、教育に対する影響には差異がみられる。したがって、この分野の政策を検討する際には、当該地域における研究が必要不可欠であるといえる。しかし、本研究の対象であるカンボジア農村において、このような子供の健康・栄養に関する実証研究は、筆者の知る限りではこれまでのところなされておらず、カンボジア特有の要因や栄養不良がもたらされているメカニズム、健康と教育との関連性などについては明らかにされていない。

一方、子供の成長には、リスクが伴う。たとえば、病気にかかることや、干ばつや洪水などの自然災害などによる住環境の破壊や農作物への被害、およびそれらによる家計所得の減少と支出の増大などのリスクが考えられる。これらの予期せぬショックを受けたことにより、子供の健康・栄養状態が一時的に落ち込み、その結果として、その後の成長にマイナスの影響がもたらされることが、Hoddinott and Kinsey (2001)や del Ninno and Lundberg (2005)などの研

究により明確となっている（ショックの健康・栄養への影響に関する先行研究は、第５章２節参照）。また、ショックによる家計所得の変動や家計内の労働力を補う・確保するために児童労働（child labor）の可能性が高まることが指摘されており（Beegle, Dehejia and Gatti 2006 ; Guarcello, Kovrova and Rosati 2007）、その児童労働は子供の健康や教育などの人的資本に負の影響をもたらすとされる[9]。このことより、ショックを受けたことによる直接的な健康・栄養状態の悪化と、児童労働の高まりを通じての間接的な人的資本への影響が、将来の低生産性、低所得をもたらし、経済成長の阻害や貧困から抜け出すことを困難にする可能性は否定できないだろう。

カンボジアにおいて、このようなショックがもたらす影響を検証した研究には、先述の Guarcello, Kovrova and Rosati (2007)と、Yagura (2005)がある。Guarcello, Kovrova and Rosati (2007)は、カンボジア社会経済調査の村レベルのデータを用いて、洪水と干ばつ、および不作（crop failure）のショックが、子供の教育と児童労働に与える影響を検証し、（特に不作の）ショックを受けたことにより、児童労働の可能性が高まることを示している。Yagura (2005)は病気と不作のショックに、カンボジア農村に居住する家計がどのように対処するかを考察し、家計は不作に対しては追加的な収入を得ることにより対処することが可能であるが、病気（およびそれに伴う医療費負担）に対してはそれが困難であり､資金の借入や資産の売却などにより対処していることを指摘し、病気の方が不作と比べ、家計にとって経済的ダメージが大きいとしている。

このように、カンボジアにおいてもショックの影響に関する研究はなされているが、そのような不測のショックが子供の健康・栄養に与える影響についての実証研究は行われていないのが現状である。

以上のような子供の健康・栄養に関する議論の他にも、開発途上国での保健医療分野における研究では、水と衛生や、（家族計画を含む）母子保健、伝染病・風土病、保健医療サービスの供給など、さまざまな問題とその対策が論じられている[10]。これらの研究については、本論文の直接の課題ではないため、詳しく述べることはしないが、保健医療分野の諸要因は相互に関係しており、子供の健康・栄養は、このような問題の影響も受けている可能性があることに留意する必要があろう。

３．研究の課題と方法・データ

既述のように、子供の健康・栄養に関しては、それぞれの国や地域によってその決定要因や、教育、経済活動などに与える影響には差異がみられる。その

ため、この分野を検討する際には、当該地域における研究が不可欠であるといえるが、カンボジアにおける子供の健康・栄養に関する厳密な実証研究は、筆者の知る限りではこれまでのところなされていない。そこで、本論文において、カンボジアで特に貧困が深刻な農村部での、子供の健康・栄養に焦点をあて、その改善をテーマに実証研究を行うことで、カンボジア特有の要因や貧困との関連性などを探ることが可能となり、カンボジア農村での健康・栄養改善や貧困削減政策を検討する際の基礎的情報としても重要な意味をもつといえる。

本論文では、前節で示した先行研究での議論のうち、子供の健康・栄養の決定要因として、特に親の教育と社会関係資本に焦点をおく。社会関係資本に関して、これまでの先行研究では子供の健康・栄養に対する影響は明らかとなっていないが、次のような理由から、カンボジア農村部における社会関係資本に着目する。

カンボジアでは、ポル・ポト政権時代の大虐殺や強制移動、およびその後の内戦などにより、多くの社会経済基盤が破壊された（天川 2001）。ここで、天川（2001)は「社会的基盤とは、人々の社会関係を律して秩序をもたらすものであり、ここには家族・親族、村落内組織や村落内労働交換制度などが含まれよう」としている。この社会的基盤が破壊されたということは、カンボジア社会において、社会関係資本が破壊されたということとほぼ同義であるととらえることができよう。しかし、今日では、国民のほとんどが仏教徒であるカンボジアにおいて、仏教組織が社会関係資本の形成・蓄積を促進し、また、その仏教組織を通じた社会関係資本がコミュニティー・ベースの開発・発展に重要な役割を果たしていることが指摘されている（野田 1998 ; Pellini 2005）。

過去に社会関係資本が破壊されたカンボジアにおいても、住民のほとんどが仏教徒で、何世代も同じ村落に住み、他家計との長期的な関係が保持されているような農村部の共同体内では、一度消滅した社会関係資本が再び形成・蓄積されている可能性が高いと考えられる。その社会関係資本と子供の健康・栄養との関連性を考察することで、人的資本の形成・蓄積に社会関係資本が果たす役割についての情報が得られるものと期待される。このような理由から、子供の健康の決定要因のひとつとして、社会関係資本に着目する。

次に、子供の健康・栄養状態が教育（就学の決定と入学遅延）に与える影響についても考察する。この健康と教育との関連性についても、カンボジアにおいてはこれまでに厳密な実証研究は知られておらず、人的資本である、健康と教育との関係を明確にすることは、カンボジア農村における人的資本の向上や、ひいては貧困の削減に重要な示唆を与え、この分野の政策を検討する際に大きな意味をもつといえる。

子供でも、特に脆弱とされるのは、幼少期の子供（乳幼児）であり、その成長には多くのリスクを伴う。そこで、家計所得や消費変動のリスクとなりうる、不測のショックの健康・栄養に与える影響について、特に乳幼児に焦点をあて検証していく。本論文では、そのショックの影響を、開発プロジェクトのインパクト評価などに多く用いられている、“Average Treatment Effect”の概念を用いて検証し、その手法として“Propensity Score Matching”を用いる。この分析手法は、比較的新しい手法であり、これによりショックの影響を推計する際の、推計バイアスの問題を回避することが可能となる（詳しくは第５章１節を参照）。

この手法を用いて、ショックの影響を考察した研究には、児童労働へのインパクトを検証した Guarcello, Kovrova and Rosati (2007)がある。しかし、子供の健康・栄養に関しては、この分析手法によりショックの影響を検証した研究は、これまでになされていない。

家計が被った予期せぬショックは、子供の健康・栄養に対して何らかの影響をもたらすと考えられるが、そのショックの影響は、家計間の所得移転によるインフォーマルなリスクシェアリングなどにより、緩和されている可能性が考えられる（リスクシェアリングに関する先行研究は、第６章２節参照）。そこで、カンボジア農村で観察されるインフォーマルなリスクシェアリングのメカニズム、決定要因についても考察していく。

これまでに、家計間の所得移転によるリスクシェアリングを、不完全なコミットメント（limited commitment）の下で理論的に示し、それを実証的にも検討した代表的な研究には Ligon, Thomas and Worrell (2002)があり、また、彼らのモデルを利他主義（altruism）と関連づけたモデルに拡張し、そのモデルの実証分析を行った Foster and Rosenzweig (2001)などがある。しかし、本論文ではこれらの研究とは異なり、Fafchamps (1999)が示した、純粋な移転（贈与）と（返済時期が貸し手・借り手の状況に応じて変更されうる）ローンを組み合わせた所得移転による、不完全なコミットメントの下での相互保険契約の理論モデルを実証的に検証する。Fafchamps (1999)では、理論モデルの実証的な検証は行われていないため、これは方法論的にも新しい研究であるといえる。

また、本論文では、インフォーマルなリスクシェアリングの決定要因のひとつとして、社会関係資本を考慮する。先行研究において、社会関係資本とリスクシェアリングとの関連性についての議論はこれまでになされておらず、これにより、社会関係資本が人的資本に与える影響だけでなく、家計が一時的な貧困に陥ることを回避する際に、社会関係資本が果たす役割についても情報が得られるものと考える。

さらに、リスクシェアリングに関しては、これまでにカンボジア農村における実証研究はなされていないため、その決定要因を明確にすることで、ショックの人びとの健康への影響の緩和や、カンボジア農村に居住する家計が慢性的・一時的な貧困状態に陥ることを防止する政策、貧困削減政策を検討する際の基礎的情報が得られるものと期待される。

以上の課題について検証するために、本論文では、2005年および2006年に、カンボジアのコンポンスプー（Kompong Speu）州およびタケオ（Takeo）州で実施した独自の家計調査により得られたデータを、第3章と第4章ならびに第6章での分析に、カンボジア全土を対象に2003年から2004年にかけて実施された、カンボジア社会経済調査（Cambodia Socio-Economic Survey 2003－2004：CSES03/04[11)]）のデータを第5章での分析にそれぞれ用いる（調査村落の概要については、第2章2節を参照）。

4．本論文の構成

本論文の構成は次の通りである。

はじめに、第2章でカンボジアの貧困と保健分野の現状を周辺諸国との比較を交えて概観し、また、本研究の調査村落の概要を示す。

第3章から第5章は、前節で示した課題のうち、主に子供の健康・栄養に関する実証的な分析を行う。第3章では、子供の健康・栄養の決定要因として、親の教育と家計の社会関係資本に焦点をあて、カンボジア農村での家計聞き取り調査により収集された独自のデータを用いて、その関係を明らかにする。この章での分析対象は、5～14歳の子供とする。つづく第4章では、第3章と同じ子供を分析対象として、その子供の健康・栄養状態と教育（初等教育への就学と入学遅延）との関連性について考察するとともに、慢性（長期的な）の栄養不良と急性（短期的な）のそれとの、教育に対する影響の大きさも比較する。

第5章では、特に脆弱とされる幼少期の子供（年齢が0～60カ月の乳幼児）に焦点をあて、家計所得や消費変動のリスクともなりうる、不測のショックが、乳幼児の健康・栄養に与える影響について、CSES03/04の家計レベルのデータを用いて、カンボジア農村部に居住する子供を対象に検証していく。

第6章は、ショックの影響を緩和する手段の1つとされる、主に家計間の所得移転によるインフォーマルなリスクシェアリングのメカニズム、決定要因について、カンボジア農村での家計調査からのデータを用いて考察する。

最後に第7章では、第3章から第6章までの分析結果を要約し、カンボジア農村における子供の健康・栄養の改善に向けた政策に対する含意を導く。

注

1）MDGs は、下表で示した８つの目標からなる（表 A1-1）。山形（2008)に、このMDGs の各目標の 2005 年までの達成度が示されている。

表 A1-1　ミレニアム開発目標

目標１	極度の貧困と飢餓の撲滅
目標２	普遍的初等教育の達成
目標３	ジェンダーの平等の推進と女性の地位向上
目標４	幼児死亡率の削減
目標５	妊産婦の健康の改善
目標６	HIV／エイズ、マラリア、その他の疾病の蔓延防止
目標７	環境の持続可能性の確保
目標８	開発のためのグローバル・パートナーシップの推進

出所：国連開発計画東京事務所ウェブサイト
（http://www.undp.or.jp/aboutundp/mdg/mdgs.shtml）

2）カンボジアの開発におけるガバナンスについては、Kato et al. (2000)や Te (2007)などを参照。

3）実際、Pritchett and Summers (1996)はクロスカントリーのデータにより、１人あたり所得水準が高い国ほど、健康指標がよりよいことを示している。また、Smith (1999)も高い経済水準がよりよい健康状態を導くとし、その一方で、健康が将来の所得や消費などの経済活動に影響を与えていることを指摘していることからも、貧困（所得）と健康は密接にかつ相互に関連していることがわかる。

4）健康と経済活動の関係を示した研究は、Strauss and Thomas (1998)にまとめられている。

5）出生時低体重の短期的・長期的な影響に関する研究は、Alderman and Behrman (2006)にまとめられており、彼らは出生時低体重を防止することが、経済的な利益をもたらすとしている。なお、その出生体重に対しては、母親の健康や妊娠中の行動（飲酒や喫煙など）が影響を与えていることを、Rosenzweig and Schulz (1983)は示している。

6）子供の健康・栄養に対する投資や家計内の資源配分に対して、子供の生まれた順番（birth order）が強い影響を与えていることが、Horton (1988)のフィリピン、Behrman (1988)のインド農村、Haughton and Haughton (1997) のベトナムからのデータを用いた実証分析によりそれぞれ示されており、家計（親）は、先に生まれた子供に対してより多くの投資や資源配分を行うとしている。

7）地域の特性と関連して、所得の不平等度が高い国・地域ほど、人びとの健康水準が低いことも先行研究において指摘されている。この不平等と健康に関する研究は、

Deaton (2003)にまとめられている。

8）先進国を対象とした研究では、Rose (2000)はロシア、Poortinga (2006)はヨーロッパの 22 ヵ国を対象とした社会調査のデータを用いた分析において、社会関係資本が自己評価による健康状態を有意に向上させることを、また、Lochner et al. (2003)はアメリカのシカゴ地域において、それが成人の死亡率を低下させる役割を果たしていることをそれぞれ示している。なお、Poorginga (2006)にはこれと関連した先行研究がよくまとめられている。

9）ただし、Fan (2004)や Dehejia, Beegle and Gatti (2005)、Miwa, Han and Fukui (2008)など、いくつかの先行研究は、児童労働が子供の人的資本に対して、必ずしも負の影響を与えないとしている。児童労働に関する先行研究のレビューは、Udry (2006)や Miwa, Han and Fukui (2008)などを参照。なお、児童労働については、本論文の直接の課題ではないので、以下で詳しく述べることはしない。

10）近年、保健分野の最も新しいイシューとして、「障害者」の問題が国際開発の枠組みでその重要性が強く認識され始めており、障害と人的資本や貧困との因果関係が問題視されていることを言及しておく。障害者と開発について詳しくは、森(2008)などを参照。

11）CSES03/04 は、貧困の政策研究を目的として、2003 年から 2004 年にわたり、カンボジア全 24 州（province）の 900 村（village）からの、15,000 世帯を対象に実施された、家計の社会経済状況に関する聞き取り調査である。この調査に関する詳細は、カンボジア国家統計局（National Institute of Statistics of Cambodia）ウェブサイト
http://www.stats.nis.gov.kh/SURVEYS/CSES2003-04/index-cses.htm 参照。

第２章　カンボジアの貧困および調査村落の概要

１．カンボジアの貧困問題と保健分野の概要

カンボジア政府は、貧困問題の解決を国の最重要課題として位置づけており、その貧困削減のために、保健医療や教育分野などの人的資本の蓄積を重視している（World Bank 2006a, 2007）。本節では、カンボジアの貧困問題と保健分野（特に人びとの健康・栄養）に関する現状を、東南アジア諸国との比較も交えて概観する。

World Bank (2006a)によると、カンボジアの貧困ラインである「１人１日0.47ドル」[1)]を下回る水準で生活している人びとの総人口に占める割合は、1994年時点では47%であったが、その10年後の2004年には35%（農村部38%、都市部18%）に減少している。しかし、（各国独自の貧困ラインにもとづいて算出された）貧困人口の割合は、表2-1からもわかる通り、データの入手可能な東南アジア諸国のなかでもっとも高い。また、貧困ラインの世界的基準とされる「１人１日１ドル」で算出した貧困層の割合は34%であり、これを１日２ドルとすると、その割合は約78%にのぼる。

さらに、東南アジア諸国の経済指標を示した表2-1によると、2000年～2006年のカンボジアの年間平均成長率は9.5%と、東南アジア諸国のなかでもっとも高い成長率となっているが、国内総生産の規模は小さく、1人あたりGDPも440ドルと、2005年時点でもっとも低いことがわかる。以上のことから、東南アジア諸国のなかでも、カンボジアは貧困がもっとも深刻な国であるといえる。

カンボジアの貧困層の、91%は農村部に居住しており、農村部での貧困は特に深刻である（World Bank 2006a）。今日では、農村開発の重要性が認識され、カンボジア政府が打ち出した、2006年～2010年の国家戦略開発計画（National Strategic Development Plan 2006－2010：NSDP）において、農村部に居住する貧困層の生活および生活水準の改善が優先課題として位置づけられている。農村の貧困を緩和するためには、農業生産と所得の向上が必要であり、農業経済において、生産性と収益性の改善により貧困緩和を加速させるために必要不可欠な項目の一つとして、「教育と健康の基礎的サービスの提供による人間開発と人的資本の改善」が挙げられている（RGC 2006）。このことからも、カンボジア農村部において、人的資本の改善が農村開発や貧困削減にとって重要な要素であるといえる。

その人間開発の度合いを測る各国共通の指標として、UNDPは、「人間開発

指数（Human Development Indicator：HDI[2)]）」を用いている。UNDP (2007) によると、カンボジアの HDI の値は 0.598 であり、全世界 177 ヵ国中 131 位となっている。表 2-1 より、この値は東南アジア諸国ではミャンマーに次ぐ低い値であり、カンボジアにおいて、人間開発や人的資本の形成・蓄積は、農村開発や貧困削減のために急務であるといえるだろう。

なお、カンボジアの NSDP での健康に関する具体的な目標には、乳児および幼児死亡率の減少、妊産婦死亡率の減少、助産師等の立ち合いによる出産の推進、マラリアによる死亡者数の減少などが挙げられている。また、健康にも影響を与えうる農村開発の目標として、安全な水へのアクセスと衛生施設へのアクセスの改善も掲げられている（RGC 2006）[3)]。

表 2-1　東南アジア諸国の経済指標および人間開発指数

国名	国内総生産（GDP）(10 億ドル) 2005 年	1 人あたり GDP（ドル） 2005 年	年間平均成長率[a]（%） 2000～06 年	貧困ライン未満の人口 (%)[a]	観測年	1 日 1 ドル(%) 1990－2005 年	1 日 2 ドル(%) 1990－2005 年	人間開発指数 2005 年	順位
カンボジア	6.2	440	9.5	35.0	2004	34.1	77.7	0.598	131
インドネシア	287.2	1,302	4.9	16.7	2004	7.5	52.4	0.728	107
シンガポール	116.8	26,893	5.0	…		…	…	0.922	25
タイ	176.6	2,750	5.4	13.6	1998	＜2	25.2	0.781	78
フィリピン	99.0	1,192	4.9	25.1	1997	14.8	43.0	0.771	90
ベトナム	52.4	631	7.6	6.6	2002	…	…	0.733	105
マレーシア	130.3	5,142	5.0	…		＜2	9.3	0.811	63
ミャンマー	…	…	9.2	…		…	…	0.583	132
ラオス	2.9	485	6.4	33.0	2002-03	27.0	74.1	0.601	130

出所：UNDP (2007)、[a]は World Bank (2008)

注：データの観測年が 1990－2005 年は、各国のデータがその期間内の最新年のものが記載されていることを示し、…は該当データがないことを示す

次に、カンボジアの保健分野について概観する。カンボジアの人びとの健康水準を示す指標は、いずれも改善傾向にあるものの、東南アジア諸国のなかでは、ラオスとミャンマーと並び依然として低い水準にある（表 2-2）[4)]。東南アジア諸国の健康指標を示した表 2-2 より、HDI を構成する質問項目の一つである出生時平均余命は、2005 年時点で 58 歳となっている[5)]。また、40 歳まで生存できない出生時確率は 24.1%と、どちらの指標とも東南アジア諸国のなかでもっとも低水準であることがわかる。また、2006 年時点でのカンボジアの乳児死亡率は 65（千対）、5 歳未満児死亡率は 82（千対）であり、ミャンマーに次いで高い死亡率となっている。なお、World Bank (2006a, Ch.6)によると、妊産婦死亡率は 450（10 万対）である。

人びとの栄養状態に関しては、栄養不良の人の割合が総人口の 33%と、他の国と比較しても著しく高いといえる。さらに、5 歳未満児の栄養不良の割合も、年齢別体重で測った低体重（underweight）の子供の割合が 28.4%、年齢別身長で測った成長阻害（stunting）の子供の割合が 43.7%と、ラオスに次ぐ高さとなっている [6)]。また、カンボジアの子供の栄養不良は、慢性的なものである傾向がみられる。

しかし、子供の健康・栄養に関して NIPH and NIS (2006)は、2000 年に実施されたカンボジア人口保健調査（Cambodia Demographic and Health Survey 2000：CDHS2000）と、2005 年に実施された CDHS2005 を比較し、5 歳未満児の健康・栄養状態は改善傾向にあることを示している [7)]。具体的には、乳児死亡率が CDHS2000 では 95（千対）だったのに対し、CDHS2005 では 65（千対）に、5 歳未満児死亡率は 124 から 83（ともに千対）に減少している。5 歳未満児の栄養状態を比べると、栄養阻害の割合が CDHS2000 の 45%から CDHS2005 では 37.3%に、低体重は 45%から 35.6%に、そして身長別低体重（wasting）は 15%から 7.3%にそれぞれ減少している。

どの指標をとっても子供の栄養状態は改善傾向にあるが、これらは依然として高い数値であり、カンボジアにおいて、子供の栄養不良がいまだ大きな問題として存在しているといえる。

また、その栄養不良の子供の割合は低所得な家計の子供ほど高く、さらに、

表 2-2　東南アジア諸国の健康指標

国名	出生時平均余命（歳）	40 歳まで生存できない出生時確率（%）	乳児死亡率 [a]（対千人）	5 歳未満児死亡率 [a]（対千人）	栄養不良の人口（%）	5 歳未満児の栄養不良[a] 低体重（%）	5 歳未満児の栄養不良[a] 成長阻害（%）
	2005 年	2000－05 年	2006 年	2006 年	2002－04 年	2000－06 年	2000－06 年
カンボジア	58.0	24.1	65	82	33	28.4	43.7
インドネシア	69.7	8.7	26	34	6	24.4	28.6
シンガポール	79.4	1.8	2	3	…	3.3	4.4
タイ	69.6	12.1	7	8	22	18 [b]	16 [b]
フィリピン	71.0	7.0	24	32	18	20.7	33.8
ベトナム	73.7	6.7	15	17	16	26.7	43.4
マレーシア	73.7	4.4	10	12	3	11 [b]	20 [b]
ミャンマー	60.8	21.0	74	104	5	29.6	40.6
ラオス	63.2	16.6	59	75	19	36.4	48.2

出所：UNDP (2007)、[a] は World Bank (2008)

注：データの観測年が 2000－05 年のように幅があるものは、各国のデータがその期間内の最新年のものが記載されていることを示し、…は該当データがないことを示す

[b] UNDP (2007)より

親の教育水準が低い子供ほどより栄養不良に陥っていることを、World Bank (2006a, Ch.6) は指摘している。

子供の栄養状態を悪化させる一つの要因として、病気が考えられるが、World Bank (2007, Ch.6)は、CDHS2005 において、5歳未満児で過去2週間に熱を出した子供の割合は 35%、下痢をした子供の割合は 20%であり、その割合は 2000 年の CDHS と比べて変化していないとしている。また、World Bank (2006a)はカンボジアにおいて、マラリアや結核、はしか、デング熱などの伝染病の問題も深刻であり、CSES03/04 での過去4週間の病気に関する質問において、報告されたすべての病気のうち、83%を伝染病が占めており、0～5歳の年齢グループに限ると、伝染病の割合は 96%にものぼるとしている。その伝染病は、事故・負傷による死亡に次ぎ、カンボジア国民の死亡原因の第2位となっている。

その伝染病を予防する手段として、乳児期の予防接種が効果的であるとされる。カンボジアにおいて、世界保健機構（World Health Organization : WHO）が推奨するすべての予防接種[8)]を受けた 12～23 ヵ月の子供の割合は 67%であるが（World Bank 2007, Ch.6）、予防接種を受ける（受けさせる）かどうかは、貧富と母親の教育水準によって差があることが指摘されている（World Bank 2006a, 2007）[9)]。

その貧富の差は、安全な水と公衆衛生へのアクセスにも反映され、貧しい家計ほど、それらへのアクセスが困難であるために、病気に対してより脆弱となり、また伝染性の下痢や腸内寄生虫、肝炎などの水が原因の病気を発病するリスクが高いとされる（World Bank 2007, Ch.6）。

これらの点について、UNDP (2007)に記載されているデータより、東南アジア諸国と比較すると、カンボジアの1歳未満児の結核とはしかの予防接種率は他国と比べて、決して低水準ではないものの、結核の感染率は突出していることがわかる（表 2-3）。

また表 2-3 より、安全な水を利用できる国民の割合は 41%、衛生施設を利用できる割合は 17%と、東南アジア諸国のなかでもっとも低く、これらの衛生に関わる問題も、カンボジアの人びとの健康・栄養状態の改善のために、解決していく必要があるといえる。

ここで、東南アジア諸国の健康指標を示した表 2-2、保健分野の指標を示した表 2-3 をみると、既述のように、カンボジアは周辺諸国と比較して、それらの水準が低いことがわかる。また、各国間において、それぞれの指標について格差もみられる。この健康・保健指標を、東南アジア諸国の経済指標を示した表 2-1 と比較すると、やはり、1人あたり GDP の値が高い国ほど、健康・栄

表 2-3　東南アジア諸国の保健分野の指標

国名	結核の感染率（対10万人） 2005年	1歳未満児の予防接種率 結核（%） 2005年	1歳未満児の予防接種率 はしか（%） 2005年	安全な水源を利用できる割合（%） 2004年	適切な衛生施設を利用できる割合（%） 2004年
カンボジア	703	87	79	41	17
インドネシア	262	82	72	77	55
シンガポール	28	98	96	100	100
タイ	204	99	96	99	99
フィリピン	450	91	80	85	72
ベトナム	235	95	95	85	61
マレーシア	131	99	90	99	94
ミャンマー	170	76	72	78	77
ラオス	206	65	41	51	29

出所：UNDP (2007)

養および保健分野の指標がよりよい傾向にあるといえ、経済状況や貧困が人的資本の形成・蓄積に影響を与えていることが示唆される。

また、カンボジア国内においても、貧困が子供の健康・栄養に負の影響を与えていることを World Bank (2006a, Ch.6)や World Bank (2007, Ch.6)が指摘しているように、貧困と人的資本の形成・蓄積は密接に関連しているものと考えられる。

以上の議論から、カンボジアは近年、高い経済成長率を記録しているものの、依然として低所得国に分類され（World Bank 2008）、また、東南アジア諸国のなかでも１人あたり GDP は低く、貧困がもっとも深刻な国であるといえる。その貧困問題の解決や将来の持続的発展に重要な役割と果たすとされる人的資本に関する指標も、改善傾向にはあるものの、周辺諸国と比較しても依然として低水準にあることがわかる。

高所得国ほど、人的資本の指標がよりよいことからも、カンボジアにおける人間開発や人的資本の向上は、貧困削減にとって重要な鍵であるといえ、子供の健康・栄養状態を改善することは、将来の生産性・労働市場へのアクセスの改善や経済成長の促進、そして人びとが貧困の罠から抜け出すことを可能にすると期待される。したがって、カンボジアの人的資本について実証的な研究をすることは、この分野の政策を検討する際に大きな意味をもつといえる。

２．調査村落の概要

ここでは、カンボジア農村部で 2005 年と 2006 年に実施した、独自の農村聞

き取り調査について、その調査村落の概要を示す。なお、この農村聞き取り調査により得られたデータは、第３章と第４章ならびに第６章での実証分析に用いている。

本研究の調査は、2005年９月にカンボジアの首都プノンペンの南西に位置するコンポンスプー州の２村落、2006年９～10月にコンポンスプー州およびタケオ州の４村落において実施された[10]。2006年の調査は、日本学術振興会の「魅力ある大学院教育」イニシアティブのプログラムの一環として、神戸大学大学院国際協力研究科が実施したものである。なお、2005年のコンポンスプー州での２村落と、2006年のそれは、同一の村落であり、調査対象の家計も同一である[11]。

この４村落は、1992～2004年にかけてコンポンスプー州およびタケオ州の242村落で実施された、農村開発プロジェクト（Rural Development Project：RDP―プロジェクト開始時の名称は、農村開発・再定住プロジェクト：Rural Development and Resettlement Project―）の対象地域であった（このプロジェクトに関する詳細は、RDP 2004およびUNOPS 2004を参照）。

このRDPの目的は、農村の貧困軽減と生活水準の改善を実現することで、持続的な発展を達成することであり、そのために、農業や所得創出、保健教育、学校建設、識字教育などの技術指導・移転のプロジェクトが数多く実施された。また、コミュニティー組織の強化と自助努力の推進も同時に行なわれた。このプロジェクトを実施した結果、対象地域において、農業生産技術や所得創出能力、公衆衛生・保健、教育、そしてインフラが改善されたとされる（UNOPS 2004）。また、村落委員会や農業グループなどの村組織の強化と、コミュニティー・ベースの活動（リボルビング式のクレジット―credit-revolving scheme―など）の促進を通して、コミュニティーの自助努力を導いたことも、プロジェクトの主要な成果の一つといえる。

なお、このプロジェクトは日本政府の資金供与のもと、日本側の実施機関である国際協力機構（Japan International Cooperation Agency）と UNDP が主導して実施されたものである。

このような農村開発プロジェクトが過去に実施された４村落において、本研究の調査の対象となった家計は、各村落の住民台帳よりランダムに抽出された168世帯である。表 2-4 は、（2006年の調査データにもとづく）標本家計の概要を示している[12]。

４村落ともカンボジアの平野部に位置し、家計の主な生業は稲作中心の農業であり、その主な形態は天水農業である（標本家計の 94％が農家）。また、乾季には果物や野菜などを栽培し、雨季の稲作とあわせて２毛作を行なっている

家計もみられる。調査村落においては、トラクターなどの農業機械は導入されておらず、農作業はすべて人的労働により行われ、耕耘作業と堆肥や収穫物の運搬などには牛（牛車）を使っている家計がほとんどである。牛の平均所有頭数は 2.32 頭である。なお、その牛は、調査村落において役畜としてのみならず、貯蓄の手段として所有されていることが観察されている。

主要な農業作物である米（籾米）の収量は、平均で１ヘクタールあたり 2.29 トンとなっている。これは、国連食糧農業機構（Food and Agriculture Organization of the United Nations：FAO）のデータ[13]による、2005 年のカンボジアの籾米の平均収量が約 2.48 トンであることから、カンボジア全体の平均よりも低いといえる。また、東南アジアの平均収量が 3.86 トン（2005 年時点）であり、カンボジアと経済指標が同水準であるラオスが 3.49 トン、ミャンマーが 3.62 トンであることを考えると、カンボジアおよび調査村落の米の土地生産性は非常に低いことがわかる[14]。

農業所得も含めた標本家計の平均家計所得をみると、表 2-4 より、１年間で約 703 ドル（4,000 リエルを１ドルとして換算）であり、これを１人あたりに換算すると、約 146 ドルとなる。この１人あたり家計所得の平均値は、カンボジア農村部の貧困ライン「１人１日 0.45 ドル」を下回る水準である。また、貧困ライン以下の家計の割合が 58～80％（平均 65％）となっていることからも、貧困（低所得）が調査村落での問題の一つであるといえる。

Ｃ村においては、住民が共同で管理している大きな貯水池があり、（村全体ではないものの）灌漑設備も整っているため、他の村落よりも水資源に恵まれているといえ、乾季にも積極的に畑作を行なっている。そのため、１年を通して農業所得が得られ、農業所得が家計所得の半分以上を占めている[15]。また、Ａ村にも住民が共同で管理しているため池があるが、その規模は小さく、灌漑設備を整えるまでには至っていない。

一方、Ｄ村は平野部でも比較的高地に位置するため、水資源が他の村落と比べて乏しいため、雨季でも干ばつなどの被害を受けやすく、また乾季に作物を栽培することは困難である。そのためＤ村では、農業以外の所得創出の手段として「ほうき」の生産が盛んで、ほとんどの家計がそれを生産し多くの非農業所得を得ており、非農業所得比率は６割近くになっている。その他の村落では、村落内に特筆すべき農業以外の産業は存在しない。

Ｂ村は他の村落と比べて家計所得が低く、貧困家計の割合が高い。これは、平均的な農地所有面積が小さいにも関わらず、貯水池やため池などの水利施設が無く、その上、Ｄ村のように村内やその周辺での非農業就労機会が存在しないためであると考えられる。

調査村落における非農業所得を得られる職種の内訳は、(自家農業以外での)農業労働などの日雇い労働と、商業や大工、運輸業、家内工業、および公務員などの賃金労働である。また、家計所得の 16～28%を占める送金は、都市部や海外で暮らしている家族からのものであるが、その家族の就業先としては、女性の場合、プノンペンでの繊維縫製工場での従業員としての労働が多く、また、男性ではバイクタクシーのドライバーなどが多くみられる[16)]。

保健医療分野と関連した指標として、（公立の）コミューン・ヘルス・センター（commune health center）までの距離をみると、各村落内にはヘルス・センターは存在せず、もっとも近いセンターまではそれぞれ１～３km となっている。ただし、C 村には、２つの私立診療所が存在し、深刻な病気や大ケガでない限りは、村人はそこで治療することが可能である。また、A 村には私立診療所はないが、看護師が２名おり、軽い病気／ケガであれば治療することができる。

表 2-4　標本家計の概要（調査年：2006 年）

	コンポンスプー州		タケオ州	
村落	A 村	B 村	C 村	D 村
標本家計数	46	41	45	36
標本農家家計数	44	39	43	32
世帯員数（人）	4.50	4.85	4.62	5.28
家計労働者数（人）	2.37	2.59	2.18	2.56
世帯主の年齢（歳）	46.94	41.85	47.31	43.72
世帯員の最大教育年数（年）	8.65	6.07	8.49	6.97
家計所得（リエル[a]/年）	2,646,799	2,177,413	3,116,004	3,304,018
農業所得率（%）	36.55	34.91	52.50	23.00
非農業所得率（%）	35.91	40.19	31.42	60.42
送金率（%）	27.54	24.91	16.08	16.58
１人あたり家計所得(リエル/年)	588,178	448,951	674,460	625,761
貧困ライン[b]以下の家計（%）	63.04	80.49	57.78	61.11
農地所有面積（m^2）	11,049	6,111	7,160	5,508
米（籾米）の収量（ton/ha）	1.97	2.69	2.34	2.14
牛の所有頭数（頭）[c]	2.26	2.05	3.22	1.75
村からヘルス・センターまでの距離(km)	1	3	2	1.5
村内の私立診療所または看護師の数(人)	2	0	2	0
村から小学校までの距離（km）	1	3	1	1
村から中高等学校までの距離（km）	2	3	4	1.5

出所：2006 年農村聞き取り調査より、筆者作成

注：標本家計数以外の値は、各村の平均値を示す（農地所有面積は農地保有家計のみの平均値）

[a] 4,000 リエル＝１ドル

[b] カンボジア政府が定める農村部の貧困ラインは、１人１日 0.45 ドル

[c] 子牛は 0.5 頭として算出

同じ人的資本である、教育分野と関連した指標として、村落からもっとも近い学校までの距離をみると、どの村落にも村内に学校はなく、小学校までの距離はB村以外の3村落は1km、B村は3kmである。B村から小学校までは徒歩で通うには遠く、時間もかかるため、ほとんどの子供が自転車で通学しているが、自転車がない子供や自転車に1人では乗れない低学年の子供は学校に通うことが困難であるという現状がみられた[17]。中高等学校は小学校よりも数が少ないためにさらに遠く、村から1.5km～4kmである[18]。（子供の人的資本に関する指標は、次章以降で示す。）

以上のような特徴をもつ調査村落における、家計聞き取り調査により得られたデータを用いて、次章では子供の健康・栄養の決定要因について考察していく。

注

1）以下、本論文での「ドル」は「米ドル」のことを指す。

2）人間開発指数は、人間開発の達成度を、長寿、知識、人間らしい生活水準の3つの分野について測ったものである。具体的には、出生時平均余命（平均余命が85歳以上で指数1、25歳以下で指数0）、（15歳以上の）成人識字率（100%で指数1、0%で指数0）、総就学率（100%で指数1、0%で指数0）、1人あたりのGDP（1人あたりのGDPが40,000ドル以上で指数1、100ドル以下で指数0）の4つの情報から、それぞれの比重値にもとづいて加算をしたものである。HDIは0と1の間の数値で表され、その値が1に近いほど、人間開発が進んでいることを意味する（国連開発計画東京事務所ウェブサイトhttp://www.undp.or.jp/hdr/参照）。

3）NSDPでの人びとの健康の改善に向けた目標と、2005年時点での現状、およびその後の数値目標は下表の通りである（表A2-1）。

表A2-1　NSDPでの健康に関する目標

目標	2005年	2010年	2015年
乳児死亡率（対千人）	66	60	50
5歳未満児死亡率（対千人）	82	75	65
妊産婦死亡率（対10万人）	N/A	243	140
医師・助産師等の立ち合いによる出産の割合（%）	N/A	70	80
15～49歳の成人のHIV/AIDSの感染率（%）	1.9	1.9	1.8
マラリアによる死亡率（%）	0.36	0.2	0.1
結核の有病率（対10万人）	N/A	214	135
既婚女性が適切な出産間隔を保つ割合（%）	20.1	44	60
プライマリーヘルス・サービスを提供するヘルス施設の割合（%）	33	45	70

出所：RGC (2006)

4）本節で示す健康指標の他に、カンボジアでの保健分野の大きな問題として、HIV/AIDSの問題が挙げられるが、この問題は大きなテーマであり、本論文での直接の課題ではないため詳しく述べることはしない。なお、カンボジアではHIV/AIDSの知識拡大や感染予防のプロジェクトが功を奏し、感染率が1997年から減少傾向にあることを述べておく（RGC 2006）。

5）出生時平均余命について、World Bank (2006a, Ch.6)は、2004年のカンボジア国勢人口調査（Cambodian Intercensal Population Survey）のデータを用い、2003年時点で男性60歳、女性65歳であるとしている。

6）これらの栄養状態を測る指標について詳しくは、第３章の注２を参照。また、Osmani (1992)には、その他の栄養状態の計測指標やそれらの指標の問題点などがまとめられている。

7）Fujii (2005)は、CDHS2000のデータを用いて、５歳未満児の栄養不良をコミューンレベル（commune-level、カンボジアの行政区で州―province―、郡―district―の次にあたる最小の行政単位で、いくつかの村―village―から形成される―コミューンに含まれる村の数は地域によって様々であり、数村から十数村を含む地域もある―）で推定し、各地域の栄養不良の状態を示した地図を作成している。

8）WHOはすべての子供が、BCGを１回、ポリオとDPTをそれぞれ３回、はしかを１回の、予防接種を１歳までに受けることを推奨している。

9）子供、特に乳児の健康状態に強い影響を与える、母親・妊婦の健康に関する指標や母子保健については、NIPH and NIS (2006)やWorld Bank (2007)などを参照。

10）コンポンスプー州およびタケオ州は、カンボジア国内においては、中高位所得州に含まれる。

11）B村について、2005年の調査では46世帯に対して聞き取りを行ったが、2006年には、41世帯のみとなっている。これは、2006年の調査時に前年と一致する世帯が見つからなかったためである。

12）４村落とも、住民のほとんどがクメール人で、仏教徒である。なお、2005年の調査における標本家計の概要は、第６章の表A6-1を参照。

13）FAOの統計データベース（FAOSTAT）参照（http://faostat.fao.org/）。

14）カンボジアの稲作については、World Bank (2006a, Ch.5)や矢倉（2008, 第３章）などを参照。

15）なお、C村の村長は女性であり、彼女が自らの畑でデモンストレーション・ファームを行い、住民に畑作の手本を示すなど、農業所得機会の創出に熱心である。また住民からの人望も厚く、彼女のリーダーシップ能力は他の３村落の村長よりも秀でているといえるだろう。

16）カンボジアにおける出稼ぎについて詳細は、アジア人口・開発協会（2007)や矢

倉（2008，第 7 章)を参照。

17）実際、第 4 章の表 4-1 で各村落の子供の就学率をみると、B 村がもっとも低く、また入学遅延の子供の割合は高いことがわかる。

18）カンボジアでは多くの場合、中等学校と高等学校は併設されている。

第３章　子供の健康・栄養の決定要因 1)

１．はじめに

既述のように、今日の開発において人的資本の形成・蓄積が果たす役割が注目されている。とりわけ、その人的資本の１要素である子供の健康の改善は、将来の経済成長や持続的発展にとって大きな意味をもっており（佐藤・青山 2005）、子供の健康・栄養状態の決定要因の解明は、健康改善やひいては貧困の削減について重要な示唆を与えるものと考えられる。

子供の健康・栄養の決定要因に関する実証研究は、多くの国や地域を対象に行われているが、同じ決定要因であっても、子供の健康・栄養に対する影響はそれぞれにおいて差異がみられ、子供の健康・栄養改善の政策を検討する際には、当該地域における研究が必要不可欠であるといえる（先行研究については、第１章２節および次節を参照）。そこで、本章では、カンボジアの農村部に居住する子供の健康・栄養の決定要因について分析することを目的とする。

カンボジアの人びとの健康水準を示す指標は、いずれも改善傾向にあるものの、前章で示したように、周辺諸国や、同経済水準の国と比べて、依然として低水準にある。World Bank (2006a)によると、保健分野においては、子供の栄養不良が解決すべき重大な問題として存在しており、５歳未満児の約半数が栄養不良で、その割合は低所得な家計の子供ほど高くなっている。

このような現状にあるカンボジアにおいて、子供の健康・栄養の決定要因に関する実証研究は、これまでに知られていない。したがって、カンボジアでも特に貧困問題が深刻な、農村部での子供の健康・栄養に焦点をあてた分析を行うことで、カンボジア特有の要因や貧困との関連性などを探ることが可能であると考える。本章では、子供の健康・栄養の決定要因のなかで、特に親の教育と家計の社会関係資本に着目し、カンボジア農村で収集した独自のデータを用いて分析を行う。

本章の構成は次の通りである。第２節では、子供の健康・栄養の決定要因に関する先行研究をまとめ、本章での検証仮説を導く。第３節では、調査対象となった村落における、子供の健康の特徴を記述統計により概観し、つづく第４節では、子供の健康・栄養の決定要因について実証分析を行い、その結果を検討する。最後に第５節で以上の議論から得られた結果をまとめる。

２．先行研究

本節では、特に開発途上国の子供の健康・栄養の決定要因に関する先行研究をレビューし、カンボジアの調査村落における子供の健康・栄養状態の決定要因についての実証モデルを構築するための仮説を導出する。

第１章２節で述べた通り、子供の健康・栄養状態の決定にはさまざまな要因が挙げられるが、本章では、そのなかでも特に親の教育と社会関係資本に焦点をあてる。

先行研究において、子供の健康・栄養状態を測る指標としては、長期（慢性）の栄養不良を評価するのに適した年齢別身長（height/stature-for-age）がもっとも多く用いられている。その他にも、短期（急性）の栄養不良を評価するのに適した年齢別体重（weight-for-age）や身長別体重（weight-for-height）をはじめ、標準化した腕の周囲（standardized arm circumference）や栄養摂取量（nutrient intakes）、乳幼児死亡率などの指標が用いられている。本論文では、そのなかでも、「年齢別身長」と「年齢別体重」を子供の健康・栄養状態を測る指標として用いる[2)]。

子供の健康・栄養状態の決定因として、親の教育水準については、両親の教育が共に子供の健康・栄養に正の影響を与えていることが、多くの先行研究において明確にされている。実際、Thomas (1994)はアメリカとガーナ、ブラジルの３ヵ国のデータを用いて、Wolfe and Behrman (1982)はニカラグアのデータを用いてそれぞれその関係を示している。また、Strauss (1990)はコートジボアールにおいて、Thomas, Strauss and Henriques (1990)はブラジルにおいて、両親の教育が子供の健康に対して共に正の影響を与えていることを示した上で、その影響は母親の教育の方が大きいとしているなど、親の教育でも、特に母親の教育水準が父親のそれよりも大きな影響を与えていることが知られている（Wolfe and Behrman 1987 ; Desai and Alva 1998 など）。

一方、Horton (1986)はフィリピンを、Haughton and Haughton (1997)はベトナムをそれぞれ対象にして、年齢別身長で測った子供の栄養状態への両親の教育の影響に関して考察し、父親の教育のほうが母親のそれよりも（正の）影響が大きいという観察事実を見出している[3)]。このことから、両親の教育の影響、また父親・母親のどちらの教育の影響が大きいかは、国や地域によっても異なるものと考えられる。

また、子供の健康・栄養に対しては、親の教育が直接的に子供の健康を改善するのではなく、教育（識字能力など）が親の情報（メディア）やヘルスに関する知識へのアクセスを容易にすることを通じて、間接的に影響を与えている

ことを Barrera (1990)や Thomas, Strauss and Henriques (1991)、Glewwe (1999)、Kovsted, Portner and Trap (2003)らは指摘している。Thomas, Strauss and Henriques (1991)はブラジルにおいて、親の教育効果は情報へのアクセスを通してのほうが大きいとし、Barrera (1990)はフィリピンにおいて、親の教育が、情報へのアクセスを容易にすることにより、間接的に子供の健康を改善することを示している。また Glewwe (1999)のモロッコ、Kovsted, Portner and Trap (2003)のギニアビサウを事例とした研究では、教育が健康・栄養に関する知識を増加させることにより、子供の健康に影響を与えているとしている[4)]。

親の教育と情報が子供の健康・栄養に与える影響を検証した、これらの先行研究のうちで、Wolfe and Behrman (1982)や Barrera (1990)、Strauss (1990)、Thomas, Strauss and Henriques (1991)らは、子供が居住する地域やコミュニティーの属性も子供の健康・栄養状態を決定づける重要な要因であることも指摘している。

次に、社会関係資本に関しては、既述のように、近年、それが経済活動や人的資本の形成・蓄積に対して重要な役割を果たすことが明らかになりつつある（Coleman 1988；佐藤 2001；宮川・大守 2004；Fafchamps 2006）。また、人的資本の一つである人びとの健康に対しても、社会関係資本が正の影響を与えていることが指摘されており、Miller et al. (2006)はインドネシア、Yip et al. (Undated)は中国における成人の健康に関するデータを用いて、それぞれその正の影響を示している。

以上の議論を踏まえると、カンボジア農村における、子供の健康・栄養の決定要因についての実証分析で検証すべき仮説として、

（3-1）教育水準の高い親を持つ子供ほど健康である／栄養状態がよい、

（3-2）教育が親の情報へのアクセスを容易にすることにより、間接的に子供の健康・栄養に正の影響を与える、

（3-3）社会関係資本の蓄積が大きい家計の子供ほど健康である／栄養状態がよい、

（3-4）子供が居住するコミュニティー・地域の属性が子供の健康・栄養状態に影響を与える、

の４点が挙げられる。本章では、これらの実証仮説のうちでも、特に仮説（3-1）と（3-3）および（3-4）の３点を実証すべき仮説をとして、次節以降で、これまでに研究のなされていないカンボジア農村でのデータを用いて実証分析を行う[5)]。

３．調査村落での子供の健康・栄養

本章の分析には、2006 年９～10 月にカンボジアのコンポンスプー州とタケオ州の４村落で実施された、農村聞き取り調査のデータを用いる（調査村落の概要については前章２節を参照）。各村落の住民台帳よりランダムに抽出された、調査対象 168 世帯のうち、14 歳以下の子供が少なくとも１人はいる家計は 136 世帯で、14 歳以下の子供の総数は 284 人である。本章では、両親の教育が子供の健康に与える影響を考察するために、5 歳以上～14 歳以下の子供がおり、父親と母親がともに健在である家計（107 世帯）のみを分析の対象とする（その年齢の子供は 201 人）。その子供と家計の属性を村落ごとに示したのが表 3-1 である。

子供の健康・栄養を測る指標として、本論文では長期の栄養不良を評価するのに適した指標である「年齢別身長ｚスコア」と、短期の栄養不良を評価するのに適した指標である「年齢別体重ｚスコア」の２つの指標を用いる（これらの指標については注２参照）。

表 3-1 より、年齢別身長ｚスコアの平均値をみると、C 村の－2.15 がもっとも高く（子供の平均的な栄養状態が一番よく）、もっとも低い B 村では－3.29 となっている。また、年齢別体重ｚスコアの平均値も C 村がもっとも高く－2.23 で、もっとも低い B 村は－3.37 となっており、子供の健康・栄養状態が村落間でも差があることがわかる。NIPH and NIS (2006)は、ｚスコアの値が－２以下を栄養不良、さらに－３以下を深刻な栄養不良としており、これに従うと、どの村落の平均値も栄養不良の（B 村は深刻な栄養不良）の水準にあるといえる。また成長阻害と低体重で測った栄養不良の子供の割合も高く、調査村落において子供の栄養不良は深刻な問題であるといえる。

これらの子供の健康・栄養状態を示すｚスコアの平均値は、C 村がもっとも高く、次いで D 村または A 村、そして B 村の順となっている。この関係は、前章の表 2-4 の、各村落の「家計所得」や「１人あたり家計所得」の平均値、また「貧困ライン以下の家計」の割合の順番にほぼ対応した関係となっており、調査村落においても、低所得（貧困）と健康には関連があるものと考えられる。

両親の教育年数に関しては、A 村が父親と母親の共にもっとも長く、ついで C 村、D 村、B 村の順となっている。B 村の平均教育年数が、A 村のそれと（父親と母親のいずれも）２年近く異なることから、同じ州内であっても、教育水準に格差が生じているものと考えられる[6)]。

また、親の情報源へのアクセスに関しては、どの村落もテレビを見ている割合がもっとも高く、ついでラジオ、新聞の順となっている（ただし C 村はその

逆）。なかでもラジオとテレビはA村が、新聞についてはC村が他の村落と比べて、家計のそれらへのアクセスの割合が高くなっている。

現地での聞き取り調査において、B村およびD村では、健康や衛生に対する住民全体の意識・認識が、A村およびC村と比べて低いという現状がみられた。このことが、各家計での「飲み水の沸騰率」と「トイレ使用率」に反映されているものと考えられる。

以上の記述統計から、カンボジア農村において、村落全体として健康や衛生に対する認識が高く、貧困家計の割合が少ない村落に居住している子供の方が、そうでない村落に居住している子供よりも、より健康である、栄養状態がよりよい傾向にあることがわかる。

表 3-1　調査村落における子供および家計の属性

	コンポンスプー州		タケオ州	
村落	A村	B村	C村	D村
子供の属性				
5～14歳の子供数（人）	35	56	57	53
女児比率（%）	54.29	53.57	56.14	41.51
年齢別身長zスコア	−2.81	−3.29	−2.15	−2.77
成長阻害の割合（%）[a]	77.14	81.14	52.63	73.58
年齢別体重zスコア	−3.02	−3.37	−2.23	−3.27
低体重の割合（%）[a]	85.11	89.29	54.39	77.36
家計・親の属性				
家計数	21	28	32	26
母親の教育年数（年）	4.14	2.18	3.53	3.42
父親の教育年数（年）	5.71	3.75	5.69	5.42
情報源				
ラジオを聞く家計の割合（%）	38.10	28.57	18.75	34.62
テレビを見る家計の割合（%）	95.24	75.00	78.13	69.23
新聞を読む家計の割合（%）	19.05	14.29	28.13	19.23
飲み水の沸騰率（%）	85.71	71.43	78.13	57.69
トイレ使用率（%）	57.14	42.86	46.88	26.92

出所：2006年農村聞き取り調査より、筆者作成

注：人数および%値以外は、各村落の平均値を示す

[a] 年齢別身長zスコアが−2以下を成長阻害、年齢別体重zスコアが−2以下を低体重として算出

表3-2は、調査村落における子供の健康・栄養状態と親の教育との関係を示したものである。はじめに、母親の教育年数と子供の年齢別身長および年齢別体重のzスコアをみると、その年数が0年であっても、教育を受けた母親の子供よりも栄養状態が特に悪いとはいいきれない。また、母親の識字による違いもみられない。母親が中等教育修了以上の教育水準であれば、子供の健康・栄

養状態はよくなるといえるが、この記述統計からは、カンボジアの調査村落において、母親の教育水準と子供の健康・栄養状態に正の関係があるとはいいがたい。

一方、父親の教育水準をみると、父親の教育年数が上がるにつれて子供の年齢別身長ｚスコアは高くなる、つまり長期の栄養状態がよりよい傾向にあることが示されている。また、年齢別体重に関しては、無教育よりも教育を少しでも受けた父親の子供のほうが短期の栄養状態がよりよいといえ、さらに、中等教育修了以上であると特によいことがわかる。父親が識字の場合と非識字の場合を比べると、識字の父親を持つ子供の方が、長期的にも短期的にも栄養状態がよいことがわかる。このことから、本研究の調査村落では、父親の教育水準が高いほうが、その子供の健康・栄養状態がよいと考えられる。

表 3-2　調査村落における親の教育と子供の健康

	子供			子供	
	年齢別身長	年齢別体重		年齢別身長	年齢別体重
母親	ｚスコア	ｚスコア	父親	ｚスコア	ｚスコア
教育年数			教育年数		
０年	－2.63	－2.88	０年	－3.28	－3.38
１－３年	－2.92	－2.91	１－３年	－2.99	－2.98
４－６年	－2.74	－2.89	４－６年	－2.95	－3.10
７－８年	－2.66	－3.37	７－８年	－2.52	－3.07
９年以上	－2.17	－2.23	９年以上	－1.61	－1.61
非識字	－2.73	－2.96	非識字	－3.50	－3.65
識字	－2.75	－2.96	識字	－2.66	－2.88

出所：2006年農村聞き取り調査より、筆者作成

４．実証分析

4.1　実証モデル

以下では、子供の健康・栄養の決定要因について、第２節で示した３つの実証仮説を検証するための実証モデルを示す。本章では、家計内生産関数を考慮した、家計の効用最大化モデルより導出された、次のような子供の健康に関する誘導形決定関数を用いる[7)]。

$$H_i = H_i(p_C, p_I, F_h, X_i, X_h, SC_h, V_h) \qquad (3\text{-}1)$$

ここで、H_iは子供iの健康・栄養状態、p_Cとp_Iは消費財Cと保健関連の投入財Iの価格、F_hは家計資産、X_iは子供iの属性、X_hは家計および両親の属性、SC_hは家計の社会関係資本、V_hは家計が居住する村落の属性をそれぞれ示している。

（3-1）式より、子供の健康についての実証モデルを次のように定式化する。

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_i + \alpha_2 \cdot X_h + \alpha_3 \cdot F_h + \alpha_4 \cdot SC_h + \alpha_5 \cdot V_h + \varepsilon_i \qquad (3\text{-}2)$$

子供の健康を測る指標H_iとして、本章では「年齢別身長ｚスコア」と「年齢別体重ｚスコア」の２指標を用い、（3-2）式は最小二乗法（OLS）により推計する。α_0～α_5はパラメーターを、ε_iは撹乱項をそれぞれ示している。実際に推計に用いた変数の定義と基本統計量は表3-3に示している。

ここで、実証仮説（3-1）は、両親の属性としての、母親・父親の教育水準（年数）により検証する。また、仮説（3-4）の検証には、子供の健康・栄養状態が平均的にもっともよいC村をベースとした、３つの村落ダミーを用いる。

第２節で示した実証仮説（3-3）を検証するために、本章では、社会関係資本を「コミュニティー（村落）内の個人間の結合関係（社会的ネットワーク）と、そのネットワークから生じる互酬関係および信頼の規範」と定義し、説明変数の一つである「家計の社会関係資本の指標SC_h」として、次のような２つの指標を用いる(社会関係資本の定義に関する議論は､佐藤 2001や宮川･大守 2004、および World Bank 2003 を参照）。

第１の指標「グループ」は、家計の村落内（またはコミュニティー内）に存在する農業グループや裁縫などの技術訓練グループなどへの参加件数であり、家計の構造的（structural）社会関係資本を測る指標である。

第２の指標は、次の認知的（cognitive）社会関係資本に関する３つの質問について家計がどの程度であると考えているのかを問い、その回答にもとづいた主成分分析（principal component analysis）により得られる。

Ｑ１：過去１年間に村落全体の利益になるような活動（集会所やパゴダ、道路の補修など）への住民の参加率
［(ほぼ)全員＝１、約半分＝２、少数＝３］

Ｑ２：もし水の供給などの問題が起こった場合に、問題解決に協力する住民の割合　［(ほぼ)全員＝１、約半分＝２、少数＝３］

Ｑ３：もし自分の家畜が行方不明になった場合に､探すことを手伝ってくれ、見つけた時には返還してくれる住民の割合
［(ほぼ)全員＝１、約半分＝２、少数＝３］

第１主成分の因子負荷量（factor loadings）は、それぞれＱ１＝0.657、Ｑ２＝0.783、Ｑ３＝－0.372 と、Ｑ１および Ｑ２と強い相関がみられるので、この２つの質問に対する回答を用いて第１主成分のスコアを求めることとする（第１主成分の寄与度は 0.394）。

この２つの質問は､村落レベルの社会関係資本を示すものであるため（World

表 3-3 変数の定義と基本統計量

変数名	定義	平均	標準偏差
子供の属性			
年齢別身長	年齢別身長 z スコア	－2.746	1.531
年齢別体重	年齢別体重 z スコア	－2.958	1.539
子性別	子供の性別：女児＝１、男児＝０	0.512	
子年齢(子年齢２)	子供の年齢（月）（その２乗項）	122.746	33.379
授乳	授乳を受けた期間（月）	25.169	13.775
きょうだい	きょうだいの人数	4.080	1.901
親の属性			
母教育	母親の教育年数（年）	3.144	2.626
父教育	父親の教育年数（年）	5.234	3.276
母が高教育	母親の教育年数が父親の教育年数より長い＝１、それ以外＝０	0.179	
母年齢	母親の年齢（年）	38.015	7.413
父年齢	父親の年齢（年）	39.284	8.677
母身長	母親の身長（cm）	152.399	5.229
父身長	父親の身長（cm）	162.812	6.455
母身長なし	母親の身長のデータなし＝１、あり＝０	0.050	
父身長なし	父親の身長のデータなし＝１、あり＝０	0.055	
家計の属性			
社会関係資本			
グループ	農業グループなどへの参加件数	0.766	0.768
家計 *SC*	家計レベルの社会関係資本（本文参照）	0.000	0.475
家計資産	家計の保有物的固定資産[a]（対数値）	15.791	0.905
村落ダミー[b]	A 村落、B 村落、D 村落		

出所：2006 年農村聞き取り調査より、筆者作成

[a] 物的固定資産には、農業固定資産と保有家畜、耐久財、および家・宅地（現在価値）が含まれる

[b] C 村落の年齢別身長および年齢別体重の z スコアの平均値がもっとも高いので、ベースの村落とした

Bank 2003）、はじめに、２つの質問に対する回答を用いて得られた第１主成分のスコアの村落ごとの平均値を計算し、これを「村落レベルの社会関係資本」と定義する。その上で、各家計の第１主成分のスコアの村落の平均値からの乖離を、「家計レベルの社会関係資本」の指標とし、「家計 *SC*」と表記する。ここで、この２つの質問の回答の数値が低いほうが社会関係資本は高いととらえると、この指標「家計 *SC*」は、社会関係資本の低さを表す指標となる。したがって、家計の社会関係資本が子供の健康に正の影響を与えるのであれば、この指標のパラメーターが負であれば整合的となる。

また、本章では、両親の属性として、母親・父親の教育年数に加え、「母が高教育」として母親の教育年数が父親のそれよりも長い場合には１をとるダミー変数を加える。これは、三輪（2007)において、カンボジア農村において父親

の教育水準のみが子供の健康・栄養水準に影響を与えることがすでに示されているが、もし母親の教育の方が高水準である場合には、果たしてその影響はどう変化するのかを考察するためである[8)]。また、両親の年齢も考慮する。

さらに、子供の健康状態には、生まれながらにもっている健康の賦存量（health endowment）も影響していると考えられるが、それは直接観察することができない。しかし、それを考慮せずに推計を行うことは、推計バイアスをもたらす可能性があるため、そのバイアスを縮小させるために、Glewwe (1999) にしたがい、母親と父親の身長を説明変数として含める。これは、身長が高い親はよりよい健康の賦存量をもっているといえ、またそれが子供に遺伝すると考えるためである[9)]。

4.2　推定結果

（3-2）式の子供の健康・栄養の決定関数の推定結果を示したのが表 3-4 である。

はじめに、子供の長期の健康・栄養状態を示す年齢別身長 z スコアの推定結果が、表 3-4 の第 1 列に示されている。推定結果は、カンボジア農村において、より高い父親の教育水準が、年齢別身長 z スコアで測った子供の健康・栄養を高めていることを示しており、実証仮説（3-1）と整合的である。一方、母親の教育は有意な影響を示していないが[10)]、これは、前節での記述統計（表 3-2）でみられた傾向と整合的な結果であるといえる。

家計の社会関係資本の指標は、「家計 *SC*」の係数が有意に負となっており、この指標が社会関係資本の低さを表す指標であることから、家計レベルの特に認知的社会関係資本が正の影響を与えていることを意味し、実証仮説（3-3）を支持する結果となっている。

これらの仮説について、短期の栄養状態を測る指標である年齢別体重 z スコアの推定結果により検証すると、表 3-4 の第 2 列より、年齢別体重に対しても父親の教育が、また、「グループ」で測った家計の構造的社会関係資本が、それぞれ有意に正の影響を与えていることがわかる。このことから、カンボジア農村において、実証仮説（3-1）と（3-3）は、短期的および長期的な子供の健康・栄養状態のどちらに対しても支持されうるといえる。

ここで、より高い家計の社会関係資本が、子供の健康状態に影響する理由として、いくつか挙げられる。はじめに、家計が村落内の活動・集会に積極的に参加し、他の家計や住民との結合・協調関係を築くことで、子供が病気になるなど、家計になんらかのショックが起こった場合に手助けをしてもらえる可能性が高くなることが考えられる。また、他の住民と交流を図ることで、保健や

衛生といった健康に関わる情報をより多く得ることができることが第２の理由として挙げられる。さらに、調査村落においては、トイレ・井戸は各家計にはなく、何世帯かで共有する必要があるため、社会関係資本の蓄積はそれらへのアクセスを容易にし、その結果として衛生状態などが改善され、子供の健康にも正の影響を与えるものと考えられる。

さらに、子供の年齢別身長ならびに年齢別体重のｚスコアの平均値がもっとも高かったＣ村を基準村とした村落ダミーが、年齢別身長ｚスコアに対してはＡ村が、年齢別体重ｚスコアに対してはすべての村落がそれぞれ有意となっている。このことから、村落の属性も子供の健康・栄養に強い影響を与えているものと考えられ、実証仮説（3-4）が支持されることを示している。

その他の変数としては、年齢別身長ｚスコアに対して、子供の年齢とその２乗項が５％水準でそれぞれ正と負で有意となっていることから、子供の年齢が上がるにつれて健康状態は改善するが、その変化率は低減することが示唆され

表 3-4 子供の健康・栄養決定関数の推定結果（OLS）

被説明変数	年齢別身長ｚスコア			年齢別体重ｚスコア		
説明変数	係数		t 値	係数		t 値
切片	－15.978	***	－3.20	－12.603	**	－2.50
子性別	0.003		0.01	0.134		0.64
子年齢	0.054	**	2.05	0.021		0.78
子年齢２	－0.0002	**	－2.09	－0.001		－0.95
授乳	0.016	**	2.03	0.007		0.86
きょうだい	－0.011		－0.12	－0.058		－0.63
母教育	－0.019		－0.39	－0.066		－1.35
父教育	0.111	***	2.59	0.116	***	2.70
母が高教育	－0.308		－0.91	0.059		0.17
母年齢	0.073		1.65	0.125	***	2.82
父年齢	－0.042		－1.17	－0.060		－1.65
母身長	0.011		0.48	0.014		0.62
父身長	0.027		1.52	0.031	*	1.71
母身長なし	1.194		0.73	2.186		1.33
父身長なし	－0.328		－0.21	－1.235		－0.77
グループ	0.144		1.05	0.257	*	1.86
家計 *SC*	－0.438	*	－1.88	－0.192		－0.82
家計資産	0.161		1.18	－0.049		－0.36
Ａ村落	－0.723	**	－2.25	－0.848	***	－2.62
Ｂ村落	－0.497		－1.52	－0.700	**	－2.13
Ｄ村落	－0.487		－1.60	－1.083	***	－3.52
自由度修正済み R^2		0.163			0.158	
標本数		201			201	

出所：筆者作成

注：*は 10%、**は５％、***は１％水準で統計的に有意

る。また、カンボジア農村においては授乳期間が長いほど、子供の長期的な健康に正の効果があるといえる。

一方、年齢別体重ｚスコアに対しては、「母年齢」の係数が有意に正となっている。これは、年齢が高い母親ほど子育ての経験や知識が豊富であると考えられるためで、そのような経験や知識が、短期的な（急性の）栄養不良をもたらしうる病気などを未然に防ぐことにもつながっている可能性があるといえる。「父身長」の係数も 10％水準で正に有意であり、父親の身長が子どもの短期的な健康状態に対して影響を与えていることが示唆される。

５．おわりに

本章では、子供の健康・栄養と、その親の教育水準および家計の社会関係資本との関係を、カンボジア農村でのデータにもとづいて検証した。その分析結果より、子供の健康・栄養に対して、親の教育、特に父親の教育、ならびに、家計の社会関係資本が正の影響をもたらすという結論が得られた。

これまで子供の健康・栄養の決定要因についての研究・分析がほとんど行われてこなかったカンボジアにおいて、それらを実証的に示したという点で、本研究は意義があるといえる。特に父親の教育水準の子供の健康・栄養への有意な影響については、カンボジアについての先行研究においてこれまでに指摘されていなかった点であり、本章での分析によりカンボジア農村における新たな知見が示されたといえる。

本章での分析結果を踏まえ、カンボジアにおいて人的資本としての子供の健康・栄養を改善し、貧困削減や将来の持続的発展を実現するためには、教育水準の改善と、より多くの家計の社会関係資本の形成・蓄積が重要な戦略となろう。

これらに加え、家計が居住する村落ダミーが子供の健康・栄養に有意に影響を与えていることから、村落の属性（社会的ネットワーク、保健衛生や教育に対する村全体としての意識・認識など）や農業生態環境、また村落の開発・発展において重要な役割を果たす村長や村落開発委員会（Village Development Committee）のリーダーシップなどといった要因が、その村落の子供の健康に影響を与えているものと考えられる。さらに、本章では家計の社会関係資本のみを考慮したが、村落の属性にも関わるコミュニティー（村落）の社会関係資本といったものも、子供の健康・栄養に影響を与えている可能性もある。このような要因の村落間での差は、開発や保健衛生、教育に関するプログラムをその村落で行う際の､パフォーマンスの違いももたらしうるだろう｡したがって、

子供の健康・栄養改善のためには、住民の保健や教育に関する意識を高め、子供を村落全体でサポートできるような体制を創出することが不可欠である。

ただし、このようなコミュニティーの特性の差異による、子供の健康・栄養への影響を検証するためには、村落の特徴に関する詳細なデータが必要となるため、それらを考慮した分析は今後の課題としたい。

なお、本章の分析結果からは、多くの先行研究で指摘されているような、母親の教育水準と子供の健康・栄養の明確な関係は見出せなかった。しかし、このことが、カンボジア農村において母親の教育が重要ではないということを示唆しているわけではない。それは、NIPH and NIS (2006)や World Bank (2006a)などで、母親の教育と子供の健康の関係が記述統計により示されていることからも、母親の教育水準の向上も、今後の子供の健康・栄養に正の影響をもたらす可能性が大いにあると考えられるためである。ただし、母親の子供の健康に対する影響は、家計内での女性の地位や意思決定力といった要因にも左右されると考えられるので、この点についても今後さらなる検討が必要であろう[11]。

注

1) 本章は、三輪 (2007)をベースに、加筆・修正したものである。

2) 年齢別身長は、同じ性別・年齢のグループと比較して、その子供の身長（cm）がどの程度高い・低いかを示す指標であり、身長が子供の当該年齢までの長期の健康状態と、栄養の過程（nutritional history）を反映するものであるから（たとえば、栄養が不十分な状態が続くと子供は低身長となりうるなど）、年齢別身長は慢性の栄養不良を評価するのに適した指標であるとされる。また、年齢別体重も、同じ性別・年齢のグループと比較して、その子供の体重（kg）がどの程度重い・軽いかを示す指標である。体重は、食料・栄養摂取量などに応じてすぐに変動するため、年齢別体重は急性の栄養不良を評価するのに適した指標であるとされる。これらの指標は、WHO が推奨するように、国際的な成長標準値（child growth standards）に比例させて、ｚスコアにより表す。ｚスコアの値が－２以下の子供は軽度、－３以下の子供は重度の栄養不良であると見なされる（WHO 2006；疫学管理予防センター — Centers for Disease Control and Prevention — ウェブサイト http://www.cdc.gov/growthcharts/参照）。

3) Horton (1986)と Haughton and Haughton (1997)は、両親の身長が子供のそれに正の影響を与えていることも同時に示している。

4) Webb and Block (2004)は、母親の学校教育が子供の長期の栄養状態（年齢別身長）の重要な決定因である一方、短期の栄養状態（年齢別体重）に対しては、栄養に関

する情報の蓄積度合いがより影響を与えていることを、インドネシアの中央ジャワ農村での事例により指摘している。

5）実証仮説（3-2）について、本章で用いるデータでは、情報（ラジオ、テレビ、新聞）へのアクセス（情報源の選択）と親の教育との間に強い相関はみられず、また、内生性の検定においても帰無仮説（「情報へのアクセスは外生変数である」）を棄却することができないため、親の教育の間接的な影響の検証は困難である。したがって、本章では親の教育の直接的な影響のみを考察することとする。なお、情報へのアクセスを外生変数として、その子供の健康への影響を推定した結果は、三輪(2007)を参照。

6）ただし、教育水準に関しては本章の直接的な課題ではないので、詳しい分析はここでは行わない。

7）このような家計モデルについては、Becker and Lewis (1973)および Rosenzweig and Schultz (1983)を参照。

8）実際、Thomas (1994)は、同様のダミー変数を用いて、それが子供（特に女子）の身長に有意な影響を与えることを示している。

9）両親の身長については、2007年10～11月に同村落の同一家計に対して実施した調査で計測したものを用いる。ただし、親が不在であったために、身長を計測できず身長のデータがないサンプルがある。このような親の身長のデータがないサンプルを除いて推計を行うことは、サンプル・セレクション・バイアスをもたらす可能性がある。そのため、Glewwe (1999)に従い、母親と父親のそれぞれについて身長のデータが無い場合には1をとるダミー変数（「母・父身長なし」）を作成し、それらを説明変数に加える。また、そのようなサンプルの「母身長」および「父身長」の値は、それぞれの平均（mean）を代入する。

10）その理由の一つとして、World Bank (2006a, Ch.6)に示されているように、カンボジアにおいて、母親の教育水準が中等教育以上であると、子供の栄養不良が大幅に減少する傾向にあるといえるが、調査村落においては、多くの母親が小学校卒業にも満たない教育水準であるために、子供の健康・栄養への有意な影響がみられないものと考えられる。

11）実際、Maitra (2004)はインドにおいて、女性の家計内での地位向上が、子供の健康に正の影響があるとしている。

第４章　子供の健康・栄養と教育 [1)]

１．はじめに

カンボジア農村における子供の健康・栄養の決定要因について検証した、前章の分析結果より、親（特に父親）の教育が子供の健康・栄養に対して、正に有意な影響を与えているという結論が得られ、親の教育と子供の健康の関連性が示された。しかし、子供自身の教育と健康・栄養状態も密接に関連しているとされている。そこで、本章では、カンボジアの農村部に居住する子供の健康・栄養と教育について、その関連性を検証することを目的とする。

今日のカンボジアにおいて、教育分野は保健分野と並んで、開発や貧困削減の最重要課題として位置づけられている（World Bank 2006a）。人びとの教育水準を示す指標は、健康指標と同様に、改善傾向にあるものの、東南アジア諸国と比較しても、依然として低水準にある [2)]。World Bank (2006a)によると、教育分野において、子供の初等教育への就学率は高いものの、入学遅延（公式な入学年齢である６歳以降での入学）が頻繁に観察され、教育問題の一つとなっている。その入学遅延の子供は、低所得の家計の子供である傾向がみられ、また、初等教育を修了する前に退学する割合も高くなっている。

このような現状にあるカンボジアにおいて、子供の健康・栄養および教育を改善することは、将来の生産性・労働機会へのアクセスの改善や経済成長の促進、そして人びとが貧困の罠から脱け出すことを可能にすると期待される。

子供の健康・栄養状態が教育に影響を与えていることは、多くの先行研究により実証されている（先行研究については次節を参照）。しかし、カンボジアにおいては、子供の健康と教育との関係についての認識が高いとは言いがたく、「万人のための教育（Education for All）」達成に向けた政策を示した RGC and MOEYS (2003)において、その点について言及されている程度で、厳密な実証研究は行われていない [3)]。また、カンボジア農村に居住する子供の健康と教育の関連性についての実証研究も、これまでに知られていない。

したがって、カンボジア農村部で収集した独自のデータを用いて、子供の健康・栄養と教育との関連性を検証し、その関係を明らかにしていくとことは、カンボジアにおける、この分野の政策を検討する際に重要な意味をもつといえる。

本章の構成は次の通りである。第２節では、子供の健康・栄養と教育に関する先行研究をまとめ、本章での検証仮説を導く。第３節では、調査対象となっ

た村落について、記述統計を用いて子供の健康と教育の特徴を概観し、つづく第４節では、CSES03/04 のデータを用いて、子供の健康と教育との関連性を記述統計により検証する。この CSES03/04 のデータを用いた検証により、農村部の限られた地域だけではなく、カンボジア全体における子供の健康と教育の関係を示すことができよう。その後、第５節では、健康と就学および入学遅延との関係について、農村を事例として実証分析を行い、その結果を検討する。最後に第６節で以上の議論から得られた結果をまとめる。

２．先行研究

本節では､子供の健康･栄養と教育との関係を示した先行研究をレビューし、カンボジアの調査村落における子供の健康・栄養と教育との関係についての実証モデルを構築するための仮説を導出する。

先行研究において、子供の健康・栄養状態を測る指標として、長期（慢性）の栄養不良を評価するのに適した年齢別身長がもっとも多く用いられている（この指標について詳しくは、第３章注２を参照）。教育の指標としては、（初等教育へ）入学・就学するかどうかとその時期（入学する年齢）や、テストの点数などで測られる教育成果、また留年・中退の可能性などが挙げられる[4)]。

まず、子供の教育でも、初等教育へ就学（入学）するかどうか（親が子供を入学させるかどうか）の決定に対して、子供の栄養不良が影響を与えているか否かについては、Fentiman, Hall and Bundy (2001)がガーナにおいて記述統計を用いて明らかにしているほか、Moock and Leslie (1986)がネパール南部に居住する農家の子供のクロスセクション・データを用い、Alderman et al. (2001)がパキスタン農村で収集した３期間のパネル・データを用いて、子供の就学決定関数をプロビット・モデルによりそれぞれ推定し、栄養不良が入学に負の影響を与えていることを共に明らかにしている。

次に、入学遅延という概念で捉えられる、子供が入学する時期（年齢）に対する子供の栄養状態の影響を Glewwe and Jacoby (1995)と Partnership for Child Development (1999)、および Glewwe, Jacoby and King (2001)は考察している。Glewwe and Jacoby (1995)は、子供の所得（の割引現在価値）を最大化するように、両親がその子供の最適な入学時期と就学年数を決定するモデルを示した上で、その枠組みにもとづき、ガーナでのクロスセクション・データを用いて入学遅延の決定因を分析し、栄養状態が入学遅延に有意な影響を与えていることを指摘している。また、フィリピンでのパネル・データを用いた、Glewwe, Jacoby and King (2001)の研究においても、同様の結果が得られてい

る。一方、Partnership for Child Development (1999)は、入学遅延を測る指標として“age-for-grade score”を、ガーナとタンザニアの子供の現在の年齢と学年のデータから作成し、栄養不良の子供は、より遅く入学する傾向にあることを記述統計により示している。

さらに、テストの点数や留年・中退の可能性など、学校・クラスでのパフォーマンスに対しても、子供の（特に長期の）栄養状態が有意な影響を与えていることが指摘されている。具体的に Glewwe, Jacoby and King (2001)は、パフォーマンスを測る指標として、数学と英語のテストの点数の合計を用い、３期間モデルの枠組みにおいて、それへの栄養状態のインパクトを考察し、栄養の改善がその子供の学校でのパフォーマンスを向上させるとしている。

留年に関しては、Jamison (1986) [5]が中国での都市部と農村部、Moock and Leslie (1986) がネパール南部でのクロスセクション・データを用いて、より健康な子供ほど留年が少ないことを示している [6]。また、パネル・データを用いた Glewwe, Jacoby and King (2001)のフィリピンでの分析においても、よりよい栄養状態が留年の確率を低下させることが指摘されている。さらに Glewwe and Jacoby (1995)は、初等教育を修了する年齢の推定を行い、ある年齢において身長の高い子供の方がより早く終了することを示している。これは、身長の高い（栄養状態のよい）子供は、より早く（より公式就学年齢に近い年齢で）入学し、学校でのパフォーマンスもよいために得られる結果であるとしている [7]。

これらの先行研究のうちで、Jamison (1986) と Moock and Leslie (1986)、および Glewwe, Jacoby and King (2001)は、慢性の栄養不良を測る指標としての年齢別身長とあわせて、年齢別体重や身長別体重、体格指標（body mass index：BMI）といった短期（急性）の栄養不良を評価する指標も分析に用い、栄養不良でも慢性または急性のどちらの影響がより強いかを考察した。その結果、慢性の栄養不良のほうが教育に対してより大きな影響を与えていることを、それぞれ明確にしている。

以上の議論を踏まえると実証分析で検証すべき仮説として、カンボジア農村において、

（4-1）健康・栄養状態がよりよい子供ほど、初等教育に就学する、

（4-2）栄養不良の（健康状態がよくない）子供ほど入学遅延となりやすい、

（4-3）子供の栄養状態の改善が教育成果（学校でのパフォーマンス）を向上させる、

（4-4）健康・栄養状態がよりよい子供ほど、卒業が早く、留年や中退の可能性が低い、

（4-5）慢性の栄養不良が急性のそれよりも教育に対してより大きな影響を与える、

の５点が挙げられる。本章では、これらの実証仮説のうちでも、特に仮説（4-1）と（4-2）および（4-5）の３点を検証すべき仮説とし、次節以降で、これまでに研究のなされていないカンボジア農村でのデータを用いて実証分析を行う[8)]。

３．調査村落での子供の健康・栄養と教育

本章の分析には、前章と同様に、2006 年９～10 月にカンボジアのコンポンスプー州とタケオ州の４村落で実施された、農村聞き取り調査のデータを用いる。また、分析対象の子供は、前章ならびに、同じ調査村落において、児童労働が子供の教育と健康に与える影響を検証した Miwa, Han and Fukui (2008) と同様に、５歳～14 歳の子供（201 人）を対象とする[9)]。調査村落における子供の教育について、その概要を表 4-1 に示している（子供の健康指標については、第３章表 3-1 参照）。

表 4-1 には、子供の教育を測る指標として、子供が学校へ就学（入学）しているかどうか、学校への入学が遅延であった（６歳以降に入学した）かどうか、およびその入学遅延の程度（年数）の３つの指標を示している[10) 11)]。

これより、分析対象となる５～14 歳の子供の、学校への就学率は 85.6%と、CSES03/04 でのカンボジア全体の就学率（80.9%）より高いが（表 4-4 参照）、就学率の高い D 村と低いＢ村を比べると、その差は 15.7%にものぼる。小学校へ入学するカンボジアでの正式な年齢は６歳であるが、その年齢までに入学をせず、それ以降の年齢で入学をする入学遅延の子供の割合は、87.8%となっている。これは、CSES03/04 での全体の割合（76.9%）よりも高い割合である。その入学遅延の年数は、平均 2.1 年である。ここでももっとも遅延の少ない D 村と、もっとも多いＢ村では差が大きく（13.7%の差）、また C 村と B 村の入学遅延の年数差は 1.8 年ほどあり、村落間で教育に差があるといえる[12)]。

表 4-1　調査村落における子供の教育

	コンポンスプー州		タケオ州	
村落	A 村	B 村	C 村	D 村
５～14 歳の子供数（人）	35	56	57	53
教育				
就学率（%）	82.86	76.79	89.47	92.45
入学遅延率（%）	93.10	95.35	84.31	81.63
入学遅延年数（年）	2.07	3.19	1.39	1.86

出所：2006 年農村聞き取り調査より、筆者作成

子供の就学率は村落間で差がみられるが、これを年齢別にみると、表 4-2 より、子供の年齢が上がるにつれて就学率は上昇していき、10 歳以上の子供では就学率がほぼ 100%となっていることがわかる[13]。ただし、就学していても入学遅延の子供も多いため、同じ年齢であっても、学年にはばらつきがみられる。

表 4-2　調査村落における子供の就学率および在籍学年

	人数	就学率（%）	入学遅延率（%）[a]	学年（/在籍者数）								
				1	2	3	4	5	6	7	8	9
合計・平均	201	85.57 (172)	87.79 (151)	34	30	21	19	25	24	15	2	2
年齢別（歳）												
5-6[b]	18	22.22 (4)	0.0 (0)	4	0	0	0	0	0	0	0	0
7	24	66.67 (16)	68.75 (11)	11	4	1	0	0	0	0	0	0
8	24	95.83 (23)	91.30 (21)	12	9	2	0	0	0	0	0	0
9	14	85.71 (12)	91.67 (11)	4	4	3	1	0	0	0	0	0
10	24	100.0 (24)	87.50 (21)	3	6	3	9	2	1	0	0	0
11	13	100.0 (13)	84.62 (11)	0	2	2	5	2	2	0	0	0
12	21	100.0 (21)	95.00 (20)	0	2	2	2	8	6	1	0	0
13	32	100.0 (32)	93.75 (30)	0	3	7	1	6	6	7	1	1
14	29	93.10 (27)	96.30 (26)	0	0	1	1	7	9	7	1	1

出所：2006 年農村聞き取り調査より、筆者作成
注：括弧内は該当者数
[a] 就学者のうちでの割合を示す
[b] 分析対象となる 5 歳児が 5 人と少ないため、6 歳児と合わせている

表 4-3 は、調査村落における子供の健康と就学・入学遅延との関係を年齢ごとに示したものである。前章と同様に、本章でも、年齢別身長 z スコアと年齢別体重 z スコアを、子供の健康・栄養状態を測る指標として用いる。

就学している子供とそうでない子供の年齢別身長 z スコアを比べると、どの年齢においても就学している子供の健康状態がよりよいことがわかる。また、就学者を通常入学者（6 歳またはそれ以前に入学）と遅延入学者（6 歳以降に入学）にわけ、その z スコアを比較すると、遅延入学者の方が低くなっている。ここから、カンボジアの調査村落において、より健康・栄養状態のよい子供の方が学校により就学をし、また入学遅延にもなりにくいという傾向がみられることがわかる[14]。

4．CSES03/04 による記述統計

ここでは、本章の分析の焦点である、子供の健康と教育との関連性、およびそのカンボジア全体での実態を、2003～04 年に実施されたカンボジア社会経済調査（CSES03/04）のデータを用いて記述統計により考察していく。子供の

表 4-3　調査村落における子供の健康と就学・入学遅延

年齢別身長 z スコア					
	全体	就学者	未就学者	通常入学者 [a]	遅延入学者 [a]
全体	－2.75	－2.59	－3.66	－1.34	－2.77
年齢別（歳）					
5 - 6	－2.47	－2.30	－3.76	－2.30	…
7	－2.50	－2.10	－3.29	－1.66	－2.30
8	－2.84	－2.82	－3.27	1.67	－3.11
9	－2.66	－2.41	－4.15	－1.17	－2.53
10	－2.22	－2.22	…	－2.20	－2.22
11	－2.47	－2.47	…	－1.02	－2.73
12	－2.84	－2.84	…	－2.06	－2.92
13	－2.69	－2.69	…	－1.20	－2.79
14	－2.96	－2.89	－3.95	－0.07	－3.00

年齢別体重 z スコア					
	全体	就学者	未就学者	通常入学者 [a]	遅延入学者 [a]
全体	－2.96	－2.86	－3.51	－1.80	－3.01
年齢別（歳）					
5 - 6	－3.03	－1.56	－3.40	－1.56	…
7	－2.88	－2.41	－3.81	－2.29	－2.47
8	－3.04	－3.05	－2.81	－1.51	－3.19
9	－3.09	－2.89	－4.30	－2.08	－2.96
10	－2.86	－2.86	…	－2.72	－2.88
11	－2.67	－2.67	…	－0.94	－2.99
12	－2.99	－2.99	…	－1.39	－3.07
13	－2.88	－2.88	…	－1.92	－2.94
14	－3.11	－3.14	－2.79	0.16	－3.26

出所：2006 年農村聞き取り調査より、筆者作成

注：数値はそれぞれ平均値を示し、…は該当データがないことを示す

[a] 就学者のみの平均値を示す

対象年齢は、本章での分析と同様に 5 ～14 歳とする [15]。はじめに、カンボジアの子供の就学状況を概観する（表 4-4）。

表 4-4 によると、就学率は全体で 80.9%となっており、それは年齢が上がるにつれて高くなっていく傾向がみられる。就学したことのある子供のなかで、調査実施時に実際に授業を受けていた割合（授業参加率：attendance ratio）は、96.6%となっており、UNICEF (2006)が指摘する男子 66%、女子 65%ほど低水準ではないといえる。授業参加率を年齢別にみると、6 ～11 歳までは 98%以上でほぼ横ばい状態であるが、それ以降は低下していく傾向があることがわかる。これは、World Bank (2006a)が指摘しているように、年齢があがるにつれて、（家計内での家事手伝いも含む）児童労働の機会や、その必要性が上昇することも一因として考えられる。

入学遅延に関しては、World Bank (2006a, Ch.6)が指摘するようにその割合は高く、全体で 76.9%にのぼり、カンボジアの教育分野における問題のひとつとなっている[16]。またその割合は年齢が上がるにつれてより高くなっていることがわかる。

表 4-4　子供の就学と入学遅延

	人数	就学率（%）	授業参加率（%）[a]	入学遅延率（%）[b]
全体	19,466	80.86 (15,741)	96.60 (15,204)	76.91 (11,694)
年齢別	（歳）			
5	1,478	23.81 (　351)	96.30 (　338)	…
6	1,685	48.96 (　825)	98.67 (　814)	…
7	1,886	69.83 (1,317)	98.79 (1,301)	55.50 (　722)
8	1,842	82.41 (1,518)	99.54 (1,511)	71.87 (1,086)
9	1,854	89.75 (1,664)	98.92 (1,646)	77.76 (1,280)
10	2,191	92.29 (2,022)	98.96 (2,001)	83.71 (1,675)
11	2,040	94.07 (1,919)	98.65 (1,893)	86.85 (1,644)
12	2,110	94.60 (1,996)	96.09 (1,918)	89.78 (1,722)
13	2,339	94.61 (2,213)	94.49 (2,091)	92.20 (1,928)
14	2,045	93.69 (1,916)	88.26 (1,691)	92.37 (1,562)

出所：CSES03/04 より、筆者作成
注：括弧内は該当者数で、…は該当データがないことを示す
[a] 就学者のうちでの割合を示す
[b] 調査実施時にも就学中であった子供の入学遅延の割合を示す

次に、表 4-5 はカンボジアの子供の健康と就学・入学遅延の関係を示している。健康に関する指標には、CSES03/04 での次の 3 つ質問に対する回答をそれぞれ用いる。

1．自己評価による健康：
　【1＝とてもよい（Very good）～5＝とても悪い（Very bad）】の 5 段階で回答
2．同年齢の子供と比較した健康：
　【1＝とてもよい（Much better）～5＝とても悪い（Much worse）】の 5 段階で回答
3．障害の有無：子供に身体的・精神的な障害があるかどうか[17]

第 1・2 番目の質問は、それに対する回答の数値が低いほど、より健康状態がよいと感じているということになる。表 4-5 中の P 値は、就学者と未就学者、および通常入学者と遅延入学者の、それぞれにおける平均値または割合の差を

検定した結果を示している（この検定の帰無仮説は、「就学者と未就学者、または通常入学者と遅延入学者の平均／割合が等しい」）。

表 4-5 上段は、就学者と未就学者の健康状態を示している。これより、全体ではどの指標に対しても、その平均／割合の差の検定結果が１％水準で統計学的に有意となっており、就学者のほうが未就学者と比べてより健康であると感じており、また障害のある子供の割合も少ないといえる。これを年齢別でみても、どの年齢においても同様の傾向がみられ、３つの指標のいずれか、または

表 4-5 子供の健康と就学・入学遅延

健康と就学

	自己評価による健康				同年齢の子供と比較した健康				障害のある子供の割合（%）			
	就学者	未就学者	P 値		就学者	未就学者	P 値		就学者	未就学者	P 値	
全体	2.89	2.95	0.00	***	2.92	2.96	0.00	***	1.02	2.63	0.00	***
年齢別	（歳）											
5	2.87	2.93	0.02	**	2.91	2.97	0.06	*	1.14	1.42	0.68	
6	2.91	2.95	0.11		2.93	2.97	0.05	*	0.36	1.63	0.00	***
7	2.90	2.95	0.03	**	2.93	2.94	0.49		0.91	1.41	0.33	
8	2.90	2.92	0.47		2.92	2.93	0.89		1.12	2.47	0.05	*
9	2.90	2.97	0.02	**	2.89	2.98	0.02	**	1.02	3.16	0.01	**
10	2.90	2.97	0.06	*	2.93	2.98	0.13		0.94	6.51	0.00	***
11	2.89	2.97	0.08	*	2.90	2.95	0.25		1.09	4.96	0.00	***
12	2.87	3.00	0.00	***	2.90	2.98	0.07	*	1.25	9.65	0.00	***
13	2.88	3.02	0.00	***	2.85	3.00	0.01	**	0.99	8.73	0.00	***
14	2.85	2.89	0.38		2.87	2.88	0.86		1.10	5.43	0.00	***

健康と入学遅延

	自己評価による健康				同年齢の子供と比較した健康				障害のある子供の割合（%）			
	通常入学者	遅延入学者	P 値		通常入学者	遅延入学者	P 値		通常入学者	遅延入学者	P 値	
全体	2.89	2.89	0.76		2.91	2.91	0.54		0.74	1.04	0.10	
年齢別	（歳）											
5	2.88	…	…		2.92	…	…		1.18	…	…	
6	2.91	…	…		2.93	…	…		0.37	…	…	
7	2.89	2.90	0.88		2.92	2.93	0.87		0.35	1.52	0.05	*
8	2.92	2.90	0.31		2.95	2.92	0.15		1.41	1.01	0.54	
9	2.87	2.91	0.23		2.88	2.91	0.85		0.55	1.17	0.29	
10	2.94	2.89	0.09	*	2.92	2.94	0.58		1.23	0.90	0.95	
11	2.84	2.90	0.10		2.87	2.92	0.17		1.20	1.09	0.87	
12	2.83	2.87	0.27		2.89	2.92	0.77		0.51	1.05	0.47	
13	2.82	2.88	0.16		2.84	2.91	0.15		0.61	0.93	0.67	
14	2.79	2.86	0.14		2.83	2.83	0.31		0.78	1.02	0.78	

出所：CSES03/04 より、筆者作成

注：数値は該当者の平均値を示し、…は該当データがないことを示す

P 値は、それぞれの平均値／割合の差を検定した結果を示し、*は 10%、**は５％、***は１％水準で統計学的に有意

全部の平均／割合が有意に異なるという結果が得られている。

表 4-5 の下段には、カンボジアの公式な初等教育への入学年齢である 6 歳で（またはそれ以前に）入学をした通常入学者と、それ以降の年齢で入学をした入学遅延者の健康状態が示されている。それぞれの平均値／割合の差の検定結果は、自己評価による健康の 10 歳が、また、7 歳の障害のある子供の割合の差のみが、それぞれ 10%水準で有意に異なることを示している。しかし、それ以外には、カンボジアでは通常入学者と遅延入学者の健康および障害の有無には有意な差がないことを示唆している。その平均値／割合を比較すると、いくつかの年齢・質問に対しては、通常入学者のほうが遅延入学者よりも健康であるとは感じていない、もしくは同水準である場合もみられる。このことから、カンボジアにおいては、初等教育への入学遅延に対して、子供の健康状態が必ずしも影響を与えているわけではないものと考えられる。

以上の CSES03/04 のデータを用いた記述統計より、カンボジアにおいては、子供のよりよい健康・栄養状態が、教育の、特に就学（入学）するかどうかの決定に対して有意な影響を与えているといえ、第 2 節で示した実証仮説（4-1）と整合的である。一方、入学遅延へは子供の健康状態の有意な影響はあまり見られず、仮説（4-2）が支持されているとはいいがたい。これらの子供の健康・栄養状態と教育の関連性について、次の第 5 節では、カンボジア農村の事例にもとづき、実証分析によりさらに検証していく。

5．実証分析

5.1　実証モデル

以下では、子供の健康と学校への就学および入学遅延の関連性について考察するための実証モデルを示す。はじめに、実証仮説（4-1）を検証するための子供の就学の決定関数を次のように定式化する。

$$SE_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \hat{H}_i + \alpha_2 \cdot X_{1i} + \alpha_3 \cdot X_{1h} + \alpha_4 \cdot \hat{Y}_h + \alpha_5 \cdot V_h + \varepsilon_i \qquad (4\text{-}1)$$

被説明変数である SE_i は、

$$SE_i \begin{cases} = 1 \quad if \quad \text{子供}i\text{が就学している} \\ = 0 \quad if \quad \text{それ以外} \end{cases}$$

のどちらかの値をとる 2 値変数であるので、（4-1）式はプロビット・モデルにより推計する。ここで、H_i は子供 i の健康・栄養状態、X_{1i} は子供の属性、X_{1h} は両親および家計の属性、Y_h は家計所得、V_h は家計が居住する村落の属性をそれぞれ示している。また、α_0～α_5 はパラメーターを、ε_i は撹乱項を示す。

次に、実際に就学している子供（172人）のみに焦点をあて、入学時期（入

学遅延年数）の決定要因を考察（実証仮説（4-2））するために、それの決定関数を次のように表す。ただし、いったん就学した子供は退学することはなく、留年もないものと仮定する[18]。

$$DE_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \hat{H}_i + \beta_2 \cdot X_{1i} + \beta_3 \cdot X_{1h} + \beta_4 \cdot \hat{Y}_h + \beta_5 \cdot V_h + e_i \qquad (4\text{-}2)$$

入学遅延を測る被説明変数 DE_i には、本来の学年（6歳で入学した場合の学年）と子供 i の現在の学年との差を年数で測った「遅延年数」を用い、6歳以前に初等教育へ入学した子供については、遅延年数をゼロとし、（4-2）式はトービット・モデルにより推計していく[19]。説明変数は（4-1）式と同じ変数を用い、β_0～β_5 はパラメーターを、e_i は撹乱項をそれぞれ示している。実際に推計に用いた変数の定義と基本統計量は、表4-6に示している。

第2節で示した実証仮説（4-5）の検証には、子供の健康・栄養状態 H_i として、年齢別身長zスコアを慢性の栄養不良、年齢別体重zスコアを急性の栄養不良を測る指標として説明変数に含め、それぞれの指標について別々に（4-1）および（4-2）式を推計する。

ここで、（4-1）式および（4-2）式を推定する際の説明変数である、子供の健康・栄養状態 H_i と家計所得 Y_h には、内生性の問題が生じる（Glewwe and Jacoby 1995 ; Alderman et al. 2001 ; Glewwe, Jacoby and King 2001）。そこで、この問題を回避するために、はじめに次で表される1人あたり家計所得決定関数をOLSで推計する。

$$Y_h = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot X_{1i} + \gamma_2 \cdot X_{2i} + \gamma_3 \cdot X_{1h} + \gamma_4 \cdot X_{2h} + \gamma_5 \cdot V_h + v_h \qquad (4\text{-}3)$$

次に、(4-3)式の推定により得られた1人あたり家計所得の理論値 $\hat{Y}_h$ を含め、次の子供の健康・栄養の決定関数を、年齢別身長と年齢別体重のzスコアについて、それぞれOLSにより推計する。

$$H_i = \delta_0 + \delta_1 \cdot X_{1i} + \delta_2 \cdot X_{2i} + \delta_3 \cdot X_{1h} + \delta_4 \cdot \hat{Y}_h + \delta_5 \cdot V_h + u_i \qquad (4\text{-}4)$$

（4-3）式の推定の際には、家計所得を構成する「非農業所得」と「送金」のダミー変数、生産性の向上や所得創出機会の拡大をもたらしうる「家計資産」、および就業中の家計構成員が全構成員に占める割合を示す「労働力」を操作変数（X_{2h}）として用いる[20]。また、（4-4）式の子供の健康決定関数の推定の際には、（4-1）・（4-2）式には含まれない外生変数（X_{2i}）である、「授乳期間」と「子年齢2」、および「母親の年齢」を含める[21]。これは、子供の乳幼児期の健康やそれに対するケアが、その後の健康にとって重要となること、また年齢によっても子供の免疫力や抵抗力が変化すると考えられることからである（γ_0～γ_5 と δ_0～δ_5 はパラメーターを、v_h と u_i は撹乱項をそれぞれ示す）。

これらの推定により得られた、子供の健康・栄養および1人あたり家計所得の理論値（$\hat{H}_i$ と $\hat{Y}_h$）も含め、（4-1）式および（4-2）式の推計を行い、第2節

で示した実証仮説（4-1）と（4-2）、および（4-5）を検証し、カンボジア農村における子供の健康・栄養状態と、学校への就学および入学遅延との関係を考察する。

表 4-6 変数の定義と基本統計量

変数名	定義	平均	標準偏差
子供の属性			
就学	就学＝１、していない＝０	0.856	
遅延年数	入学遅延の年数（年）	2.055	1.610
子性別	子供の性別：女児＝１、男児＝０	0.512	
子年齢(子年齢２)	子供の年齢（月）（その２乗項）	122.746	33.379
きょうだい	５～14 歳のきょうだい数（人）	2.353	1.157
年齢別身長	年齢別身長ｚスコア	－2.746	1.531
年齢別体重	年齢別体重ｚスコア	－2.958	1.539
授乳	授乳を受けた期間（月）	25.169	13.775
親の属性			
母教育	母親の教育年数（年）	3.144	2.626
父教育	父親の教育年数（年）	5.234	3.276
母が高教育	母親の教育年数が父親の教育年数より長い＝１、それ以外＝０	0.179	
母年齢	母親の年齢（年）	38.015	7.413
家計の属性			
家長性別	世帯主が女性＝１、男性＝０	0.065	
家計所得	過去１年の１人あたり家計所得（対数値）	12.927	0.683
非農業所得	非農業所得あり＝１、なし＝０	0.851	
送金	送金あり＝１、なし＝０	0.383	
家計資産	家計の保有物的固定資産[a]（対数値）	15.791	0.905
労働力	家計内で就業中の家計構成員比率（％）	46.345	24.921
村落ダミー[b]	A 村落、B 村落、D 村落		

出所：2006 年農村聞き取り調査より、筆者作成

[a] 物的固定資産には、農業固定資産と保有家畜、耐久財、および家・宅地（現在価値）が含まれる

[b] C 村落の遅延年数がもっとも短いので、ベースの村落とした

5.2 推定結果

（4-3）式の１人あたり家計所得決定関数の推定結果、および（4-4）式の子供の健康・栄養決定関数の推定結果は、表 A4-2 の通りである（付録１）。これらの決定関数の推定により得られたそれぞれの理論値も含め、（4-1）式および（4-2）式の就学・入学遅延決定関数を推定した結果を表 4-7 に示している。

はじめに、（4-1）式の子供の就学決定関数をプロビット・モデルにより推定した結果を示したのが、表 4-7 第 1・2 列である。推定結果より、年齢別身長ならびに年齢別体重のｚスコアの係数が、それぞれ１％水準で正に有意となっていることから、子供のよりよい健康状態が就学の可能性を高めていることが

示唆され、実証仮説（4-1）と整合的である。また、その係数の値を比較すると、年齢別身長ｚスコアの係数が 2.49、年齢別体重ｚスコアのそれが 2.22 であり、前者の方が後者よりもその値が大きいことから、慢性の栄養不良が急性のそれよりも教育に対してより大きな影響を与える、という実証仮説（4-5）を支持する結果となっている。

また、両親の教育年数そのものの影響はみられないものの、父親よりも高い教育水準である母親を持つ子供の方が、就学している傾向にあることがわかり、世帯主が女性である場合にも、子供を積極的に学校へ就学させていることがわかる。さらに、年齢が高い子供ほどより就学することが示唆されるが、これは、第３節および第４節の記述統計でみられた傾向と同様に、子供の年齢が上がるにつれて就学する割合が増加していくためであるといえる（表 4-2 および表 4-4 参照）。

年齢別体重ｚスコアを考慮した推定においては、子供の性別も就学の可能性に有意な影響を与えている、つまり、女児であると就学の可能性が低下することが示されており、男女間で学校への就学率が異なることが示唆される。この点は、World Bank (2006a, Ch.6)などで示されているデータと整合的な結果といえる。

ここで、家計所得の子供の就学に対する有意な影響はみられないが、これはカンボジアの初等教育の授業料が無料であること、および、就学率が高いことからもわかるように、就学年齢に達していれば（何歳で入学するかは別として）慣習的に子供は学校に就学するためであると考えられる。

次に、実際に就学している子供（172 人）のみに焦点をあて、（4-2）式の子供の入学遅延年数の決定関数を、トービット・モデルにより推定した結果を示したものが表 4-7 第 3・4 列である。これより、入学遅延年数に対して、カンボジア農村においては、栄養不良の子供ほど入学遅延となりやすい、という実証仮説（4-2）を支持する結果は得られていない。ただし、これは第４節での CSES03/04 を用いた記述統計（表 4-5）の含意と整合的であり、カンボジアにおいては、子供の健康・栄養状態が入学遅延には有意な影響を与えていないといえる。

その理由として、子供の入学時期（年齢）の決定が、他のきょうだいと一定の間隔をあけて入学させる、また村落内の同年齢の子供と同じ時期に入学させるなど、一種の社会的な慣習に従っていることが要因のひとつとして挙げられるだろう [22]。上記の理由は、子供の年齢の係数が入学遅延年数に有意に正、つまり入学遅延年数がより長いこと、および、きょうだいの数の係数が有意ではないものの正となっていることからも、もっともらしいといえる。

表 4-7　就学・入学遅延決定関数の推定結果

モデル	プロビット・モデル								トービット・モデル					
被説明変数	就学＝１、していない＝０								遅延年数（年）					
説明変数	係数		z 値	Marginal effect	係数		z 値	Marginal effect	係数		t 値	係数		t 値
切片	6.031		0.70		−6.129		−0.86		10.249	**	2.44	10.395	**	2.49
年齢別身長 z スコア（理論値）	2.494	***	3.91	0.120					0.275		0.82			
年齢別体重 z スコア（理論値）					2.223	***	2.73	0.095				0.328		0.94
子性別	−0.520		−1.40	−0.026	−1.051	**	−2.61	−0.051	−0.174		−0.98	−0.221		−1.17
子年齢	0.033	***	4.75	0.002	0.041	***	5.74	0.002	0.029	***	9.14	0.029	***	9.15
きょうだい	−0.019		−0.11	−0.001	−0.154		−1.04	−0.007	0.155		1.48	0.155		1.51
母教育	0.084		0.70	0.004	0.119		1.05	0.005	−0.039		−0.98	−0.018		−0.37
父教育	−0.076		−0.71	−0.004	0.023		0.24	0.001	−0.066		−1.43	−0.064		−1.51
母が高教育	1.764	**	2.42	0.041	1.452	**	2.17	0.031	−0.034		−0.12	−0.093		−0.34
家長性別	2.487	**	2.42	0.029	3.369	**	2.38	0.029	1.245	***	2.69	1.419	**	2.52
家計所得（理論値）	−0.180		−0.29	−0.009	0.612		1.14	0.026	−0.909	***	−2.98	−0.917	***	−3.02
A 村落	0.334		0.49	0.013	1.371		1.45	0.030	0.465		1.43	0.566		1.51
B 村落	1.644	**	2.27	0.054	2.604	**	2.25	0.083	1.279	***	3.25	1.401	***	3.03
D 村落	2.183	***	2.90	0.069	3.306	***	2.66	0.107	0.770	**	2.35	0.969	**	2.07
Sigma									1.089			1.086		
尤度	−34.349				−40.105				−247.653			−247.545		
LR 統計量	97.19	***			85.68	***			132.00	***		132.22	***	
擬似決定係数	0.586				0.517				0.210			0.211		
標本数	201				201				172			172		

出所：筆者作成

注：*は 10%、**は５％、***は１％水準で統計的に有意

その他の変数としては、1人あたり家計所得の係数が負に有意となっていることから、家計所得が高い家計の子供は、より公式な就学年齢に近い年齢で入学していることが示唆される。また、世帯主が女性である場合には、既述のように就学する可能性は高まるが、入学遅延年数はより長くなることが示されている。これは、世帯主が女性の家計の所得が他の家計と比べて低水準であることとも関連しているだろう（家長性別と所得との関係は表 A4-2 を参照）。それに加え、本章の分析で用いた入学遅延には、注 11 のような理由により、学年進行遅延の子供も含んでいる可能性があることから、世帯主が女性の場合にはその家計の子供が、家計の経済活動を支えるため、また家事や幼いきょうだいの世話などのための児童労働により、進学が遅れている子供がいるためではないかと考えられる[23)]。

これらの就学の決定と入学遅延年数の決定の推定結果より、村落ダミーがそれぞれ有意となっていることから、居住する村落によっても子供の教育に差があることが示唆される。

以上の推定結果より、健康・栄養状態がよりよい子供ほど学校へ就学し、その影響は長期の栄養状態の方が短期のそれよりも大きいことが示唆され、また、家計所得は就学には影響を与えないと結論づけられる。子供の就学（入学）時期に対しては、健康・栄養状態の有意な影響はみられず、むしろ家計所得や子供の年齢、世帯主の性別、さらに子供が居住する村落の属性が影響を与えることが示唆される。

６．おわりに

本章では、子供の健康・栄養と子供の就学と入学遅延との関連性について、カンボジア農村からのデータを用いて検証した。その分析結果より、子供の教育のなかでも、初等教育への就学に対して、カンボジア農村においても子供の健康・栄養状態が強い影響を与えているという結論が得られた。一方、入学遅延に対しては子供の健康の有意な影響は見られず、これまでの先行研究とは異なる結論となっている。その入学遅延には、家計所得が有意な影響を与えていることが示された。

これらに加え、家計が居住する村落ダミーが子供の健康・栄養だけでなく、教育に対しても有意な影響を与えていることから、同じ農村部であっても、村落によって教育水準に差が生じているといえる。

これまでに子供の健康・栄養と教育との関連性についての実証的な研究がほとんど行われてこなかったカンボジアにおいて、その関係の存在を実証的に示

したという点で、本研究は意義があるものといえる。

本章での分析結果を踏まえ、カンボジアにおいて人的資本としての健康および教育を向上させ、貧困削減や将来の持続的発展を実現するためには、就学年齢に達している子供の健康・栄養状態の改善により、初等教育への就学率を向上させるような政策が重要となるであろう。また、親の健康と教育に対する意識の改善や、低所得が入学遅延に有意な影響を与えていることから、実際に調査地域において実施されている労働のための食料（Food for Work）やマイクロファイナンスなどの貧困削減プロジェクトを効率的に実施してゆくことも、カンボジアの保健・教育分野の問題の解決に貢献するものと期待される。

なお、本章の分析では、年齢別身長ｚスコアを用いて、子供の長期的な栄養状態の教育への影響は検証できているものの、(特に年齢が高い子供について)子供の就学開始時（決定時）の正確な健康・栄養状態は考慮しきれていない。また、現時点の健康状態が影響を与えるであろう、子供の教育成果（テストの点数や成績など）との関係も検証できていない。しかし、これらの点を考慮するためには、長期間の調査によるパネル・データや、子供の学校でのパフォーマンスに関する詳細なデータが必要となるため、このような研究分析は今後に残された課題である。

注

1）本章は、三輪（2008a)をベースに、加筆・修正したものである。

2）表 A4-1 に、東南アジア諸国の教育指標を示しておく。

3）実際、World Bank (2006a)では子供の教育および健康と家計所得（貧困）との関係と、母親の教育と子供の栄養状態との関係が示されており、また、NIPH and NIS (2006)においても同様に母親の教育と子供の栄養の関係が明確にされているが、子供自身の健康・栄養状態が教育に与える影響については示されていない。

4）開発途上国において、就学年齢の子供の健康・栄養状態の教育に与える影響を分析する際の理論的枠組みと、実証分析の際の問題点とその解決法、およびそれに関する先行研究での結果をまとめたものに、Behrman (1996)と Glewwe (2005)がある。

5）Jamison (1986)は、分析で用いたデータに、子供の家計の属性に関する情報が含まれていないため、推定結果にはバイアスが生じている可能性が高いことを指摘している。

6）ただし、子供の健康状態や教育成果は、Jamison (1986)や Fentiman, Hall and Bundy (2001)が指摘しているように、同じ国内であっても子供が居住する地域（農業生態環境や、都市部・農村部の違いなど）によって差があるので、その地域の属

表 A4-1　東南アジア諸国の教育指標

国名	15歳以上の成人識字率（%）1995－2005年	15～24歳の識字率（%）1995－2005年	粗就学率[a] 初等教育（%）2006年	粗就学率[a] 中等教育（%）2006年	純就学率[a] 初等教育（%）2006年	純就学率[a] 中等教育（%）2006年	第5学年まで到達する割合（%）[b] 2004年
カンボジア	73.6	83.4	122	38	90	24	63
インドネシア	90.4	98.7	115	62	95	57	89
シンガポール	92.5	99.5	78	63	…	…	…
タイ	92.6	98.0	108	78	94	71	…
フィリピン	92.6	95.1	111	85	97	93	75
ベトナム	90.3	93.9	90	76	84	69	96
マレーシア	88.7	97.2	100	72	99	72	98
ミャンマー	89.9	94.5	114	49	100	46	70
ラオス	68.7	78.5	116	43	84	35	63

出所：UNDP (2007)、[a]は World Bank (2008)

注：データの観測年が 1995－2005 年は、各国のデータがその期間内の最新年のものが記載されていることを示し、…は該当データがないことを示す

[b] 第 1 学年に就学した生徒のなかでの割合

性も考慮した上で議論する必要がある。

7）以上の議論の他に、Miguel and Kremer (2004)は、子供の健康を改善するための、駆虫処理（deworming treatment）プロジェクトの実施が、子供の学校の欠席率を低下させたことを示している。また、Behrman (1996)は、子供の健康状態が、就学中だけではなく就学後（postschooling）の生産性にも影響を与えることを指摘している。

8）教育成果と留年・中退については、データ制約上の問題から分析が困難であるため、本章では分析の対象とはせず、今後の課題とする。

9）カンボジアの公式の初等教育への就学年齢は 6 歳であるが、CSES03/04によると 5 歳での就学もみられ、カンボジアにおいては早期の就学が観察されている。

10）ここでの学校は、主に初等教育のことを指し、初等教育の 6 年間が修了した後は、そのまま中等教育に進学するものとする。実際、本章の分析対象である 5 ～14歳の子供で、一旦就学した後に働いている子供はまだおらず、全員が学生のままである。また、入学遅延については、調査実施時に就学中であった子供を分析の対象としている。ここで、「就学中の子供」とは、（データの制約上）就学していると自己申告した子供（調査実施時の職業が学生であった子供）とし、1 年のうち何日以上出席しないと休学と判断するなどの明確な基準は定めていない。

11）以後、本章の分析では、一旦就学した子供の退学・留年はないものと仮定した上で、「公式学年＝年齢－6 歳」の値と、その子供の実際の学年を比較し、その差が 1 以上である子供を、「入学遅延（者）」と定義する。ただし、実際これには、6

歳で入学したものの何らかの理由で一時的に休学をした、または留年をしたために公式学年より遅れている、「学年進行遅延」の子供も含んでいる可能性があることを言及しておく。

12）Ａ・Ｂ村と比較して、Ｃ・Ｄ村の教育に関する指標が優れているが、これは両村落において、学校での授業以外に補習授業が行なわれているなど、教育に比較的熱心に取り組んでいる結果であるといえる。ただし、補習授業では先生に対していくらかの授業料を支払わなくてはならず、貧しい家計の子供はそれに参加することが困難であることを言及しておく。

13）14 歳の子供の就学率が 93.1%となっているが、これは学校に通うことが困難な身体障害者が含まれているためである。

14）実際、就学者と未就学者および通常入学者と遅延入学者の、年齢別身長と年齢別体重ｚスコアの平均値の差の検定をそれぞれ行うと、全体ではともに１％水準で有意に異なるという結果が得られている（Ｐ値はともに 0.000）。ただし、標本数が少ないため、年齢別での検定は行えていない。

15）CSES03/04において、調査対象となった５～14歳の子供は19,525人であるが、そのなかでも健康と教育に関するデータのある19,466人のみを分析の対象とする。

16）入学遅延については、データの制約上、調査実施時に就学中であった子供（実際に授業を受けていた子供15,204人）のみのデータを用いる。なお、カンボジアの教育分野において、入学遅延と並んで取り上げられる問題として、学校・教師の質の問題が挙げられるが、これに関しては本章の直接的な課題ではないので、詳しく述べることはしない。

17）CSES03/04では、障害の症状（具体的に障害がある部分など）に関する回答も得ているが、ここでは障害の有無のみに注目し、その症状は考慮しないものとする。

18）カンボジアでは、留年率（repetition rate）が減少傾向にあるものの、周辺諸国と比較するといまだに高いことをWorld Bank (2006a, Ch.6)は指摘している。しかし、本章での分析の目的が留年そのものではないこと、また、調査村落での聞き取りにおいて、（具体的な数値は示せないものの）一旦就学すると留年する子供はほとんどいないという情報が得られていること、さらにデータの制約上の問題からも、本章の実証モデルにおいては、退学・留年はないものと仮定する。

19）ここで、DE_iの推定にトービット・モデルを用いるのは、被説明変数の入学遅延年数がゼロ以下の値をとらないことに加え、その推定が就学中の児童のみを分析対象としているために、サンプル・セレクション・バイアスが発生している可能性があり、その問題を回避するためである。

20）「送金」といった変数は、家計所得だけではなく、（4-4）式において子供の健康にも影響を与えている可能性が考えられる。しかし、本章の分析においては、送

金（外生所得とする）を家計所得の構成要素の一つとしてとらえ、データの制約上の問題からその目的までは考慮していない。また、家計所得と家計資産の影響を同時に検証することが困難であること、さらに、多くの先行研究において、家計所得の子供の健康に対する影響が検証されていることからも、本章では、これらの変数を（4-3）式の操作変数として用いる。

21）（4-1）式および（4-2）式の推定には、Moock and Leslie (1986)などの先行研究にしたがい、「子年齢２」を説明変数として含めていないが、これは、一般的に、子供の年齢が上がるにつれて就学率が高まる、また、入学遅延の可能性も高まるものと考えられるためである。また、（4-4）式の推計に「母年齢」を含める理由は、第３章の推定結果より、それが年齢別体重に強い影響を与えているためである。

22）ただし、家計がその村落（地域）の慣習にどの程度従っているかなどは、家計の属性や家計の村落内での地位といった要因にも左右されると考えられるので、この点に関しては今後さらなる検討が必要である。

23）なお、本章ではデータ制約上の問題から、入学遅延と学年進行遅延の子供を区別することが困難であるため、この点についてはその可能性の言及のみに留めておく。

付録 1

表 A4-2　所得および健康・栄養決定関数の推定結果(OLS)

被説明変数	1人あたり家計所得			年齢別身長zスコア			年齢別体重zスコア		
説明変数	係数		t値	係数		t値	係数		t値
切片	7.803	***	7.84	−11.778	**	−2.35	−4.828		−0.96
子性別	0.060		0.79	−0.014		−0.07	0.197		0.93
子年齢	−0.006		−0.66	0.063	**	2.35	0.024		0.91
子年齢2	0.000		0.59	−0.0003	**	−2.33	−0.0002		−1.06
きょうだい	−0.091	**	−2.45	−0.069		−0.61	−0.122		−1.07
授乳	−0.006	**	−2.01	0.014	*	1.69	0.001		0.12
母年齢	0.007		1.05	0.005		0.31	0.037	**	2.25
母教育	0.034	*	1.94	−0.038		−0.80	−0.069		−1.44
父教育	0.022		1.44	0.090	**	2.19	0.073	*	1.75
母が高教育	−0.208	*	−1.72	−0.188		−0.56	−0.146		−0.43
家長性別	−0.117		−0.62	−0.613		−1.32	−1.054	**	−2.25
非農業所得	0.263	**	2.23						
送金	0.301	***	2.64						
家計資産	0.314	***	6.11						
労働力	0.006	***	3.58						
家計所得（理論値）				0.441		1.12	0.023		0.06
A村落	−0.297	**	−2.57	−0.547		−1.62	−0.872	**	−2.57
B村落	−0.427	***	−3.75	−0.713	**	−2.07	−1.025	***	−3.48
D村落	0.098		0.81	−0.653	**	−2.18	−1.250	***	−4.14
自由度修正済み R^2	0.439			0.155			0.152		
標本数	201			201			201		

出所：筆者作成

注：*は10%、**は5%、***は1%水準で統計的に有意

第５章　子供の健康・栄養へのショックの影響

１．はじめに

第３章では、カンボジア農村での聞き取り調査のデータを用いて、子供の健康・栄養の決定要因として、親の教育や社会関係資本といった、その改善をもたらす要因について検証した。しかし、子供の成長にはリスクが伴い、病気や食料・栄養摂取量の変動（低下）などにより、健康・栄養状態が悪化しうる。特に幼少期の子供（乳幼児）は脆弱で、それらの影響を受けやすいとされる。幼少期の健康・栄養状態がその後の成長に強い影響を与えることからも（Hoddinott and Kinsey 2001；del Ninno and Lundberg 2005）、健康状態の形成にとって大切なその時期に、健康・栄養状態（あるいは成長）を安定的に保つために、リスクを回避する、またはその影響を最小限にとどめるような施策は重要な意味をもつと考えられる。

乳幼児の健康・栄養状態を左右する要因としては、病気や栄養摂取量のほかにも、洪水や干ばつなどの自然災害や、農作物被害などの予期せぬショック、およびそれらに伴う家計所得・消費の変動などが挙げられる。しかし、このような不測のショックとそれに伴う家計所得・消費変動を補填することは、開発途上国の特に貧困家計にとっては困難であるため、人びとは所得変動や健康・栄養状態の変動のリスクと隣り合わせの生活をしているといえる。

本研究の対象であるカンボジアでも、多くの人びとが所得や健康状態の変動のリスクと隣り合わせの生活をしている。既述のように、2004 年時点で、カンボジアの総人口の 35%の人びとが貧困ラインを下回る水準で生活しており、その貧困層の 91%が農村部に居住していることから、農村部での貧困は特に深刻である（World Bank 2006a）。多くの家計がこのようなリスクに直面しているカンボジアの農村部において、実際にその家計がなんらかの不測のショックを受けた場合に、家計内の幼少の子供の健康・栄養へはどのような影響があるのだろうか。

この疑問に答えるために、本章では、カンボジア全土を対象に 2003～2004 年に実施された、カンボジア社会経済調査のデータを用いて、貧困が特に深刻な農村部に居住する年齢が０～60 ヵ月の乳幼児を対象に、家計が受けた不測のショックが、健康・栄養状態に与える影響を考察することを目的とする。

本章では、ショックが乳幼児の健康・栄養に与える影響を検証するために、開発プログラムやプロジェクトのインパクト評価などに多く用いられている分

析手法である、“Average Treatment Effects（ATE、平均的効果）”の概念を用いる。この概念を用いるのは、次のような理由からである。

一般に開発などのプロジェクトの評価を行う際の問題点として、プロジェクトの参加者が無作為（ランダム）に決定されているかどうかという点が挙げられる。たとえば、開発途上国において貧困削減プロジェクトを実施する場合、そのプロジェクトの対象者／参加者は、無作為に決められたわけではなく、もともと貧困層のみに限られている可能性がある。そのように対象者が無作為に決定されていないであろう場合に、そのプロジェクトのインパクト評価に、OLSなどの標準的な実証分析の手法を用いることは、プロジェクトの参加に関するセレクション・バイアスによって、その推定量に偏りが生じることになる。

本章で扱うショックについても同様のことがいえる。つまり、病気にかかる、ヘルス・ショック[1)]を受ける人は、貧困であるが故に住環境が十分に整っておらず、また食料消費が少ないために栄養状態が悪く、もともと病気になりやすい人かもしれない。また、農作物被害のショックを受ける家計は、（多少の）降水量の変化などに対処するための十分な知識や、安定した収量を得られる土地を所有していない家計かもしれないと考えられる。

このようなセレクション・バイアスは、パネル・データを用いて分析することで解決することが可能であるが、本研究では、データの制約上、パネル・データを利用することができない。そこで、この問題を回避するために、本章では、ショックの乳幼児の健康・栄養に対するインパクトを ATE として検証する。またその分析手法には、“Propensity Score Matching (PSM)”を用いる[2)]。

本章の構成は以下の通りである。第２節では、ショックが家計の経済活動や子供の健康・栄養へ与える影響に関する先行研究をまとめ、本章での検証仮説を導く。第３節では、CSES03/04 のデータを用いて、子供の健康・栄養とショックとの関連性を記述統計により概観し、つづく第４節では、実証分析を行うための理論的枠組みを示す。第５節では、本章で用いる分析手法について解説し、その手法にもとづいて、ショックが子供の健康・栄養に与える影響について実証分析を行い、その結果を検討する。最後に第６節で以上の議論から得られた結果をまとめる。

２．先行研究

本節では、主にショックの健康・栄養への影響と、ヘルス・ショックと家計の経済活動・消費行動との関係を示した先行研究をレビューし、カンボジア農村部における乳幼児の健康・栄養に対するショックの影響についての実証モデ

ルを構築するための仮説を導出する。

人びとの健康･栄養に対するショックの影響を考察した先行研究においては、いくつかの種類のショックが取り上げられている。はじめに、病気のショック（ヘルス・ショック）が人びとの健康・栄養状態に与える影響について考察した研究に、Foster (1994)と Dercon and Krishnan (2000)がある。

Foster (1994)はバングラデシュとフィリピンの農村部からのデータを用いて、（特により貧しい家計において）長期的な病気がその個人の BMI の有意な低下をもたらすことを指摘している。また、ヘルス・ショックが労働供給量を減少させることによる所得変動を通じて、子供のカロリー消費にも影響を与えていることを同時に示している。Dercon and Krishnan (2000)は、エチオピア農村の成人の栄養状態に関するパネル・データを用いて、個人が長期にわたり栄養状態の平準化が可能かどうかを検証し、小規模農家とより貧しい家計においては、ヘルス・ショックに対する完全な栄養の平準化はなされていないとしている[3)]。

ただし、これらのヘルス・ショックに対する健康・栄養状態の影響の分析対象は、成人であり、子供に関しては言及がなされていない。したがって、この点について、子供の場合はどうであるのかを検証する必要があるだろう。

ヘルス・ショックに関して、それが家計の経済活動に影響を与えることも先行研究において指摘されている。Lindelow and Wagstaff (2005)は、中国において、世帯主の（自己評価による健康指標で測った）健康状態の悪化が、医療支出の有意な増大と、家計所得と労働供給の有意な減少をもたらすことを示しており、そのインパクトは貧困家計においてより大きいとしている。Schultz and Tansel (1997)は、西アフリカのコートジボアールとガーナの２ヵ国において、病気により日常生活を送れなかった日数（“days of disability”）で測った、成人の病気（罹病率）が、賃金と労働供給、および所得に対して、どちらの国においてもそれぞれ負の影響を与えていることを示している。また、Wagstaff (2007)は、就労年齢の家計構成員に関する複数のヘルス・ショックの指標を用いて､それらのショックが家計所得の減少と医療費の有意な増大をもたらすと、ベトナムでの２期間のデータを用いた分析により結論づけている。

その Wagstaff (2007)は、就労年齢の家計構成員の病気の深刻さ（入院期間の長さや病気による死亡）が、家計の消費、特に食料消費を有意に減少させることも指摘している。同様に、Gertler and Gruber (2002)は、インドネシアにおいて、世帯主の病気の有無と深刻度による、消費平準化の程度を考察し、軽い病気に対しては、家計は完全な保険が可能であるが、病気が深刻になるに従い、消費を完全に保険すること、つまり消費を平準化することは困難であると

している。

以上のことから、ヘルス・ショックが人びとの健康・栄養状態を有意に低下させる一方で、ヘルス・ショックにより労働供給量や家計所得に変動がもたらされ、さらに、家計消費の平準化も困難にするという悪循環が存在していることが示唆される[4)]。また、多くの先行研究が指摘しているように、ヘルス・ショックの影響は特に貧困家計において深刻である。

本研究の対象国であるカンボジアにおいて、構成員の病気が家計の経済活動に与える影響を考察した研究には、Yagura (2005)がある。彼は、カンボジア農村において、家計は病気に伴う医療費支出を、追加的な収入ではなく、資産（主に土地）の売却により捻出する傾向が強いことを指摘し、家計構成員が病気にかかることが、他のショックである不作になることよりも、大きな経済的ダメージをもたらすとしている。しかし、そのショックが人びとの健康におよぼす影響までは言及されていない。

ヘルス・ショックのみならず、他のショック、特に洪水や干ばつなどの自然災害、病虫害などによる農業生産の落ち込み、失業などの不測のショックも、家計の消費行動に影響を与える（Fafchamps and Lund 2003 ; Kazianga and Udry 2006 ほか）。その消費（特に食料消費）は、人びとの健康・栄養状態の維持（改善）にとって、もっとも重要な要素であることから、ショックによる消費の減少は、家計構成員の健康・栄養状態に大きな影響をもたらす[5)]。特に、子供は成人よりも、それらの変動に対して敏感で、脆弱であるために、その影響は深刻であり、その後の成長にも影響を及ぼすと考えられる。

それらのショックの子供の健康・栄養への影響についても研究がなされており、Foster (1995)は 1988 年に、del Ninno and Lundberg (2005)は 1998 年に、それぞれバングラデシュで起こった大洪水による、子供の健康・栄養状態の変化と、その後の長期的な影響（成長への影響）を考察している。はじめに、Foster (1995)は、大洪水の最中とその後の、6 ～36 ヵ月児の体重変化により子供の成長に対する洪水の影響を、リスクをシェアする手段の一つである信用へのアクセスも考慮したうえで検証している。それより、大洪水直後には、特に土地なしの家計の子供の成長が鈍化していることを示しており、またその成長パターンの変化は、信用市場の不完全性の影響も受けるとしている。子供の身長により成長を測った del Ninno and Lundberg (2005)は、洪水の被害を受けた子供は、受けていない子供よりも低身長である、つまり、栄養状態が悪いことを指摘している。洪水後の成長については、被害を受けた子供の方が、受けなかった子供よりも成長が速いが、完全なキャッチアップはなされていないとしている[6)]。

Hoddinott and Kinsey (2001)は、ジンバブエ農村に居住する 12～60 ヵ月児に焦点をあて、パネル・データを用いた分析により、多くの家計に深刻な食糧不足をもたらした 1994～95 年の干ばつの、身長の伸び（成長）に対する影響を検証した。その結果、干ばつの影響により、特に 12～24 ヵ月児、貧しい家計の子供、および女児が低成長である（成長が遅い）ことを指摘し、また、成長のキャッチアップは限られているため、それらの子供の低成長はその後も継続するとしている。Alderman, Hoddinott and Kinsey (2006)も同様に、ジンバブエ農村での就学年齢前の子供の栄養状態（年齢別身長）に、干ばつが有意に負の影響を与えていることを示し、また、同時に内戦の負の影響も指摘している。

農作物被害の 6 ～60 ヵ月児の（身長で測った）成長への影響を考察した、Yamano, Alderman and Christiaensen (2005)は、エチオピアにおいて、60 ヵ月以下の子供でも、特に 6 ～24 ヵ月児が、ショックに対して脆弱であるという結論を得ている。またその年齢層の子供の成長に対しては、食糧支援（food aid）が正の効果をもつとしている。

ある 1 種類のショックの影響だけでなく、さまざまな経済的ショック（正負どちらのショックも含む）の影響を考察した、Cater and Maluccio (2003)は、南アフリカにおいて、3 歳以下の子供の栄養状態に、マイナスのショックが負の影響をもたらすことを示している [7)]。

子供の健康・栄養状態へのショックの影響を検証したこれらの先行研究より、ショックが子供のそれに影響を与え、また成長を鈍化させる、低成長に陥らせることがわかった。また、家計が直面した予期せぬショックとしては、家計構成員の病気とそれに伴う死亡などのヘルス・ショックに加え、洪水や干ばつ、農業生産の落ち込みなど、異なるタイプのショックが挙げられ、それらのショックが人びとの健康・栄養状態に影響を与えているといえる。

以上の議論を踏まえると実証分析で検証すべき仮説として、カンボジア農村において、

（5-1）病気によるヘルス・ショックが、健康・栄養状態を低下させる、

（5-2）ヘルス・ショックが、家計の経済活動に負の影響を与える、

（5-3）ヘルス・ショックに対して、家計は完全な保険または消費平準化は困難である、

（5-4）子供の健康・栄養に対してショックが負の影響を与える、

（5-5）ショックは子供の成長を鈍化、低成長とさせる、

（5-6）人びとの健康・栄養に対して、異なるタイプのショックが影響を与える、

の６点が挙げられる。本章では、カンボジアにおいて、年齢が０～60ヵ月の農村部に居住する乳幼児の健康・栄養状態に関するデータを用い、これらの実証仮説のうちでも、特に仮説（5-1）と（5-4）の２点を検証すべき仮説とし、次節以降で実証分析を行う[8)]。

３．CSES03/04による子供の健康・栄養とショックの概要

本章の分析には、2003年から2004年にかけてカンボジア全土を対象に実施された、カンボジア社会経済調査（CSES03/04）の家計レベルのデータを用いる。分析対象は、農村部に居住し、調査時点での年齢が０～60ヵ月であった子供と、その子供がいる家計とする。その年齢の子供は、5922人であり、うち男児が3062人、女児が2860人である。

CSES03/04での健康に関する質問項目としては、自身による５段階の健康評価や、障害の有無、過去４週間の病気・ケガの有無とその種類・治療方法などに加え、喫煙やHIV/AIDSに関する質問項目があり、これらの質問は、全家計構成員について聞き取りがなされている。また、調査時点で６歳未満であった子供については、身長と体重の測定を実施しており、そのデータが利用可能である。

そこで、第３・４章と同様に、本章でも、分析対象の子供の健康・栄養状態を測る指標として、測定された身長と体重のデータより算出した「年齢別身長ｚスコア」と「年齢別体重ｚスコア」の２つの指標を用いることとする。

これらの２つの指標を用いて、はじめに、カンボジア農村部に居住する乳幼児の健康・栄養状態を概観する。各指標のｚスコアおよび栄養不良の子供の割合を、年齢ごとに示したのが、表5-1である。年齢別身長ｚスコアの値をみると、カンボジアの農村部に居住し、年齢が60ヵ月以下の子供の平均値は－2.47であり、栄養不良の基準とされるｚスコアの値－２よりも低いことがわかる。また、そのｚスコアが－２以下の子供の割合を示した、栄養不良（成長阻害）の子供の割合は、全体で56.4パーセントにのぼり、農村部においては半数以上の子供が慢性的な栄養不良の状態にあることがわかる。

短期的な栄養不良を測る、年齢別体重ｚスコアの値は、全体の平均値が－2.23と、この値も栄養不良（低体重）の水準であり、低体重の子供の割合は、全体で52.6パーセントにのぼる。これらのことからも、カンボジア全土の農村部における栄養不良の子供が半数以上と多く、乳幼児の栄養不良が深刻な問題であるといえる。

表 5-1　乳幼児の健康・栄養状態（年齢別）

	子供数（人）	年齢別身長		年齢別体重	
		z スコア	成長阻害の割合（%）	z スコア	低体重の割合（%）
全体	5,922	－2.47	56.43	－2.23	52.58
年齢別（月）					
0～11 ヵ月	1,204	－1.65	38.31	－0.94	25.23
12～23 ヵ月	1,041	－2.29	55.37	－2.50	57.50
24～35 ヵ月	843	－2.91	64.71	－2.56	61.00
36～47 ヵ月	1,213	－2.84	63.60	－2.54	58.28
48～60 ヵ月	1,621	－2.68	63.61	－2.60	60.75

出所：CSES03/04 より、筆者作成

注：データの制約上、「年齢別身長」は 5,857 人、「年齢別体重」は 5,848 人（異常値の子供も除く）のデータを用いて計算している（異常値の検定には、スミルノフ・グラブス検定を用いた）

次に、子供と家計が受けたショックについて概観する。本章では、ショックとして、次の３つの指標を用いる。

１．「子供の病気」：子供自身の過去４週間の病気の有無
２．「成人の病気・死亡」：就労年齢（15～64 歳）の構成員の過去４週間の病気の有無、および、その年齢の構成員の過去 12 ヵ月間の病気による死亡の有無
３．「農作物被害」：過去２シーズンの農業生産量の減少の有無

この指標１および２は、ヘルス・ショックを示す指標である。本章では、ショック指標１を「個人レベルのショック」、指標２と指標３を「家計レベルのショック」としてとらえることとする。表 5-2 は、３つのショックのうち、いずれか一つのショックか、複数のショック、またはどのショックも受けなかった分析対象の子供の、それぞれの割合を示している。

一つ以上のショックを受けた子供は、4311 人であり、約 73 パーセントの子

表 5-2　ショックを受けた乳幼児の割合（%）

ショック	ショックなし	子供の病気	成人の病気・死亡	農作物被害	すべて
ショックなし	27.20				
子供の病気		6.75			
成人の病気・死亡		7.28	10.18		
農作物被害		5.79	10.13	26.44	
					6.21

出所：CSES03/04 より、筆者作成

供が何らかのショックを受けたことがわかる。そのうち、（表中で薄い灰色で色づけした）ショックを一つのみ受けた子供は 2569 人（43.4 パーセント）、２つのショックを受けた子供は 1374 人（23.2 パーセント）であり、３種類のショックをすべて受けた子供は 368 人（6.2 パーセント）となっている。

表 5-3 では、そのショックを受けた（または、受けていない）子供の健康・栄養状態を、受けたショックごとに示している。子供自身の病気によるヘルス・ショックを受けた子供は、家計レベルのショックを受けた子供およびショックをまったく受けなかった子供と比べて、年齢別身長と年齢別体重の z スコアの平均値がともに低く、栄養状態が悪いことがわかる。

家計ショックを受けた子供も、ショックを受けなかった子供と比べて、両指標とも z スコアの平均値が低く、その差は急性の栄養不良を測る年齢別体重のほうが大きくなっている。また、家計ショックのなかでも、成人の病気・死亡のショックを受けた子供のほうが、農作物被害を受けた子供よりも z スコアが若干低くなっていることがわかる。

以上のことから、子供の受けたショックでも、個人レベルのショックのほうがその影響は大きく、家計レベルのショックについては、個人ショックほど大きな影響はもたらしていないのではないかと推測される。

表 5-3　乳幼児の健康・栄養状態（ショック別）

ショック	子供数（人）	年齢別身長		年齢別体重	
		z スコア	成長阻害の割合（%）	z スコア	低体重の割合（%）
ショックなし	1611	－2.44	57.40	－2.17	51.57
子供の病気	1542	－2.55	58.84	－2.34	54.38
成人の病気・死亡	1614	－2.46	58.78	－2.25	52.30
農作物被害	2877	－2.45	57.34	－2.23	53.17

出所：CSES03/04 より、筆者作成
注：複数のショックを受けた子供も含む

４．理論的枠組み

ここでは、子供の健康・栄養状態へのショックの影響を考察するための、理論的枠組みを示す。本章では，家計 h が各構成員 $i\,(=1,\ldots,N)$ の健康・栄養状態 H_i と、それに影響を与える消費 C_i から得られる効用、

$$\sum_{i=1}^{N} U_i(H_i, C_i) \tag{5-1}$$

を最大化するものと仮定する（選好は家計内において共通であるとする）。こ

こで、$U_H > 0$、$U_{HH} < 0$、$U_C > 0$、$U_{CC} < 0$とする。

各構成員iの健康・栄養状態は、消費と病気によるヘルス・ショックI_i、および健康の賦存量などを特徴づける各構成員の属性X_iに依存する。

$$H_i = H_i(C_i, I_i, X_i) \tag{5-2}$$

ここで、すべての構成員の消費を合わせた家計消費$C \equiv \sum_{i=1}^{N} C_i$を、次のように定義する。

$$C = Y_a(A, L_a, S, X_h) + \sum_{j=1}^{J} Y_{wj}(L_{wj}) \tag{5-3}$$

家計構成員のうち、就労年齢の成人の構成員（就労者）を特に$j(=1,...,J)$で表記し、$j \in i$とすると、家計消費は、農業所得Y_aと、成人の構成員jの労働供給L_{wj}により得られる賃金所得Y_{wj}を合わせたものとなる。したがって、（5-3）式は家計の予算制約式ととらえられる[9)]。その農業所得は、生産のための物的投資Aと家計全体の農業労働投入$L_a = \sum_{j=1}^{J} L_{aj}$、収穫量の減少をもたらす洪水や干ばつなどの自然災害、または病虫害などの外生的なショックS、および家計の属性X_hにより決定される。

農業以外の賃金所得を決定づける構成員jの労働供給は、（各jに対して一定の）労働可能な総時間Tから、ヘルス・ショックI_jによる時間損失（time loss）Z_jを差し引いたものであると仮定する（レジャーは外生とする）。

$$L_{wj} = T - Z_j(I_j) \tag{5-4}$$

ここで、$Z_I > 0$、$Z_{II} < 0$であり、ヘルス・ショックが労働供給量を減らし、それにより賃金所得が減少することとなり、ひいては家計消費にも影響を与えるといえる。

（5-2）～（5-4）式の制約のもとで、（5-1）式の効用関数を最大化することにより、次のような各構成員の健康・栄養状態H_iの誘導形の決定関数が得られる。

$$H_i = H_i(I_i, I_j, S, X_i, X_h) \tag{5-5}$$

また、各構成員の消費C_iの誘導形の決定関数も、

$$C_i = C_i(I_i, I_j, S, X_i, X_h) \tag{5-6}$$

と表すことができる。

子供の健康・栄養状態に対して、消費、特に食料消費も重要な決定要因であるため、実証分析にあたってその点も考慮する必要がある。そのため、本章では、Rosenzweig and Schultz (1983)に従い、合成関数（hybrid equation）により健康・栄養の決定関数を次のように表す。

$$H_i = H_i(C_i, I_i, I_j, S, X_i, X_h) \qquad (5\text{-}7)$$

これより、各構成員の健康・栄養状態は、消費と、ヘルス・ショック、農業所得に影響する外生的な不作ショック、および、個人と家計の属性により決定される。

ここで、家計のなかでも、幼少の構成員のみに着目すると、その子供の健康・栄養に影響を与えるショックは、自分自身の病気によるショック（I_i）に加え、他の家計構成員の特に成人の構成員（就労者）の病気と病気による死亡のヘルス・ショック（I_j）、および農作物被害のショック（S）が含まれる。

以下では、子供自身の病気を個人レベルのショック、また、成人の構成員の病気および病気による死亡と農作物被害のショックを家計レベルのショックとしてとらえ、それらのショックが子供の健康・栄養状態に与える影響を、実証分析により検証していく。

５．実証分析

5.1　分析手法：Average Treatment Effects と Propensity Score Matching

本章では、個人レベルおよび家計レベルのショックの子供の健康・栄養状態に対するインパクトを、“Average Treatment Effect (ATE)”として検証していく。またその手法として、“Propensity Score Matching (PSM)”を用いる。

本研究のような、複数のトリートメント（ショック）が与えるインパクトに関する研究は、今日の研究において重要視されつつあるが、現時点では、複数のトリートメントでも、それが重複しない（non-overlapping）トリートメントに関してのみ、PSM の枠組みが確立されている。そこで、本節では、はじめに、Rosenbaum and Rubin (1983)が示した２つのトリートメントに対する PSM のアプローチを、複数の重複しないトリートメントのケースに拡張した Imbens (2000)および Lechner (2001)にもとづき、そのフレームワークを示していく。

以下では、上記文献で用いられている「トリートメント」を、本章での検証対象である「ショック」に置き換えて説明する（ただし、重要な仮説や定理については、先行研究の記述にしたがう）。

1）複数のショックに対する Propensity Score Matching の枠組み

はじめに、K+1の異なる、重複しないショックを考え、ショックを受けたことから得られるアウトカム（健康・栄養状態）を、$\{H^0, H^1, ..., H^K\}$とする。ゼロは「ショックなし」を示す。本章では、このK個のショックを、各個人（子供）

の直面するK種類のショックととらえる。

各個人は、どれか一つのショックのみを受けるものと仮定する。したがって、各個人に対して、$\{H^0, H^1, ..., H^K\}$のうち一つのアウトカムのみが観察でき、残りのK個のアウトカムは、観察できない反事実（unobserved counterfactuals）となる。これより、本章での実証分析においては、ショックを一つだけ受けた子供と、どのショックも受けなかった子供のみを分析の対象とすることができる。

ここで、$T \in \{0, 1, ..., K\}$を、あるショックKを受けたことを測る指標とする。ショックKを受けたことによる影響は、他のショック$K' \in \{0, 1, ..., K-1\}$の影響との一対比較（pair-wise comparison）により、あるパラメータとして識別することが可能となる（Lechner 2001）。ショックKのK'と比較したその影響は、Kを受けたことを条件として、ショックKとK'の平均的効果（average effect）を比較することといえる（ただし、ショックを受ける人は母集団Nからランダムに抽出される）。これが、“Average Treatment Effect on the treated (ATT)”であり、

$$ATT = E\left(H^K - H^{K'} \middle| T = K\right) = E\left(H^K \middle| T = K\right) - E\left(H^{K'} \middle| T = K\right) \quad for \quad K, K' \in \{0, 1, ..., K\}, \quad K \neq K' \tag{5-8}$$

と表される。この式の右辺第１項は、本章でいうところの、ショックKを受けた子供のアウトカム（健康・栄養状態）の平均であるので、そのデータが観察できるが、第２項目の$E\left(H^{K'} \middle| T = K\right)$は、観察することができない。

しかし、この第２項目は、ある仮定のもとで、観察可能なデータ$\left(H^{K'}, T = K'\right)$を用いて推定することができる、つまり、ある仮定のもとで、ATTが識別されることが知られている。その仮定は、“Conditional Independence Assumption (CIA、独立性仮定)”と呼ばれる、次のようなものである。

CIA：観察できる変数（特性）の集合（または、共変量集合：covariate set）Xを条件として、トリートメント指標Tと起こりうるアウトカムは独立である；

$$H^0, H^1, ..., H^K \perp T \mid X \tag{5-9}$$

$\perp$は独立を示す記号であり、この仮定は、「Xを条件として、トリートメントTとアウトカムは独立である」ことを意味している。

このCIAが満たされるなら、（5-8）式の右辺第２項は、

$$E\left(H^{K'} \middle| T = K\right) = E\left[E\left(H^{K'} \middle| T = K', X\right) \middle| T = K\right]$$

となり、（5-8）式のATTは、次のように書き換えられる。

$$E\left(H^K - H^{K'} \middle| T = K, X\right) = E\left\{E\left(H^K \middle| T = K, X\right) - E\left[E\left(H^{K'} \middle| T = K', X\right) \middle| T = K\right]\right\} \qquad (5\text{-}10)$$

（ただし、$ATT^{K,K'} \neq -ATT^{K',K}$で、ATT は非対称である。）

ここで、（5-10）式が成立するためには、共変量集合 X がショック K を受けたグループと、K' を受けたグループで同じでなくてはならない。そこで、その共変量集合 X が、同一となるように、ショック K を受けたグループと、K' を受けたグループを選ぶことを、「マッチング（matching）」と呼ぶ。しかし、もし、X の次元が高い（high-dimensional）と、同一の X をシェアする２つのグループを見つけること、つまりマッチングをすることは非常に困難となる。このようなマッチングの問題を解決しうるのが、Propensity Score Matching という手法である。

端的にいうと、PSM は、高次元 X のマッチングを、一次元のマッチングの問題へと縮小する手段であり、“propensity score (PS)”とは、「観察された共変量集合を所与とした、ショックを受ける確率」：

$$p(X) = P(T = 1 | X)$$

と定義される（$T = 1$は、あるショックを受けたことを示す）。この PS について、Rosenbaum and Rubin (1983)は、CIA のもとで、次の定理が成立することを示している。

定理１：Propensity score $p(X)$を所与として、トリートメント指標 T と観察された共変量 X は独立である；　$T \perp X \,|\, p(X)$

つまり、同じ PS の値をもつ観測値は、受けたショックとは独立に、同一の観察できる（および観察できない）共変量の分散をもつといえる。この定理１は、多変量標準共変量（multivariate normal covariates）のケースであるが、これは X の分布に関わらず成立することから、定理１は次の定理２に含まれる一つのケースであるといえる（Rosenbaum and Rubin 1983）。

定理２（BSP）：$b(X)$を X の関数とする。$b(X)$が $p(X)$よりもよい時、つまりある関数 f に対して $p(X) = f\{b(X)\}$のとき、かつそのときのみ、$b(X)$は“balancing score”である；　$T \perp X \,|\, b(X)$

（balancing score の証明については、Rosenbaum and Rubin 1983 を参照。）

また、CIA のもとで、(5-9) 式が成立することより、定理２の“balancing score property (BSP)”を用いて次の定理が導かれる（Lechner 2001）。

定理３：Propensity score を所与として、すべての $T(=0,...,K)$ に対して $E[p(T=K|X)|b(X)]=p[T=K|X]=p^K(X)$、および $0<p^K(X)<1$ ならば、トリートメント T とそのアウトカムは独立である；

$$H^0, H^1, ..., H^K \perp T|b(X)$$

定理３より、あるショック K を受けることと、K' を受けることは、与えられた balancing score（または PS）の値に対してランダムであるといえる（定理３の証明については、Lechner 2001, Appendix A を参照）。

以上のことから、ATT は balancing score（または PS）を用いて、次のように求められる。

$$\begin{aligned} ATT &= E\left(H^K - H^{K'} | T=K\right) \\ &= E\left\{E\left(H^K - H^{K'} | T=K, p(X)\right)\right\} \\ &= E\left\{E\left(H^K | T=K, p(X)\right) - E\left[E\left(H^{K'} | T=K', p(X)\right) | T=K\right]\right\} \\ &= E\left\{E\left(H^K | T=K, b(X)\right) - E\left[E\left(H^{K'} | T=K', b(X)\right) | T=K\right]\right\} \end{aligned} \tag{5-11}$$

2）Matching Estimators の推計方法

Propensity score にもとづいた ATT のマッチング推定量（matching estimators）の推計は、次の手順で行う[10)]。

手順１	ショック K を受ける確率（PS）を推定する（＋BSP の検定）： ・BSP が満たされる　→　手順２へ ・BSP が満たされない 　→　別の特定化（説明変数の組み合わせ）
手順２	同じ（またはもっとも近い）PS をもつ、ショック K' を受けたサンプルの観測値を抽出する
手順３	手順２で抽出されたサンプルと、ショック K を受けたサンプルとのアウトカムの期待値の平均により、ATT を求める

上表の手順に従うと、本章での実証分析でははじめに、個人レベルまたは家計レベルのショックを受ける確率（PS）を推定する。その推計には、ロジット・モデルを用い、BSP の検定も同時に行う。

次に、このロジット推定から得られた、BSP を満たすショックを受ける確率をもとに、ショック K を受けた子供と他のショック K' を受けた子供とをマッチングさせることになる。本章では、そのマッチングの方法として、“Nearest Neighbor Matching”と“Kernel Matching”の方法を用いる[11)]。

Nearest Neighbor Matching (NNM)は、ショックKを受けたグループの子供と、もっとも近い PS をもつ、ショックK'を受けたグループの子供をマッチングさせ、両者を単純に比較する方法である。この方法は、その容易さから先行研究において多く用いられている。

ここで、Tをショック・グループの集合（ショックKを受けたグループ）、Cをコントロール・グループ（ショックK'を受けたグループ、またはショックをまったく受けなかったグループ）とし、それぞれの観察されたアウトカムを、H_i^TとH_g^Cと定義する。また、PS を$P = P(T=1|X)$とし、ショック・グループ内のメンバーiに対するマッチングの相手を$C(P_i)$とする。その相手が、$P_g \in C(P_i)$となるコントロール・グループ内のメンバー$g \in C$であり、相手gは、$Q_i = \{g \in C | P_g \in C(P_i)\}$で示される集合$Q_i$に属している（$Q_i$は singleton set）。すると、NNM は、

$$C(P_i) = \min_g \|P_i - P_g\| \tag{5-12}$$

により定義される。これは、P_iにもっとも近い値P_gをもつコントロール・グループのメンバーが、マッチングの相手として選ばれるということである。

しかし、この NNM の方法では、あるショックKを受けたグループの子供に対しては、そのマッチングの相手が、PS が大きく異なる相手となり、その分マッチングが不十分となる可能性がある。そこで、この問題を解決しうるのが、Kernel Matching である（Becker and Ichino 2002）。

Kernel Matching（KM）は、ショックKを受ける確率にもとづき、ショックKを受けたそれぞれの子供を、ショックK'を受けた子供の加重平均とマッチングさせる方法であり、そのマッチング推定量は次のように定義される。

$$KM^K = \frac{1}{N^T}\sum_{i \in T}\left\{H_i^T - \frac{\sum_{g \in C} H_g^C G\left(\frac{P_g - P_i}{f_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{P_k - P_i}{f_n}\right)}\right\} \tag{5-13}$$

ここで、$G(\cdot)$はカーネル関数を、f_nは bandwidth parameter である。bandwidth とカーネルの標準的な条件のもとで、

$$\frac{\sum_{g \in C} H_g^C G\left(\frac{P_g - P_i}{f_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{P_j - P_i}{f_n}\right)} \tag{5-14}$$

は、反事実のアウトカムH_i^Cの一致推定量となる（Becker and Ichino 2002；Smith and Todd 2005）。

本章では、いずれのマッチングの方法においても common support condition を課し、最大のショック K を受ける確率をもつショック K' を受けた子供よりも、確率が高いショック K を受けた子供、および、最小のショック K を受ける確率をもつショック K' を受けた子供よりも、確率が低いショック K を受けた子供をサンプルから除くこととする。

そして最後に、ショック K の子供の健康・栄養状態へのインパクトを示す、ATT を求める。ATT の推定量の標準誤差は、先行研究にしたがい、ブーツストラップ標準誤差（bootstrap standard error）により得る。この標準誤差を利用する理由は、PMS 推計には複数のステップがあるために、一つのステップから得られる標準的な推定量に比べて PMS 推定量がより大きな分散をもつためである（戸堂 2008）[12)]。

既述のように、現在の複数のショックに対する PSM のフレームワークにおいては、重複するショックは扱うことができない。そこで、本章では、カンボジア農村部に居住する年齢が 0 ～60 ヵ月の子供で、個人レベルのショックまたは、家計レベル・ショックのいずれかひとつのショックを受けた子供と、それらのショックをまったく受けなかった子供のみを分析の対象とする。

本章での検証事項は、下表の 9 通りであり、「行」に示されたショックの子供の健康・栄養状態への影響の、「列」に示されたショックのそれへの影響との比較をすることになる。

ショック	子供の病気	成人の病気・死亡	農作物被害	ショックなし
子供の病気		①	②	③
成人の病気・死亡	④		⑤	⑥
農作物被害	⑦	⑧		⑨

具体的に、①は「成人の病気およびそれに伴う死亡のショックと比較した、子供自身の病気によるショック（個人ショック）の影響の大きさ」、②は「農作物被害のショックと比較した、子供自身の病気によるショックの影響の大きさ」、また、③は「ショックなしと比較した、子供自身の病気によるショックの影響の大きさ」、である。

これらの 9 通りについて ATT の推計を行い、第 2 節で示した実証仮説（5-1）と（5-4）を検証し、カンボジアの農村部に居住する乳幼児の健康・栄養に対するショックの影響を考察する。

5.2　推定結果

子供および家計が受けたショックの、乳幼児の健康・栄養状態への影響を、PSM の手法によりその ATT を推定した結果を示したのが表 5-4 と表 5-5 である。表 5-4 は年齢別身長 z スコア、表 5-5 は年齢別体重 z スコアの推定結果をそれぞれ示している。また、両表において、上段は Nearest Neighbor Matching、下段は Kernel Matching による推定結果を示している。

はじめに、年齢別身長 z スコアで測った子供の長期の栄養状態へのショックの影響を推定した ATT の結果を示した表 5-4 より、マッチングの方法に関わらず、子供自身の病気によるヘルス・ショックを受けた子供が、成人の病気・死亡のショックを受けた子供、およびショックをまったく受けなかった子供と比較して、年齢別身長が有意に低い（栄養状態が悪い）ことがわかる。また、NNM による推定結果は、子供の病気が農作物被害を受けた子供よりも年齢別身長 z スコアが有意に低いこと、ならびに、成人の病気・死亡のショックを受けた子供の方が、自身の病気によるショックを受けた子供よりも z スコアが有意に高い一方で、農作物被害を受けた子供よりは有意に低いということを示している。

一方、成人の病気・死亡のショックのショックなしの子供と比較した ATT、および農作物被害のインパクトを測るどの ATT の推定値も、どちらのマッチングの方法を用いても長期の栄養状態に対して有意な影響はみられない。

表 5-4　年齢別身長 z スコア（ATT の推定結果）

Nearest Neighbor Matching

	子供の病気	成人の病気・死亡	農作物被害	ショックなし
子供の病気		−0.542 (−2.35)**	−0.364 (−1.77)*	−0.359 (−1.80)*
成人の病気・死亡	0.477 (2.04)**		−0.500 (−2.82)***	−0.212 (−1.22)
農作物被害	0.281 (1.22)	−0.068 (−0.36)		0.182 (1.23)

Kernel Matching

	子供の病気	成人の病気・死亡	農作物被害	ショックなし
子供の病気		−0.314 (−1.83)*	−0.180 (−1.25)	−0.244 (−1.70)*
成人の病気・死亡	0.199 (1.18)		−0.078 (−0.64)	−0.078 (−0.63)
農作物被害	0.216 (1.29)	−0.005 (−0.04)		−0.026 (−0.25)

出所：筆者作成

注：括弧内は、ブーツストラップ標準誤差を用いて得られた t 値を示し、*は 10%、**は 5 %、***は 1 %水準で統計的に有意

表 5-5　年齢別体重 z スコア（ATT の推定結果）

Nearest Neighbor Matching

	子供の病気	成人の病気・死亡	農作物被害	ショックなし
子供の病気		−0.550 (−3.05)***	−0.271 (−1.62)	−0.251 (−1.58)
成人の病気・死亡	0.495 (2.45)**		−0.169 (−1.16)	0.079 (0.55)
農作物被害	0.166 (0.89)	−0.150 (−1.06)		0.061 (0.51)

Kernel Matching

	子供の病気	成人の病気・死亡	農作物被害	ショックなし
子供の病気		−0.279 (−2.00)**	−0.219 (−1.76)**	−0.229 (−1.86)*
成人の病気・死亡	0.193 (1.38)		0.043 (0.49)	0.029 (0.31)
農作物被害	0.155 (1.06)	−0.080 (−0.75)		−0.009 (−0.10)

出所：筆者作成

注：括弧内は、ブーツストラップ標準誤差を用いて得られた t 値を示し、*は 10%、**は 5 %、***は 1 %水準で統計的に有意

次に、年齢別体重 z スコアの ATT を推定した結果を示した表 5-5 より、KM を用いた場合には、自身の病気のショックを受けた子供は、他のショックを受けた子供またはショックをまったく受けなかった子供と比較して、年齢別体重 z スコアが有意に低いことがわかる。NNM を用いた場合には、子供の病気ショックと成人の病気・死亡のショックを受けた子供の間に、年齢別体重の有意な差が存在することが示唆される。それ以外のケースについては、受けたショックによる短期の栄養状態の有意な違いはみられない。

以上の推定結果は、子供自身の病気によるヘルス・ショックが、子供の健康・栄養状態に対して、長期的にも短期的にも有意に負の影響を与えていることを示している。これは、第 2 節で示した実証仮説（5-1）および（5-4）の一部（自身のヘルス・ショック）を支持する結果といえる。一方で、成人のヘルス・ショックと農作物被害という家計レベルのショックは、子供の健康・栄養状態を有意に低下させていないと結論づけられる[13)]。

６．おわりに

本章では、乳幼児の健康・栄養に対する、個人レベルのショックおよび家計レベルのショックの影響を、カンボジア社会経済調査（CSES03/04）の農村部に居住する子供・家計のデータにもとづいて検証した。分析結果より、個人レ

ベルのヘルス・ショックが、子供の長期と短期のどちらの健康・栄養状態に対しても、有意に負の影響を与えているという結論が得られた。

このことから、まずは、乳幼児の罹病率を下げるような政策が求められる。乳幼児が自ら行動を起こすとは考えられないため、親や成人の構成員を対象に、カンボジア農村部で多く実施されている、保健衛生や栄養などに関するプログラムをより効率的に実施し、家計が子供の病気を未然に防ぐように促すことも、カンボジア農村での乳幼児の健康・栄養改善にとって重要な政策となるであろう[14)]。また、もし病気になった際には、各家計で症状に応じて最低限必要な対処をできるようにするために、上記プログラムなどにより病気の知識や対処方法を十分に伝えることも重要であろう。

これに加え、農村部でのヘルス・センターや病院の増設と医師や看護師などの医療従事者の育成、貧困家計のヘルス・ケアへのアクセスを改善させるような政策も、カンボジアの子供の不健康と栄養不良の問題解決に貢献するものと考えられる[15)]。

一方、分析結果からは、成人の構成員の病気とそれによる死亡、および農作物被害で測った家計レベルのショックの、その家計の乳幼児の健康・栄養状態への有意な影響は示されていない[16)]。その有意な影響がみられない要因として、家計内において何らかの方法で、または、インフォーマル・リスクシェアリングや資産の売却などを通じて、それらのショックの影響が緩和されている可能性が考えられる[17) 18)]。

本研究の対象であるカンボジア農村においても、主に家計間での所得移転を通じたインフォーマルなリスクシェアリングが観察されている。しかし、矢倉(2008, 第 8 章)は自身のカンボジア農村での聞き取り調査での観察や、記述統計により、リスクシェアリングによるショックへの対応能力を疑問視し、カンボジア農村においては家計間での所得移転によるそれは完全ではないとしている。そのため、この点についてはさらなる検討が必要であろう。

そこで、次章では、本研究の調査村落において頻繁に観察される、親戚や友人間での贈与交換や信用供与によるリスクシェアリングのメカニズム、決定要因について実証分析により検証していく。

最後に、本章の分析に用いた PSM の手法では、ショックの有無によるインパクトは検証できるが、そのショックの程度、深刻度といった点までは考慮しきれない。しかし、当然のことながらショックの深刻度が増すにつれ、その影響は大きくなると考えられるため、他の分析手法を用いた、ショックの程度が健康・栄養に与える影響と、その影響の差の検証などは、今後に残された研究課題である。

注

1）以下、本論文では、症状や種類、その重病度（たとえば、日常生活を送れなかった日数や入院・手術の有無）などに関わらず、なんらかの病気にかかることを「ヘルス・ショック」と定義する。

2）PSM を用いた実証研究には、職業訓練プログラムのインパクトを推定した Heackman, Ichimura and Todd (1997)をはじめ、近年では、Mu and van de Walle (2007)がベトナムにおける農村の道路建設の貧困に対するインパクトを、戸堂(2008)がインドネシアの鋳造産業における日本の ODA による技術援助プログラムのインパクトを、Tong (2008, Ch.5)がカンボジア農村において実施されたマイクロファイナンスのプログラムの借り手の厚生（welfare）に与えるインパクトを評価している。また、同じカンボジアにおいて、Guarcello, Kovrova and Rosati (2007)は、洪水・干ばつ・不作の複数のショックが児童労働に与えるインパクトを、CSEC03/04 の村レベルのデータを用いて検証している。

3）Dercon and Krishnan (2000)は、リスクシェアの程度はジェンダーによっても異なり、女性の病気のリスクはシェアされていないともしている。

4）ヘルス・ショックの消費への影響を、Gertler and Gruber (2002)や Asfaw and von Braun (2004)、De Weerdt and Dercon (2006)らは検証しており、ヘルス・ショックが消費平準化を困難にしていること、また、より深刻な病気については、リスクシェアリング制度による完全な保険は不可能であることをそれぞれ示している。

5）実際、Glewwe (1999)は 1 人あたり消費が、Thomas, Strauss and Henriques (1990)は家計消費が、子供の栄養状態に影響を与えていることをそれぞれ指摘している。また、Behrman and Wolfe (1987)はカロリーで測った消費が影響を与えるとしている。

6）del Ninno and Lundberg (2005)は、支援プログラムが子供の健康・栄養状態の平準化にもたらす効果も考察しており、災害に対して実施される支援プログラムよりも、（洪水前から実施されていた）長期にわたり子供の健康・栄養を改善するためにデザインされたプログラムのほうが、より効果的であるとしている。

7）Cater and Maluccio (2003)は同時に、社会関係資本がそのショックへの対処能力（coping capacity）を拡張しうるかどうかについても検証し、社会関係資本が高い家計ほど、経済的損失に対応する能力が高いという結果を得ている。

8）この 2 点の仮説を検証することは、同時に、仮説（5-3）の消費平準化に関する議論にもつながる。それは、食料消費が人びとの栄養状態を決定づけるもっとも重要な要素であり、家計消費の平準化は、栄養状態を維持（栄養状態の平準化）をもたらすといえるためである。なお、仮説（5-2）と（5-5）および（5-6）は、データ

制約上の問題から検証が困難であるため、本章では分析の対象とはせず、今後の課題とする。

9）本章では、各構成員の消費は、平年の家計所得にもとづいた最適な家計内配分により決定づけられると仮定する。また、平年より家計所得が減少（増加）した際には、その減少分（増加分）は均一に各構成員に振り分けられるものとする。

10）複数のトリートメントの場合の実証分析の方法は、先行研究において具体的に明記されていない。そのため、本章では、Heckman, Ichimura and Todd (1997)やSimth and Todd (2005)、戸堂 (2008)などに示されている、２つのトリートメントの場合の PSM の推計手順に従う。

11）その他のマッチングの方法には、Radius Matching や Stratification Matching が挙げられる（詳しくは、Becker and Ichino 2002; Smith and Todd 2005 を参照）。

12）複数のショックを扱った Guarcello, Kovrova and Rosati (2007)と同様に、実際の推計には、Leuven and Sianesi (2003)による Stata のコマンドである psmatch2 を用いる。なお、PS の推計には、子供の病気は子年齢、子性別ダミー、平均教育、労働者比率、家計消費、貧困州ダミーに加え、調査時期により罹病率に差がみられたため、乾季後半、雨季前半・後半の３つのシーズン・ダミー変数を説明変数として用いた。成人の病気・死亡の PS には家長年齢、家長性別ダミー、平均教育、労働者比率、家計消費、貧困州ダミー、雨季ダミー（成人に関しては、季節による変動が少ないため一つのシーズン・ダミーのみ）を推計に用い、また、農作物被害の PS の推計には家長年齢、家長性別ダミー、平均教育、労働者比率、農地ダミー、家計資産および貧困州ダミーを用いた。これらの変数の定義は、表 A5-1 に示している（PS は ATT を求める９通りのそれぞれの分析対象のデータを用いて推計しており、基本統計量とロジット推定量はそれぞれ異なるため、ここでは示さない）。

13）なお、成人の病気と農作物被害を合わせたものを、まとめて家計ショックとし、その家計ショックの子供の健康・栄養への影響を同様に PSM により推定しても、ATT は家計ショックの有意なインパクトを示さない。

14）本研究の C 村以外の調査村落では、実際に、保健衛生や母子保健、家族計画などに関するヘルス・プログラム（講習会）が、月１回程度実施されている。そのプログラムは、主に Reproductive Health Association of Cambodia (RHAC)によるもの（あるいは RHAC のサポートによるもの）である。

15）実際、本研究の調査村落において、村落からヘルス・センターまでの距離が短く、村落内に私立診療所や（トレーニングを受けた）看護師がいる村落の方が、子供の健康・栄養状態はよりよい傾向にある（表 2-4 および表 3-1 参照）。

16）しかし、本章での分析に用いたショックの種類は限られており、家計レベルのショックとしては、他にも家計構成員の失業や事故のショック、また、より広域な村

表 A5-1　変数の定義

変数名	定義
ショック	
子供の病気	過去４週間に子供自身の病気あり＝１、なし＝０
成人の病気・死亡	過去４週間に就労年齢の成人の病気および それに伴う死亡あり＝１、なし＝０
農作物被害	過去２シーズンに農業生産量の減少あり＝１、なし＝０
子供の属性	
子年齢	子供の年齢（月）
子性別	子供の性別：女児＝１、男児＝０
家計の属性	
家長年齢	世帯主の年齢（年）
家長性別	世帯主が女性＝１、男性＝０
平均教育	家計内の就労年齢の成人の平均教育水準[a]
労働者比率	家計内で就労年齢の成人の家計構成員比率（％）
家計消費	１ヵ月間の１人あたり家計消費額（対数値）
農地	所有農地あり＝１、なし＝０
家計資産	家計の保有資産額（対数値）
地域、シーズン・ダミー	
貧困州	子供が貧困州に居住＝１、それ以外＝０[b]
乾季後半	調査月が２～４月＝１、それ以外＝０
雨季	調査月が５～10 月＝１、それ以外＝０
雨季前半	調査月が５～７月＝１、それ以外＝０
雨季後半	調査月が８～10 月＝１、それ以外＝０

出所：CSES03/04 より、筆者作成

[a] CSES03/04 での回答（0=pre-school, 1=Class one, ..., 12=Class twelve, 13=Secondary school certificate,14=Pre-secondary diploma, 15=Post-secondary diploma, 16=Collage/university undergraduate, 17=Collage/university graduate, 18=Post-graduate）にもとづき、各家計の平均値を算出

[b] World Bank (2006a, pp.37)の Figure3.3 において、州の平均１人あたり消費（リエル/日）が 3,500 リエル以下の州を貧困州（＝１）としている

レベルのショックとしての洪水や干ばつなどの自然災害などのショックも考えられる。これらの多種類のショックを考慮した分析は、今後の課題としたい。

17）ショックに対するリスクシェアリングについて詳しくは、Dercon and Krishnan (2000)、Fafchamps and Lund (2003)、De Weerdt and Dercon (2006)らを参照。また、資産の売却について、Rosenzweig and Wolpin (1993)は、インドにおいて、所得変動の際の消費平準化のために、牛などの家畜（役畜）が購入または売却されていることを示している。

18）本研究の調査村落において、家計が被ったショックに関する詳細な聞き取りを実施した 2007 年 10～11 月のデータを用い、過去３年間に家計構成員が受けた（病気・ケガの）ショックとそれによる死亡に対する医療費と葬儀費の捻出方法を、表 A5-2 に示しておく。表 A5-2 より、医療費のために約半数が資産の売却や信用・贈与を利用しており、また、葬儀費については、ほとんどの家計が贈与を受けていること

がわかる（なお、サンガハについては第７章注４を参照）。

表 A5-2　過去３年間のショックへの対処方法（費用の捻出方法）

ショック	病気・ケガ	家計構成員の死亡
件数	159 件	24 件
平均医療費/葬儀費（リエル）	664,095	2,771,667
費用捻出方法		
家計所得	103 (64.8%)	15 (62.5%)
家計所得（消費縮小を伴う）	35 (22.0%)	8 (33.3%)
資産売却	13 (8.2%)	6 (25.0%)
信用借入	48 (30.2%)	4 (16.7%)
贈与	17 (10.7%)	19 (97.2%)
サンガハ	8 (5.0%)	6 (25.0%)

出所：2007 年農村聞き取り調査より、筆者作成

注：費用捻出方法は、複数回答可

第６章　リスクシェアリングのメカニズム[1)]

１．はじめに

前章において、幼少期の子供の健康・栄養に対して、個人レベルのショック（子供自身のヘルス・ショック）は有意に負の影響を与えるが、家計レベルのショックは有意な影響は与えないという分析結果が得られた。その家計レベルのショックが影響を与えない理由として、それらが家計内でシェアされていること、または、インフォーマルなリスクシェアリングや資金の売却などによりその影響が緩和されている可能性が考えられる。

ショックによる所得の落ち込みや、医療費・葬儀費用による支出の増大を補填することは、特に貧困家計にとっては困難である。そのため、ショックを受けることで貧困家計は慢性的な貧困状態に、低所得家計は一時的な貧困状態に追い込まれる可能性がある。そこで、それらを補う保険や融資などは、貧困の緩和や増加防止に重要な役割を果たすと考えられる。しかし、開発途上国の特に農村部においては、所得変動や予期せぬ支出に対処するための保険市場や信用市場が一般に未発達であり、多くの家計は親戚や友人間での贈与交換や信用供与を通じた所得移転などのインフォーマルなリスクシェアリング（相互扶助行動）に依存している[2)]。

本研究の対象であるカンボジア農村部においては､保険市場は未発達であり、信用市場は金融機関などのフォーマル信用は存在するが、それへのアクセスは一部の家計に限られている。一方で、親戚や友人間での贈与交換や資金の貸借が多く観察されており、それらが相互扶助の役割を果たしていることが示唆される。このようなインフォーマルなリスクシェアリングの存在、およびそれに家計が参加することにより、家計の経済活動や人的資本などへのショックの影響が緩和されうるだろう[3)]。

そこで、本章では、カンボジア農村における家計間での所得移転によるリスクシェアリングに焦点をあて、その決定要因について分析することを目的とする。

その分析のために、Fafchamps (1999)で示された理論モデルを実証的に検証していく。Fafchamps (1999)のモデルは、同様に不完全なコミットメントのもとでのインフォーマルな保険契約モデルを示した Ligon, Thomas and Worrell (2002)や Foster and Rosenzweig (2001)らとは、その理論的枠組みが異なり、また、実証的な検証も行われていない。さらに、本研究では、データ制約上の

問題から、パネル・データを利用することができないことからも、Fafchamps (1999)で示されたモデルにもとづく実証分析により、家計のリスクシェアリングの決定要因を明確にしていく。これにより、今までにそれに関する実証研究がなされていないカンボジア農村において[4]、家計が一時的な貧困状態に陥ることを防止する政策や、貧困削減政策を検討する際に重要な示唆を与えるものと考えられる。

本章の構成は次の通りである。第２節では、インフォーマルなリスクシェアリングに関する先行研究をレビューし、第３節で、調査村落における家計間の贈与交換と信用市場の特徴を、記述統計を用いて概観する。つづく第４節では、所得移転によるリスクシェアリングの決定要因について、理論的枠組みにより、実証モデルを構築するための仮説を導く。第５節では、リスクシェアリングの決定要因について、仮説にもとづいた実証分析を行い、その結果を検討し、第６節で、以上の議論から得られた結果をまとめる。

２．先行研究

リスクシェアリングに関する先行研究において、 Kimball (1988)や Coate and Ravallion (1993)は、互酬的な所得移転を、リスク回避的な家計間の各期の所得増減に応じた所得移転による相互保険契約としてとらえ、繰り返しゲームの枠組みを用いて理論的に説明し、家計間のリスクシェアが完全均衡として達成できることを示した。また、Kocherlakota (1996)と Fafchamps (1999)、Ligon, Thomas and Worrall (2002)らは、完全なリスクシェアリング・モデルや静学的な保険契約を動学的な枠組みに拡張し、より効率的なリスクシェアリングが可能であることを明らかにしている。

このような完全なリスクシェアリング仮説や効率的なリスクシェアリング・モデルは、Townsend (1994)のインド、Udry (1994)のナイジェリア、Grimard (1997)のコートジボワール、黒崎 (2001)のパキスタンなど、途上国のミクロデータを用いた実証的な検証により棄却されている。しかし、彼らは、親戚や友人間での贈与や信用供与による所得移転が、完全ではないながらも、インフォーマルなリスクシェアリングとしての役割をもつことを示している。Fafchamps and Lund (2003)も同様に、フィリピン農村において、親族間での贈与交換や資金貸借が、リスクシェアリングの機能をもつことを指摘している。

Dercon and Krishnan (2000)はエチオピア農村の、Fafchamps and Lund (2003)はフィリピン農村の、そして、De Weerdt and Dercon (2006)はタンザニア農村のデータを用いた研究により、贈与や信用供与による所得移転は、家

計が不作や失業、病気や家計構成員の死亡などの予期せぬショックに直面した際に、特にリスクをシェアする役割を果たしていることを明らかにしている。このことから、リスクシェアリングとしての所得移転は、不測のショックを被った家計ほど、頻繁に行っているものと考えられる。

また、これらのリスクシェアリングとしての所得移転は、実現した家計所得の水準にもとづいて行われているが、より多くの資産を保有している家計ほど、一般に所得水準が高いので、家計の資産水準もリスクシェアリングへの参加に影響を与えているものと予想される。実際、Fafchamps and Gubert (2007)は、フィリピンにおいて、親戚や友人間でのリスクシェアリングのネットワーク形成に、家計の資産水準が正の影響を与えていることを示している。

上述の先行研究は、合理的・利己的な経済主体を前提として相互保険契約の成立を説明しているが、経済主体が所得移転を行う要因としては、利他性や互酬性などの非合理的・非経済的な要素も考えられる。実際、Foster and Rosenzweig (2001)は、利他性を考慮した動学的相互保険モデルを提示し、利他性の正の影響を実証的に示している。

また、今日、既述のように社会的なネットワークや組織、社会規範といった意味の社会関係資本の果たす役割が見直され、社会関係資本が経済活動のみならず、インフォーマルな信用・保険なども含めた取引に与える影響が明らかになりつつある（Schechter 2005；Fafchamps 2006）[5)]。さらに、Cater and Maluccio (2003)は、南アフリカにおいて、社会関係資本をより多く蓄積している家計ほど、ショックに対応する能力が高いことを指摘している。

本論文の第３章での分析結果より、カンボジア農村に存在する社会関係資本が、子供の人的資本形成に正の影響を与えていることが示されたが、さらにその社会関係資本と所得移転によるリスクシェアリングとの関連性を考察することで、人的資本に対する正の影響だけでなく、家計が一時的な貧困に陥ることを回避する際に、社会関係資本が果たす役割についての情報も得られるものと期待される。

３．調査村落での贈与交換と信用市場

本章の分析には、贈与交換や信用市場の利用に関する詳細な聞き取りを実施した、2005 年のカンボジア農村での調査で得られた独自のデータを用いる。第２章２節で述べた通り、2005 年９月の調査ではコンポンスプー州の２村落のみで聞き取り調査を実施した。調査対象となった家計は、各村落の住民台帳からランダムに抽出された、92 世帯である。

調査村落の概要については、繰り返して述べることはしないが、2005年に調査対象となった標本家計の概要を、表 A6-1 に示している[6)]。特筆すべき事項として、表 A6-1 と第2章の表 2-4 を比較すると、家計所得が 2005 年調査時の方が両村落において少なく、貧困家計比率は高いことがわかる。これは、2004年のこの地域における雨季の降雨量が平年と比べ極端に少なく、干ばつが発生したため、主要産物であるコメの収穫量が落ち込んだ結果、農業所得が平年よりも低くなっているためと考えられる[7)]。

3.1 贈与交換

調査村落において、家計間の贈与交換は頻繁に観察された。調査時から過去1年間の家計の贈与交換をまとめた表 6-1 より、贈与の取引件数をみると、標本家計の（他の家計からの）贈与の受取りは全 193 件で、標本家計から（他家計に）送られた贈与は全 158 件であり、家族・親戚間での取引がその多くを占めている。これを世帯数でみると、贈与の受取り家計が全標本 92 世帯のうち 86 世帯、送り家計が 83 世帯であり、そのなかでも受取り・送りの両方を行った家計は 77 世帯であった。まったく取引に参加していないのは、1世帯のみである。この事実からも、カンボジアの調査村落において、贈与交換が活発に行われていることがわかる。

表 6-1 より、贈与交換は、家族・親戚間で行われている場合と、友人・隣人間で行われている場合とがあるが、前者が全体の8割程度を占めている。その家族・親戚間の取引は、友人・隣人間での取引と比較すると、金銭を媒介とし

表 6-1　調査村落における贈与交換（過去1年間）

贈与交換	受取り（193 件）		送り（158 件）	
	家族・親戚	友人・隣人	家族・親戚	友人・隣人
件数	159	34	120	38
平均額（リエル[a]）	51,567	12,743	69,767	26,149
媒介物				
金銭	108	4	66	14
食品	82	30	84	30
その他	19	2	2	1
目的				
日常生活の支援	25	1	2	0
緊急時の支援	12	0	5	0
家族の絆	93	11	84	11
友情	9	23	12	27
その他（祭りなど）	30	2	23	3

出所：2005 年農村聞き取り調査より、筆者作成
注：媒介物および目的は複数回答可
[a] 4,000 リエル＝1ドル

た取引の方が、食料などの物品を媒介とした取引よりも多くなっている。また、取引額も友人・隣人間のものと比べると高くなっており、これは、特に緊急時の支援などの高額の贈与が含まれているためである。

贈与交換に参加する目的については、家族・親戚間では家族の絆を示すための贈与が最も多くみられ、友人・隣人間の贈与交換においては、友情を示すためという目的が多くみられた。このことから、調査村落における贈与交換が、リスク回避の手段であるだけでなく、家族の繋がりや隣人間との関係を良好に保つための手段としての役割も果たしていることがうかがわれる。しかし、日常生活や緊急時の支援など、リスクシェアリングを目的とした贈与交換も行われており、その多くは金銭を媒介としている。

3.2 信用市場

2005年の調査において、信用市場については過去5年間の取引を聞いており、その概要を示したのが表6-2である。信用市場を利用した標本家計は全92世帯のうち79世帯（85.9%）にのぼり、各家計は、所得の落ち込みに直面した際の消費、医療費や葬儀費用などの予期せぬ支出を補うため、また農業投資などのために、信用市場からの資金調達を行っている。家計がアクセスできる信用市場は、インフォーマル部門およびフォーマル部門とに分けられるが、各金融機関は貸与条件などに違いがあるため、リスク回避における役割も異なる。

インフォーマル金融には、金貸し・商人に加え、家族・親戚と友人・隣人などからの貸付も含まれる。一方、フォーマル金融には、銀行や小規模金融機関、およびNGOが含まれる。調査村落の位置するコンポンスプー州内には、アク

表6-2 調査村落における信用市場での取引（過去5年間の借入）

	借入		期間設定	利子		担保[a]
貸付者	件数	平均額（リエル）	あり（%）	あり（%）	利子率（%/月）	あり（%）
インフォーマル						
家族・親戚	68	342,302	64.7	2.9	10.0	0.0
友人・隣人	20	207,750	60.0	40.0	13.1	0.0
金貸し・商人	18	214,417	66.7	50.0	20.4	0.0
フォーマル						
アクレダ銀行	12	420,833	100.0	100.0	3.0	100.0
プラサック	30	665,000	100.0	100.0	3.0	100.0
NGO	2	124,000	100.0	100.0	2.5	0.0

出所：2005年農村聞き取り調査より、筆者作成

注：借入の平均額は、借入ありの場合の平均額を、利子率は利子ありの場合の平均利子率をそれぞれ示す

[a] 担保は、土地または家である

レダ銀行（The Association of Cambodia Local Economic Development Agencies：ACLEDA[8)]）と、小規模金融機関であるプラサック（Programme de Rehabilitation et d'Appui au Secteur Agricole du Cambodge：PRASAC）の支店、および NGO の事務所があり、これらの機関へのアクセスは比較的容易であるといえる。

インフォーマル金融の貸付は、フォーマル金融の貸付と比較して手続きが簡易で、借入が容易であるため、調査村落においてその取引が頻繁に観察されている。表 6-2 に示されているように、インフォーマル貸付では、返済期間が明示的に定まっていない貸付が約 4 割を占め、利子もない貸付の方が多く、また担保も必要とされない。このようなインフォーマル取引のうち、家族や友人間での取引は特に頻繁に観察され、家族・親戚からの借入（信用市場での取引全体の約 45%）に友人・隣人からの借入も合わせると、全体の 59%に達する。

一方、フォーマル機関からの借入には明確な返済期間および利子率が定められており、土地または家が担保として必要となる（NGO からの借入以外は）。そのため、担保を保有し期限通りに返済が可能である一部の家計のみに、融資が制限されることになる。

このような特徴の違いから、各金融機関からの資金の借入にはいくつかの違いがみられる。はじめに、表 6-2 に示されている 1 件あたりの平均借入額について、各金融機関を比較すると、プラサックとアクレダ銀行からの借入額が高く、それに家族・親戚からの借入額が続き、金貸し・商人と友人・隣人および NGO からの借入額は小さいことがわかる。このことから、より多くの資金を必要とする場合には、銀行や小規模金融機関などから借入を行うが、小額の場合には、主にインフォーマル金融から借入を行う傾向があるといえる。

また、各金融機関からの資金の借入目的にも違いがみられる。表 6-3 より、フォーマル金融からの借入資金が、主に農業・事業への投資目的であるのに対し、インフォーマル金融からの借入は、主に非生産的な消費を目的として行われていることがわかる。これは、フォーマル機関が家計の融資返済能力も考慮したうえで、投資目的（特に農業投資目的）の借り手を対象とした貸付を行っているのに対し、インフォーマル貸付は相互扶助的な精神にもとづいているためであると考えられる[9)]。

家族・親戚や友人・隣人間での取引において、家計は借入のみならず、資金の貸付も行っている。過去 5 年間に信用市場を利用した家計 79 世帯のうち、55 世帯が家族や友人に対する貸し付けを実施していた。そのうち、22 世帯は借入・貸付の両方を行っていた。また、家族や友人からの借入のみの利用は 26 世帯、貸付のみの利用は 6 世帯である。家族や友人への資金の貸付についての

表 6-4 から、貸付においても借入と同様に、担保や利子を要求せず、返済期間も定まっていないものが多いことがわかる。

表 6-3　信用の借入目的

貸付者	投資				消費		その他
	農業/事業	家畜	住宅	教育	食費	医療	
インフォーマル							
家族・親戚	15	2	7	3	17	16	12
友人・隣人	5	1	1	1	8	4	1
金貸し・商人	9	1	1	0	4	2	1
フォーマル							
アクレダ銀行	7	0	1	1	2	0	2
プラサック	17	2	3	4	11	1	2
NGO	1	0	0	0	0	0	1

出所：2005 年農村聞き取り調査より、筆者作成
注：目的は複数回答可

表 6-4　調査村落における信用市場での取引（過去５年間の貸付）

借入者	貸付		期間設定	利子		担保
	件数	平均額（リエル）	あり（%）	あり（%）	利子率（%/月）	
家族・親戚	30	464,667	70.0	6.7	8.0	なし
友人・隣人	13	151,154	61.5	30.8	9.4	なし
その他	2	400,000	0.0	0.0	なし	なし

出所：2005 年農村聞き取り調査より、筆者作成
注：貸付の平均額は、貸付ありの場合の平均額を、利子率は利子ありの場合の平均利子率をそれぞれ示す

3.3　贈与交換と信用市場での取引への参加

最後に、標本家計の物的固定資産の所得水準ごとに、過去１年間の贈与交換への参加率および信用市場での取引への参加率を考察する。本章では、リスクシェアリングとしての贈与と信用市場での取引に注目するために、過去１年間の贈与交換のうちで、特に日常生活や緊急時の支援を目的とした贈与（金銭と物品による取引をともに含む）、および、家族の絆・友情を示すことを目的として金銭を媒介とした贈与に分析の対象を限定する[10]。また、信用市場での資金貸借についても、消費または医療費や葬儀費用などの予期せぬ支出が目的の貸借のみを対象に分析を行う。

その贈与交換と信用市場での取引への過去１年間の参加率と、家計の物的固定資産水準との関係を示したのが表 6-5 である。これによると、調査村落において、資産保有水準が高い家計ほど贈与交換への参加率が低く、資産水準が低い家計の方が贈与交換をより積極的に行っている傾向があることがわかる。こ

れは、多くの資産を保有する家計ほど、所得変動のリスクに対して自己保険が可能であるためと考えられる。

一方、信用市場での家族や友人間での資金貸借に関しては、保有資産の水準が比較的低い家計だけでなく、最も高い家計も積極的に参加していることがわかる。しかし、その他の信用市場での取引については、保有資産水準の低い家計の方が資金借入を行う頻度が高い傾向がある。

ここで、家計が外部にどれでだけの資金を依存しているかを明らかにするために、「外部に依存した金額」を贈与受取り額と信用借入額の合計から、贈与送り額と信用貸付額の合計を差し引いた金額であるとし、この値が正の場合を「外部依存家計」と定義する。表 6-5 に示した外部依存家計の比率からわかるように、低資産水準の家計と比べ、高資産水準の家計の方が外部依存家計の比率が低い。このことは、後者から前者に、贈与供与や信用供与が行われている可能性を示唆している。

表 6-5　物的固定資産水準別の贈与・信用市場での取引への参加率（過去 1 年間、%）

層	固定資産（リエル）	贈与	信用市場			外部依存家計の比率 [a]
			家族・友人	金貸し・商人	フォーマル	
[1]	30,000,001～	40.0	60.0	0.0	0.0	50.0
[2]	20,000,001～30,000,000	52.9	29.4	0.0	17.6	66.7
[3]	15,000,001～20,000,000	58.3	25.0	0.0	16.7	71.4
[4]	10,000,001～15,000,000	58.3	33.3	4.2	12.5	73.7
[5]	5,000,001～10,000,000	78.9	52.6	0.0	15.8	83.3
[6]	～ 5,000,000	80.0	40.0	26.7	20.0	100.0

出所：2005 年農村聞き取り調査より、筆者作成

[a] 贈与・信用市場での取引への参加家計のうち、外部に依存した金額［(贈与受取り額プラス信用借入額)－(贈与送り額プラス信用供与額)］が正の場合を外部依存家計として計算

４．理論的枠組み

本節では、家計のリスクシェアリングへの参加決定要因について、Fafchamps (1999)にもとづいた理論的枠組みを示し、そこから実証モデルを構築するための仮説を導出する。

家計間の所得移転によるリスクシェアリングは履行強制が困難ではあるが、契約・取引が長期間にわたり行われる場合（または、家計がそう考えている場合）には成立可能である（Kimball 1988；Coate and Ravallion 1993）。カンボジアの調査村落では、人や家計の他地域への移動が少なく、何世代も前から同じ村に住み、相続した土地を所有・耕作している家計がほとんどである。こ

のような長期的な家計間の関係が存在する村落においては、所得移転によるインフォーマルなリスクシェアリングは、履行を強制するような規則がなくとも成立しうるであろう[11)]。

Fafchamps (1999)は、家計間の長期的な関係を考慮に入れ、繰り返しリスクシェアリング・ゲームを用いて、所得移転のいくつかの形態に対する参加制約を期待効用の概念により示し、その成立しやすさを比較している。ここでの参加制約は、家計がリスクシェアリングに参加し続けることから得られる期待効用が、逸脱することから得られる期待効用を下回らないことである。家計$h(=1,...,M)$の移転所得π_h^sは、状態$s \in S$に依存して決まる不確実な所得Y_h^sから消費C_h^sを差し引いた、$\pi_h^s = Y_h^s - C_h^s$であり、各家計の消費から得られる効用を$U_h(C_h^s)$と表す。家計はリスク回避的かリスク中立的であると仮定すると、リスクシェアリングを行うことにより家計の期待効用は増加するものと考えられる。

また、もし家計がリスクシェアリングから逸脱した場合には、その家計に何らかの社会的制裁（今後のリスクシェアリングへの参加を一切許さないなどの制裁）$W_h \geq 0$が課されるものとする。本章では、この制裁の程度を、家計の社会関係資本がもたらす効用の大きさととらえ、逸脱することで、これまでに蓄積してきた社会関係資本がすべて損なわれると考える。

以下では、Fafchamps (1999)にもとづき、所得移転が現在の状態sのみに依存し、過去の移転には依存しないケースと、所得移転が過去の移転にも依存するケースの、それぞれの参加制約を示し、所得移転によるリスクシェアリングの成立しやすさを比較する[12)]。

はじめに、所得移転の形態として贈与交換のみが可能なケースを考える。贈与による所得移転は現在の状態sのみに依存し、過去の移転には依存しないものと仮定する[13)]。すると、ある状態sに依存して決まる家計hの消費C_h^sは、

$$C_h^s = Y_h^s - \pi_h^s$$

と表される。ここで、移転所得π_h^sに関して、もし家計が贈与を受取った場合にはπ_h^sの値は負（すなわち、右辺第２項の$-\pi_h^s$が正）であり、贈与を他の家計に送った場合にはπ_h^sは正の値となる。また、すべてのsに対して、$\Sigma_{h \in M} \pi_h^s = 0$である。

すると、贈与交換が現在の状態のみに依存する場合のリスクシェアリングへの参加制約は、次のように表される（$\delta \in (0,1)$は、リスクシェアリング契約を行う家計の間で共通の割引率）。

$$U_h(Y_h^{s'}) - U_h(Y_h^{s'} - \pi_h^{s'}) \leq \frac{\delta}{1-\delta} EU_h(Y_h^s - \pi_h^s) - \frac{\delta}{1-\delta} EU_h(Y_h^s) + W_h \qquad (6\text{-}1)$$

（6-1）式の左辺は家計のリスクシェアリングから逸脱することで得られる短

期の利得、右辺は参加し続けることから得られる長期の割引期待利得である。この（6-1）式は、社会関係資本を多く蓄積している家計（W_hの値が大きい）ほど、参加制約が満たされやすく、リスクシェアリングに参加する可能性が高いことを示している。

次に、所得移転が過去の移転にも依存するケースを考える。このケースでは、所得移転の手段として、贈与とローンの２形態が可能であるとする。ここでのローンは、担保を必要としないだけでなく、返済期間を事前に明確には定めず、借り手・貸し手の状況に応じて返済時期が変化するなどの特徴をもつ。すなわち返済のリスケジュールが可能で、返済に履行強制力のないローンである。本章では、このようなローンを総称して「インフォーマル信用」と呼ぶこととする[14)]。

このケースでは、t期での移転所得$\pi^s_{h,t}$が贈与τ_hとインフォーマル信用l_hの２要素からなり、さらに前期から受け継いだ所得（たとえば、前期に家計iが行ったローンに対する返済や返済の受取りなど、過去での取引により生じる所得）$d_{h,t}$が存在するとし、この$d_{h,t}$を通じて、贈与またはインフォーマル信用によるリスクシェアリングは過去の取引の影響を受けることになる。このケースでの、家計hのt期での消費は、

$$C^s_{h,t} = Y^s_{h,t} - \pi^s_{h,t} + d_{h,t}$$

となる。ここで、家計が他の家計から資金の借入をする場合の、移転所得は、$\pi^s_{h,t} = \tau_h(Y^s_{h,t}, d_t) - l_h(Y^s_{h,t}, d_t) - d_{h,t}$、家計が他家計へ資金の貸付をする場合の移転所得は、$\pi^s_{h,t} = \tau_h(Y^s_{h,t}, d_t) + l_h(Y^s_{h,t}, d_t) + d_{h,t}$でそれぞれ与えられる。移転所得はこのように$d_{h,t} = -(1+r)l_h(Y^s_{t-1}, d_{t-1})$を通じて、過去の取引の影響を受ける（$r$は利子率を示し、すべての$t$に対して$\Sigma_{h\in M} d_{h,t} = 0$）。

所得移転の手段として、贈与とインフォーマル信用の２形態が可能であるこのケースでの家計のリスクシェアリングへの参加制約は、次のように表わされる。

$$U_h(Y^{s'}_h) - U_i(C^{s'}_h) \le \sum_{t=1}^{\infty} \delta^t EU_h(C^s_{h,t}) - \frac{\delta}{1-\delta} EU_h(Y^s_h) + W_h \qquad (6\text{-}2)$$

リスクシェアリングとしての所得移転が、贈与しか可能でない場合の参加制約（6-1）式と、贈与とインフォーマル信用の両方が可能で、しかも過去におけるインフォーマル信用による取引にも依存する場合の参加制約（6-2）式を比較すると、後者の方が、制約は少なく、より参加制約が満たされやすいといえる。これは、前期から引き継いだ所得$d_{h,t}$の存在により、今期にリスクシェアリングに参加することから得られる効用（左辺第２項）とリスクシェアリングに参加

し続けることから得られる長期の割引期待効用（右辺第１項）が、（6-1）式よりも（6-2）式のほうが大きくなるためである。したがって、インフォーマル信用による所得移転が可能な場合には、不可能な場合と比べて、贈与またはインフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加がより促されるということが示唆される。

さらに、リスクシェアリングの手段として、贈与とインフォーマル信用に加え、返済に対して強制力があるローンも利用可能な場合を考える。ここでは、返済に履行強制力をともなうローンを総称して「フォーマル信用」と呼ぶこととする[15]。フォーマル信用によるローンは、返済期間が固定され、担保も要求され、返済に対して強制力があることを特徴とする。契約通りにローン返済を履行させるような強制力として、契約違反に対するペナルティー $P_h > 0$ を仮定すると、このケースでのリスクシェアリングへの参加制約は、

$$U_h(Y_h^{s'}) - U_h(C_h^{s'}) \leq \sum_{t=1}^{\infty} \delta^t EU_h(C_{h,t}^s) - \frac{\delta}{1-\delta} EU_h(Y_h^s) + P_h + W_h \qquad (6\text{-}3)$$

と書き換えられる。これより、ペナルティーの存在は、（6-1）・（6-2）式と比較して、その参加制約をより満たしやすくしていることがわかり、返済に対する履行強制力をともなうフォーマル信用による融資が利用できる場合は、利用できない場合と比べて、リスクシェアリング（贈与またはインフォーマル信用またはフォーマル信用）への参加を促すといえる。

第２節で示したように先行研究は、家計間のリスクシェアリングに関して、家計が直面したショックと家計の資産水準が影響を与えていることを示している（ショックについては、Dercon and Krishnan 2000 と Fafchamps and Lund 2003、De Weerdt and Dercon 2006、資産については、Fafchamps and Gubert 2007）。そのショックと資産水準の影響について、（6-1）式の参加制約を用いて考察すると、（W_h が一定のもとで）次のことが示唆される。

各家計のリスク回避度が一定であると仮定すると、まず今期における予期せぬ所得低下（ショック）の発生は、家計がリスクシェアリングに参加することから得られる効用の増加をもたらす。これは、（6-1）式左辺の第２項の値が大きくなり、参加制約がより満たされやすくなるためである。次に、将来の所得変動などのリスクについては、同じ仮定のもとで、リスクの上昇は家計がリスクシェアリングに参加することからの割引期待効用（右辺の第１項）の値を大きくするため、参加制約は満たしやすくなる。以上より、ショックを被った家計や、多くのリスクに直面している家計ほど、リスクシェアリングに参加する傾向が強いといえる。

次に、家計の資産水準について、リスク回避度との関係をみると次のことが

わかる。“DARA（decreasing absolute risk aversion）”の仮定より、より多くの資産を保有している家計は、リスク回避度が低いものと考えられる。これより、同じリスクのもとで、家計のリスク回避度の低下は、リスクシェアリングに参加することから得られる割引期待効用（（6-1）式の右辺第１項）に変化はもたらさないが、リスクシェアリングに参加せずに自己保険をする場合に得られる期待効用（（6-1）式の右辺第２項）の増加をもたらす。つまり、リスク回避度が低いほど参加制約が成立しにくい。したがって、資産をより多く保有している家計は、リスクシェアリングに参加するインセンティブが低いと考えられる。

これらのショックとリスク、および資産水準に関する議論は、W_hおよびP_hが一定のもとで、（6-2）式および（6-3）式の参加制約を用いても同様のことがいえる.

以上の議論および理論的枠組みを踏まえると、家計の所得移転によるリスクシェアリングへの参加に関して、カンボジア農村における実証分析で検証すべき仮説として、次の５点が挙げられる[16)]。

（6-1）インフォーマル信用を利用できることが、贈与またはインフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加を促す、

（6-2）フォーマル信用を利用できることが、贈与またはインフォーマル信用またはフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加を促す、

（6-3）社会関係資本が高い家計ほど、リスクシェアリングへ参加する、

（6-4）予期せぬショックを被った家計、所得変動のリスクの高い家計ほど、リスクシェアリングへ参加する、

（6-5）自己保険が可能で相互扶助の必要がない高資産水準の家計ほど、リスクシェアリングに参加しない。

これらすべてを実証すべき仮説として、次節では、カンボジア農村からのデータを用いて実証分析を行う。

５．実証分析

5.1　実証モデル

ここでは、家計間の所得移転によるリスクシェアリングへの参加について、前節で示した仮説を検証するための実証モデルを示す。既述のように、過去１年間の贈与交換と信用市場での取引のうち、特に日常生活や緊急時の支援を目的とした贈与、および、家族の絆・友情を示すことを目的として金銭を媒介とした贈与と、消費・支出目的での信用市場での取引のみを用いて分析を行う。

前節で示した実証仮説を検証するために、家計のリスクシェアリングへの参加決定関数を次のように定式化する。はじめに、実証仮説（6-1）を検証するために、所得移転の手段として贈与またはインフォーマル信用が可能な場合を考え、

$$\pi^1_{h,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot l^1_{h,t-1} + \alpha_2 \cdot SC_h + \alpha_3 \cdot s_h + \alpha_4 \cdot F_h + \alpha_5 \cdot X_h + \alpha_6 \cdot V_h + \varepsilon \qquad (6\text{-}4)$$

と定式化する。また、仮説（6-2）の検証のための、贈与またはインフォーマル信用またはフォーマル信用が可能な場合のリスクシェアリングへの参加決定関数は、次のように表せる[17)]。

$$\pi^2_{h,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot l^1_{h,t-1} + \beta_2 \cdot l^2_{h,t-1} + \beta_3 \cdot SC_h + \beta_4 \cdot s_h + \beta_5 \cdot F_h + \beta_6 \cdot Z_h + \beta_7 \cdot V_h + e \qquad (6\text{-}5)$$

その他の実証仮説（6-3）～（6-5）は、（6-4）式および（6-5）式の両式により検証していく[18)]。

ここで、被説明変数である $\pi^1_{h,t}$ と $\pi^2_{h,t}$ はそれぞれ、

$$\pi^1_{h,t} \begin{cases} =1 \quad if \quad t\text{期に家計}h\text{が贈与またはインフォーマル信用に参加} \\ =0 \quad if \quad t\text{期に家計}h\text{が贈与またはインフォーマル信用に不参加} \end{cases}$$

$$\pi^2_{h,t} \begin{cases} =1 \quad if \quad t\text{期に家計}h\text{が贈与またはインフォーマル信用またはフォーマル信用に参加} \\ =0 \quad if \quad t\text{期に家計}h\text{が贈与またはインフォーマル信用またはフォーマル信用に不参加} \end{cases}$$

と定義され、1または0のどちらかの値をとる2値変数である。(6-4)式と(6-5)式の推計は、それぞれ別々にプロビット・モデルにより行う。説明変数の、SC_h は家計の社会関係資本、s_h は家計が被ったショックと将来の所得変動リスクの大きさ、F_h は家計の物的固定資産、X_h は家計の属性、V_h は家計が居住する村落ダミーをそれぞれ示している。

また、家計のインフォーマル信用の利用可能性、およびフォーマル信用の利用可能性について、家計がインフォーマル信用およびフォーマル信用を潜在的に利用可能かどうかは明確ではないため、過去における実際の利用をもって、家計がインフォーマル信用・フォーマル信用を利用可能であるかどうかを示すこととする。したがって、$l^1_{h,t-1}$ は過去におけるインフォーマル信用による取引の有無で、実証仮説（6-1）の検証に、$l^2_{h,t-1}$ は過去におけるフォーマル信用による取引の有無で、実証仮説（6-2）の検証にそれぞれ用いる[19)]。α_0～α_6 と β_0～β_7 はパラメーターを、ε と e は撹乱項をそれぞれ示す。実際に推計に用いた変数の定義と基本統計量は、表6-6に示している。

ここで、（6-4）式のケースの、贈与またはインフォーマル信用によるリスクシェアリングは、第4節で示した理論的枠組みにおいて、家計がフォーマル信用を利用不可能であるという制約のもとに成り立っている。そこで、（6-4）式の推計には、フォーマル信用が利用不可能（$l^2_{h,t-1}=0$）な74家計のみを対象とする。

第４節で示した実証仮説（6-3）を検証するために、第３章と同様に、社会関係資本を「コミュニティー（村落）内の個人間の結合関係（社会的ネットワーク）と、そのネットワークから生じる互酬関係および信頼の規範」と定義し、説明変数の一つである「社会関係資本 *SC*」として、次のような２つの指標を用いる[20]。

第１の指標「グループ活動」は、家計の居住する村落内（またはコミュニティー内）での活動（農業グループや裁縫などの訓練グループ、および集会所やパゴダ、道路の補修など）への参加件数であり、家計の構造的社会関係資本を測る指標である。

第２の指標は、次の認知的社会関係資本に関する３つの質問について家計がどの程度であると考えているのかを問い、その回答にもとづいた主成分分析により得られる。

Ｑ１：もし水の供給などの問題が起こった場合に、どのくらいの住民が問題解決に協力すると考えるか　［(ほぼ)全員＝１～誰も協力しない＝５］

Ｑ２：もしある家計に（病気や構成員の死などの）予期せぬ出来事が起こった場合に、どのくらいの住民がその家計を手助けすると考えるか
［(ほぼ)全員＝１～誰も手助けしない＝５］

Ｑ３：全般的に、住民のコミュニティー・村落内での活動などに対する協力・参加の姿勢はどのようであると考えるか
［非常に高い＝１～非常に低い＝５］

第１主成分の因子負荷量は、それぞれＱ１＝0.632、Ｑ２＝0.787、Ｑ３＝0.660 となっているため、すべての問題に対する解答を用いて、第１主成分のスコアを求めることとする（第１主成分の寄与度は 0.485）。

上記の３つの質問は、村落レベルの社会関係資本を示すものであるため（World Bank 2003）、はじめに、第１主成分のスコアの村落ごとの平均値を計算し、これを「村落レベルの社会関係資本」と定義する。その上で、各家計の第１主成分のスコアの村落の平均値からの乖離を、「家計レベルの社会関係資本」の指標とし、「家計 *SC*」と称する。ここで、各質問の回答の数値が低いほうが社会関係資本は高いととらえると、この指標「家計 *SC*」は、社会関係資本の低さを表す指標となる。したがって、この指標のパラメーターが負であれば仮説（6-3）と整合的となる[21]。

実証仮説（6-4）の検証には、実際に生じたショックとしての農業生産の大部分を占める米の生産を行う雨季の農作物への被害の大きさ（「農作物被害」）

を、また、所得のなかでも年によって変動のある所得を「危険所得」とし、それが家計所得全体に占める割合を、将来の所得変動リスクの指標とする[22)]。そして、実証仮説（6-5）は、家計が所有する「家計資産」水準と「農地面積」により検証する。

その他の家計の属性に関する変数には、世帯主の年齢（「家長年齢」）および家計内の「労働力」を用いる。これらの変数に「村落」ダミーを含め、（6-4）式および（6-5）式で示したリスクシェアリングへの参加決定関数を推計する。

前節の理論的枠組みから得られる仮説の検証には、以上の分析で十分であるが、被説明変数である２形態のリスクシェアリングへの参加には、贈与の受取りと送り、家族や友人間での資金借入と貸付という、資金の流れが正反対の取

表 6-6　変数の定義と基本統計量

変数名	定義	平均	標準偏
リスクシェアリング[a]			
贈与・インフォーマル	贈与交換またはインフォーマル信用による取引に参加＝１、参加なし＝０	0.772	
全形態	贈与交換またはインフォーマル信用またはフォーマル信用による取引に参加＝１、参加なし＝０	0.815	
贈与受取り	家計の贈与受取額（対数値）	5.484	5.488
贈与送り	家計の贈与送り額（対数値）	3.914	5.083
インフォーマル借入	家計のインフォーマル信用借入額（対数値）	4.748	6.008
インフォーマル貸付	家計のインフォーマル信用貸付額（対数値）	1.147	3.527
フォーマル借入	家計のフォーマル信用借入額（対数値）	2.156	4.768
過去における信用取引[b]			
インフォーマル	過去におけるインフォーマル信用による取引に参加＝１、不参加＝０	0.457	
フォーマル	過去におけるフォーマル信用による取引に参加＝１、参加なし＝０	0.196	
家計の属性			
社会関係資本			
グループ活動	コミュニティー内のグループ、活動への参加件数	3.033	3.011
家計 *SC*	家計レベルの社会関係資本（本文参照）	0.000	0.918
農作物被害[c]	家計の 2004 年雨季の農作物被害（％）	58.402	23.537
危険所得	危険所得（農業所得）の家計所得に占める割合（％）	5.431	19.361
家計資産	家計の保有物的固定資産（対数値）	16.187	0.825
農地面積	家計の農地所有面積（100m²）	110.983	163.086
家長年齢	世帯主の年齢（歳）	45.913	13.692
労働力	家計内で就業中の家計構成員比率（％）	54.744	21.031
A 村落	（村落ダミー）A 村落＝１、B 村落＝０	0.500	

出所：2005 年農村聞き取り調査より、筆者作成

[a] リスクシェアリングは過去１年間の取引

[b] 過去における信用取引は、過去５年間の信用市場での取引から今期（調査時から過去１年間）の取引を除いたもの

[c] 平年比の収量被害を示し、耕作地が複数ある場合にはその加重平均

引への参加を区別なく含んでいる。しかし、「贈与の受取りと信用借入」、「贈与供与と信用供与」という異なる資金の流れに対しては、決定要因の影響も異なると考えられ、これらを区別して考察する必要もあるだろう[23)]。

そこで、この点を考慮するために、全家計がインフォーマルおよびフォーマル信用が利用可能である（$l^1_{h,t-1}=1$および$l^2_{h,t-1}=1$）と仮定した上で、贈与受取り／送り、インフォーマル信用借入／貸付、フォーマル借入のそれぞれの金額の決定要因を検証する。これにより、所得移転による資金について、特に実証仮説（6-4）と（6-5）がどちらの資金の流れに対して支持されうるかについて検証が可能となる。

本章では、家計への資金の流入を、「贈与受取り」と「インフォーマル信用の借入」および「フォーマル信用の借入」の３ケースに分ける。また、家計からの資金の流出を、「贈与送り」と「インフォーマル信用（家族や友人間）の貸付」の２ケースとする。そのうえで、それぞれのケースについて、（6-5）式の推計の際と同じ説明変数を用いて、トービット・モデルにより推計する。

5.2　推定結果

（6-4）・（6-5）式の家計のリスクシェアリングへの参加決定関数を、それぞれプロビット・モデルにより推定した結果を、表 6-7 に示している。

第１列は、（6-4）式、すなわち贈与またはインフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加決定関数を推定した結果である。「インフォーマル」の係数がゼロと有意に異なることから、過去のインフォーマル信用による資金貸借の存在が、贈与またはインフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加を促しているといえる。これは実証仮説（6-1）と整合的である。

次の第２列は、（6-5）式を推定した結果を示している。これは、リスクシェアリングとして、贈与またはインフォーマル信用またはフォーマル信用が可能である場合である。「フォーマル」の係数が正でゼロと有意に異なることは、過去におけるフォーマル信用による取引の存在が、贈与またはインフォーマル信用またはフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加を促していることを意味しており、実証仮説（6-2）を支持する結果となっている。また、過去におけるインフォーマル信用の取引経験も、この形態でのリスクシェアリングに正の影響を与えていることがわかる。

（6-4）式および（6-5）式の推定結果より、社会関係資本のうち家計 *SC* の係数は有意ではない一方、コミュニティー・村落内での活動への参加件数（「グループ活動」）は正で有意な影響を与えており、構造的社会関係資本が高い家計ほど、リスクシェアリングに積極的に参加していることが示唆される。これ

は、実証仮説（6-3）を支持する結果である。また、物的固定資本を多く保有している家計ほど、リスクシェアリングへの参加が消極的であることがわかり、実証仮説（6-5）と整合的となっている。

一方、家計のショックを示す農作物被害の係数および、家計の所得変動のリスクを示す危険所得の係数は、どちらの推定結果においても有意とはなっておらず、実証仮説（6-4）は支持されないことを示している。その理由として、被説明変数の「リスクシェアリング」には、贈与の受取りと送り、家族や友人間の資金借入と貸付という、資金の流れが正反対のケースが区別なく含まれているため、ショックやリスクの影響が相殺されている可能性があるものと考えられる。

表 6-7　リスクシェアリングへの参加決定関数の推定結果
（プロビット・モデル）

被説明変数	贈与・インフォーマル			全形態		
説明変数	係数	z 値	Marginal effect	係数	z 値	Marginal effect
切片	11.242 *	1.87		10.399 *	1.87	
インフォーマル	1.945 ***	3.57	0.179	1.951 ***	3.62	0.126
フォーマル				1.203 **	1.99	0.035
グループ活動	0.382 ***	2.68	0.027	0.367 **	2.52	0.019
家計 *SC*	−0.536	−1.38	−0.038	−0.412	−1.29	−0.021
農作物被害	−0.008	−0.69	−0.001	0.0005	0.05	0.000
危険所得	0.127	1.14	0.009	0.104	0.91	0.005
家計資産	−0.747 *	−1.95	−0.053	−0.660 *	−1.86	−0.033
農地面積	0.0003	0.26	0.000	−0.0002	−0.14	−0.000
家長年齢	−0.015	−0.64	−0.001	−0.032	−1.44	−0.002
労働力	0.021	1.49	0.001	0.016	1.26	0.001
A 村落	−0.252	−0.45	−0.018	0.160	0.32	0.008
対数尤度	−21.123			−26.579		
LR 統計量	37.52 ***			34.90 ***		
擬似決定係数	0.470			0.396		
標本数	74			92		

出所：筆者作成
注：*は 10%、**は 5 %、***は 1 %水準で統計的に有意

上記の点を考慮するため、次に、贈与交換とインフォーマル信用貸借、およびフォーマル信用借入のそれぞれの取引、それぞれの資金の流れに対する決定関数を、トービット・モデルにより推定する。その推定結果を示したのが、表 6-8 である。

はじめに、贈与の受取りおよび送り額を推定した結果を、第 1 ・ 2 列に示している。これより、贈与受取り額に対して、農作物被害の係数が有意に正であ

ることから、家計にとって、贈与の受取りがリスクをシェアする役割をもつといえる。また、（構造的な）社会関係資本が高い家計ほど、より多くの金額の贈与交換を行っていることがわかる。

家計資産水準に関しては、その係数が贈与受取り額には負に、贈与送り額には正に、それぞれ有意となっていることから、自己保険が可能な家計資産水準の高い家計は、贈与を受取ることは少ないが、それらの家計が他家計へ贈与供与を行っていることが示唆される。これは、表 6-5（特に「外部依存家計の割合」）で示された関係と整合的な結果といえる。

ここで、贈与送り額に対して危険所得の割合が正に有意となっている。これは、農業所得が家計所得の多くを占めることが、所得変動のリスクが大きいということを示している一方で、この指標が実際に実現した農業所得にもとづいて算出されているため、農作物の被害が小さく（または被害がなく）、収穫量が平年並みまたはそれに近い量となった家計が、被害の大きかった家計に対して贈与供与をしている可能性があるためと考えられる。

家計の属性に関しては、家計の労働者比率が贈与受取り額に正の影響を与えている。これは、労働者が多いほど家計所得が多くなるものと考えられる一方で、もしそのすべての労働者が農業に従事している場合には、不作などによる家計所得の落ち込みに対応しきれず、より消費等のための資金への需要が高まるためと考えられる[24]。また、世帯主の年齢が上がるほど、贈与を送る額が少なくなる傾向がみられるが、これは世帯主の年齢が上がるにつれて経済活動の規模が縮小するため、所得をより自己家計の消費支出にむける必要性が生じるためであると解釈できる。

次に、表 6-8 第３・４列は、インフォーマル信用の貸借金額の推定結果を示している。第３列のインフォーマル信用の借入額の推定結果より、過去におけるインフォーマル信用の取引の存在が、借入額を有意に増加させていることがわかる。また、第４列のインフォーマル信用の貸付額の推定結果より、農地所有面積が広い家計ほどその額を増やし、家長の年齢があがるにつれて、貸付額を縮小していることがわかる。

ここで、インフォーマル信用による取引に対しては、家計の社会関係資本は有意な影響を与えていない。これは、インフォーマル信用による資金貸借は、返済期間が明確でないにしても、将来的にはその資金を返済する（返済される）義務があるため、家計がより合理的・利己的な動機から資金の貸借を行っている可能性があるためと考えられる。

最後に、フォーマル信用の借入額を推定した結果が、第５列に示されている。これより、過去のフォーマル信用の取引の存在が、フォーマル信用の借入額を

表 6-8　贈与交換・信用貸借額の決定関数の推定結果（トービット・モデル）

被説明変数	贈与						インフォーマル信用						フォーマル信用		
	受取り額			送り額			借入額			貸付額			借入額		
説明変数	係数		t 値	係数		t 値	係数		t 値	係数		t 値	係数		t 値
切片	42.804	*	1.90	−52.544	*	−1.69	−0.882		−0.03	−156.064		−1.57	131.192	**	2.00
インフォーマル	0.666		0.34	−0.316		−0.13	13.640	***	4.57	12.823		1.52	−2.600		−0.51
フォーマル	3.422		1.41	1.370		0.46	0.441		0.13	[a]			11.818	**	2.10
グループ活動	0.936	***	2.85	1.261	***	3.27	−0.373		−0.78	−0.823		−0.59	−0.684		−0.67
家計 *SC*	−0.609		−0.48	−1.030		−0.66	1.035		0.59	−8.580		−1.41	3.952		1.40
農作物被害	0.102	**	2.20	0.023		0.42	−0.017		−0.26	0.028		0.16	0.164		1.44
危険所得	−0.055		−0.80	0.147	**	2.04	−0.119		−1.15	−34.110		−0.20	−0.324	*	−1.89
家計資産	−3.285	**	−2.43	3.347	*	1.78	0.204		0.11	8.846		1.49	−9.417	**	−2.36
農地面積	−0.017		−0.98	−0.012		−0.78	−0.270		−1.39	0.031	**	2.01	−0.061		−1.09
家長年齢	−0.002		−0.02	−0.285	**	−2.77	−0.103		−0.98	−0.653	**	−2.00	−0.091		−0.41
労働力	0.104	**	2.03	0.098		1.60	−0.010		−0.15	0.232		1.40	−0.102		−0.72
A 村落	−2.129		−0.96	−1.538		−0.58	−0.043		−0.01	−8.420		−01.12	22.695	***	2.85
対数尤度	−194.663			−156.42			−162.645			−46.720			−81.258		
LR 統計量	28.15	***		27.06	***		33.14	***		25.88	***		30.72	***	
擬似決定係数	0.067			0.080			0.093			0.217			0.159		
標本数	92			92			92			92			92		

出所：筆者作成

注：*は 10%、**は５％、***は１％水準で統計的に有意

[a] この推定において、フォーマルの値が１のどの家計もインフォーマル貸付額がゼロであり、フォーマルを含めた推定ではその t 値が推定されないため、フォーマルの変数を除いて推定をしている

増加させる一方で、危険所得の割合および家計資産水準が高い家計ほど、フォーマル信用への需要が低いといえ、それらの家計は外部資金に頼ることなく、自己保険が可能であることが示唆される。

以上の推定結果より､過去におけるインフォーマル信用による取引の存在が、贈与またはインフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加に有意に正の影響を与え、また、過去におけるフォーマル信用による取引の存在が、贈与またはインフォーマル信用またはフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加に有意に正の影響を与えているという結果が得られた。このことから、カンボジア農村において、そうした信用制度が利用可能であることが、所得移転によるリスクシェアリングを成立しやすくしていることが示された[25)]。

また、社会関係資本の高い家計は、リスクシェアリングに積極的に参加し、より多くの贈与交換をしているが、自己保険が可能な高資産水準の家計は、リスクシェアリングへの参加に消極的であることがわかった。しかし、高資産水準の家計ほど、贈与受取りと信用借入の額は小さい一方で、贈与と信用供与の額が大きいことから、その家計が相互扶助的な精神にもとづいて、他の家計へ贈与や信用取引を通じて資金を供与している可能性が示唆される。さらに、農作物被害の大きい家計ほどより多くの贈与を受取っていることから、家計にとって、贈与がリスクをシェアする役割をもつといえる。

６．おわりに

本章では、家計のリスク回避行動としてのリスクシェアリングへの参加決定要因について、カンボジア農村のデータにもとづいて検証した。その結果、カンボジア農村において、過去におけるインフォーマル信用およびフォーマル信用による取引の経験と、家計の社会関係資本、および家計の保有資産水準が、家計のリスクシェアリングへの参加に対して強い影響を与えているという結論が得られた。

また、農作物の被害で測ったショックが、贈与の受取り額に正に有意な影響を与えていることから、カンボジア農村における家計間での贈与供与が、リスクを緩和する役割を果たしていることが示唆される。この結果は、前章で家計レベルのショックが子供の健康・栄養に有意なインパクトを与えていないことを説明する一つの理由となりうるだろう[26)]。

これまでに、家計のリスクシェアリングへの参加決定要因に関する研究・分析がほとんど行われてこなかったカンボジアにおいて、リスクシェアリングへの参加が、過去の信用市場での取引や社会関係資本と関連することを実証的に

示したという点で、本研究は意義があるものといえる。

本章では、家計の（特に構造的）社会関係資本が高い家計ほど、リスクシェアリングへ積極的に参加していることが示され、またリスクシェアリングとしての贈与交換に正の影響を与えていることも示された。この結果より、住民間の協調・信頼関係を高め、社会関係資本をより多く蓄積させるような組織は、家計間でのリスクシェアリングを通じて予期せぬ所得の低下により生ずる貧困を緩和することに貢献するものと考えられる。したがって、貧困削減に向けた施策をする際には、住民間の情報交換や社会的交流の場などを設けることにより、共同体内の相互扶助機能を推進することも視野に入れる必要があるだろう。

また、本章の分析結果は、家計資産の保有水準が高い家計、つまり自己保険が可能な家計ほど、リスクシェアリングへの参加が不活発であり、かつ贈与の受取りと信用借入が少ない一方で、贈与の送り額は有意に多く、また農地所有面積が広い家計のインフォーマル信用の貸付額も有意に多いことを示している。このことは、資産水準が高い家計から他の家計、資産水準の低い家計へ、贈与とインフォーマル信用により資金の供与がなされている可能性があることを示唆している。

このような所得・資産階層間の資金移動の可能性について実際の状況を検証していくことは、貧困削減を目的として、調査村落を含むカンボジア各地で実施されているマイクロファイナンスのプログラムに重要な含意をもたらすであろう。なぜなら、中・高資産保有者（高所得者）から低所得者へと贈与や融資が実施されている環境では、所得変動のリスクが高く借入資金の返済能力が低いと考えられる最貧困層をターゲットとはせず、より返済能力の高い中・高所得者へ融資したとしても、中・高所得者から贈与や融資を通じて、低所得者・最貧困層へ資金が流れる可能性があるからである。つまり、中・高所得者に融資することにより、マイクロファイナンスの実施機関の貸し渋りの減少や持続可能性といった問題が解決されるとともに、間接的に低所得者・最貧困層への資金の流入を促し、貧困緩和に対して持続的な貢献をもたらすことが期待される。

しかし、本章の分析では、各家計が贈与交換および資金貸借を行った相手の資産や所得水準までは明らかではなく、このような浸透効果が期待できるかどうかという問題については十分に議論することができない。中・高所得者をターゲットとした融資の有効性については今後の研究課題としたい。

注

1）本章は、三輪（2008b)および三輪（2009)をベースに、加筆・修正したものである。

2）本章では、家計の他者に依存して行うリスク回避行動を「リスクシェアリング」と称し、そのなかで、家族・親戚や友人・隣人間での贈与交換や信用貸借によるリスク回避行動を「相互扶助行動」とする。相互扶助行動以外のリスクシェアリングの手段としては、金貸しや商人、フォーマル金融機関からの資金の借入が挙げられる。

3）ただし、既述のように矢倉（2008, 第８章)は、カンボジア農村で観察されるインフォーマルなリスクシェアリング制度は完全ではないとしている。

4）CDRI (2007, Ch.4)には、カンボジア農村における家計が受けたショックへの対処方法がまとめられているが、厳密な実証分析は行われていない。

5）本章では、データの制約上、社会関係資本のみに焦点をあて、利他性を考慮した分析は今後の課題とする。

6）表 A6-1。

表 A6-1　標本家計の概要（調査年：2005 年）

	コンポンスプー州	
村落	A 村	B 村
標本家計数	46	46
標本農家家計数	46	43
世帯員数(人)	4.50	4.98
家族労働者数(人)	2.33	2.50
世帯主の年齢（歳）	48.56	43.37
農地所有面積(m²)	15,132	7,557
家計所得(リエル/年)	1,626,669	1,825,978
農業所得比率(%)	46.69	43.54
非農業所得比率(%)	30.64	31.10
送金比率（%）	22.61	19.20
１人あたり家計所得(リエル/年)	427,960	456,271
貧困ライン以下の家計（%）	82.61	82.61

出所：2005 年農村聞き取り調査より、筆者作成

注：標本家計数の値以外は，各集落の平均値を示す（ただし、
　　は農地保有家計のみの平均値）

7）なお 2005 年の気象条件は平年並みであり、また前年の災害の農地などへの影響はほとんどみられなかった。

8）アクレダ銀行は、2003 年 12 月に商業銀行となったが、それまでは貧困層向けの小規模融資を中心に行っていた金融機関である。

9）特にプラサックは、農業投資目的の借入に対して積極的に融資を行っており、同機関の全ローンのうち 65%が農業セクターに向けられている（2004 年現在）。

10）ここで、本章ではその他の贈与（家族の絆・友情を示すために物品を媒介とした贈与、および祭りなどの目的の贈与）は分析の対象としない。これは、支援の際には金銭による贈与を行う傾向がみられたためである。

11）矢倉（2005)は、カンボジア農村において、家計が被ったショック（主に構成員の重い病気やケガ）に対処するための、村レベルのインフォーマルなリスクシェアリング制度の存在を明らかにしている。同様の制度は、本研究の調査村落においても存在している。

12）なお本章では、いくつかの点で Fafchamps（1999)とは異なる仮定や用語表記を用いる。

13）Fafchamps (1999)も言及しているように、現在の贈与の程度が過去の贈与に依存しない（贈与が記憶に残らない）という仮定は、あまり現実的ではないだろう。

14）Fafchamps (1999)は、返済に履行強制力のないローンを贈与（移転）とあわせて「準信用（quasi-credit）」によるリスクシェアリングと称し、さらに、返済に履行強制力をともなわないローンをリスケジュール可能または不可能により分類している。一般に履行強制力がないにもかかわらずリスケジュール不可能なローンには、金貸しや商人からのローンが考えられる。しかし、本研究の調査地村落においては、その数が限られており、実際には借り手の状況に応じて返済期間も変更される傾向がみられる。そこで、本章では、返済に強制力がない親戚や友人間での資金貸借と金貸し・商人からのローンをまとめて、「インフォーマル信用」と称し、一般にリスケジュールは可能なものとする。

15）本章での「フォーマル信用」は、Fafchamps (1999)がいうところの、返済を履行させる外部的な強制力をともなう信用（formal credit）にあたる。ここで、フォーマル信用機関もリスクシェアを行う１家計であるとみなすことにより、本章のような分類や解釈が可能である。

16）本章では、家計間での長期にわたるリスクシェアリングが社会関係資本の形成・蓄積には影響しないという前提のもとで、仮説（6-3）を示している。しかし、リスクシェアリングが社会関係資本の保有水準を高める可能性は十分に考えられるため、今後の課題として、この可能性も考慮した分析も行う必要があるといえる。

17）（6-4）式および（6-5）式は、贈与またはインフォーマル信用、またはフォーマル信用によるリスクシェアリングへの参加決定関数を示しており、このような定式化においては、贈与交換への参加が促されるのか、インフォーマル信用による取引への参加が促されるのか、あるいはフォーマル信用による取引への参加が促されるのかを明確に区別して示すことはできない。

18）所得移転として贈与交換のみが可能である場合については、被説明変数を、

$$\tau_{h,t} \begin{cases} =1 & if \quad t\text{期に家計 } h\text{が贈与交換に参加} \\ =0 & if \quad t\text{期に家計 } h\text{が贈与交換に不参加} \end{cases}$$

の２値変数として、信用を利用できない 38 家計のみを用いてプロビット・モデルにより推計すればよい。その推定結果は、仮説（6-3）～（6-5）について、（6-4）式および（6-5）式のそれと同様であった。したがって、（6-4）・（6-5）式による検証で十分であると考えられるため、本章では、所得移転として贈与交換のみが可能である場合の推定結果は示さない。

19）このアプローチには内生性バイアスの問題が生じている可能性がある。しかし、データの制約上、内生性バイアスをコントロールすることは困難であるため、この点については今後の課題とする。

20）第３章の、同じコンポンスプー州の２村落での 2006 年の調査データを用いた研究において、本章と同様の社会関係資本の指標を用いているが、本章では、構造的社会関係資本指標、および認知的社会関係資本を得るために主成分分析に用いる３つの質問について、第３章とは異なる質問を用いる。これは、調査年により調査票に若干の変更を加えているため、社会関係資本の質問項目が 2005 年と 2006 年の調査では異なり、同一の質問項目がないためである。

21）社会関係資本に関しては、注 16 で述べたような理由に加え、グループ活動に積極的に参加する外交的・社交的な家計が、所得移転にも積極的に参加している可能性がある。このような内生性バイアスを明示的にコントロールすることは、データの制約上の問題から困難であるため、この点を考慮した分析は残された課題である。

22）家計が被る可能性のあるショックには、農作物被害以外にも、家計構成員の病気・ケガや死亡、失業などが挙げられるが、本章では、農作物被害の大きさの影響のみに焦点をあてる。その他のショックの影響については今後の課題とする。また、危険所得の割合には内生性の問題が生じている可能性がある。そこで世帯主の性別と、家長が生業または副業として農業以外に(も)就労している場合は１をとる、家長の職業ダミー変数を操作変数として内生性の検定を行い、危険所得は外生変数であるという結論を得ている。

23）注 17 で述べた通り、本章の理論的枠組みで示されているリスクシェアリングへの参加に対しては、どの形態での参加が促されるのか、またどちらの資金の流れへの参加が促されるのかを、明確に区別することはできない。したがって、以降の贈与交換と信用貸借の金額を用いた分析は、必ずしもその理論的枠組みに沿ったものではないことに留意が必要である。

24）ただし、全労働者の職業は本章での分析において明確ではないため、労働者の職業別による贈与への影響については今後の課題とする。

25）Fafchamps (1999)では、その理由までは明らかにされていないが、インフォーマ

ル信用ならびにフォーマル信用の利用が可能なことで、リスクシェアリングの手段が増え、家計がより好ましい手段を選択することが可能となるために、リスクシェアリングへ参加しやすくなることも一因であると考えられる。

26）なお、実際にリスクシェアリングが子供の健康・栄養に与える効果は、本章の分析だけでは明確にできないため、この点については今後の研究課題とする。

第７章　結 論

１．分析結果の要約

今日の開発において、貧困の削減や持続的開発・発展の観点から、人びとの健康や教育といった人的資本の果たす役割が注目されており、人的資源開発が開発目標において重要な位置を占めている。カンボジアでは、その人的資本の度合いが、東南アジア諸国のなかでも低い水準にあり、また世界において同程度の経済水準の国と比較しても低水準にある。また、ここ数年は高い経済成長率を記録しているものの、所得水準は依然として低く、貧困問題の解決が国家の最優先課題となっている。

このような現状にあるカンボジアにおいて、本論文では、人的資本の研究のなかでも、特に「子供の健康・栄養」に関わる研究に焦点をあて、貧困家計が多く居住する農村部を対象に、カンボジア農村における子供の健康・栄養改善や貧困削減政策に必要な新知見を示すことを目的に、実証的な分析を行った。

本論文の第３章と第４章、および第６章での分析には、カンボジアのコンポンスプー州とタケオ州に位置する４村落での、独自の家計調査から得られたデータを用いたが、これらの実証分析から得られた知見は大筋でカンボジア農村全体の状況を示していると考えられる。その理由は、第１に、カンボジアの農村の大部分は、稲作中心の天水農業に依存する低地稲作地帯であり、調査村落はその典型的な例であるという点である。第２に、本論文で見出された、調査村落に居住する子供の健康・栄養や教育、およびリスクシェアリングを規定する根本的な問題、つまり子供の不健康と栄養不良、初等教育への入学遅延、保険市場と信用市場の未発達などの問題は、カンボジア農村にほぼ共通しているという点も挙げられる。

以下では、主に第３章から第６章での実証分析により得られた結果をまとめる。なお、本論文の分析に用いた子供の健康・栄養を測る指標は、「年齢別身長ｚスコア」および「年齢別体重ｚスコア」の２指標である。

はじめに、第３章では、子供の健康・栄養状態の決定要因として、親の教育と家計の社会関係資本に特に焦点をあて、その影響を検証した。開発途上国における子供の健康・栄養への、親の教育の影響については、多くの先行研究において示されているが、母親・父親のどちらの教育がより強い影響を与えているかについては、結論が分かれており、国や地域によって異なると考えられる。カンボジアでは、NIPH and NIS (2006)や World Bank (2006a)などで、母親の

教育と子供の健康状態のみがクローズアップされ、記述統計によりその関係が示めされているなど、母親ほうがより大きな影響を与えているとの考えが一般的であろう。

しかし、この点について、本論文の第３章での分析結果からは、カンボジア農村においては、父親の教育の方が有意な影響を与えているという結論が得られている。これは同じカンボジアでも、親の教育水準が子供の健康状態に及ぼす効果は、地域によって差異があることを示している[1)]。

社会関係資本については、これまでに成人の健康に対する影響を検証した実証研究のみが存在していたが、第３章において、社会関係資本と子供の健康との関係を考察したことで、カンボジア農村において、家計の社会関係資本が子供の健康・栄養に正の影響を与えていることが示された。このことから、社会関係資本のより多くの蓄積は、成人のみならず子供の健康改善にも貢献し、将来の持続的な経済成長や発展に対しても大きな役割を果たしうることが示唆される。

その子供の健康・栄養状態と、同じ人的資本である（子供自身の）教育との関係を検証した、第４章での分析結果は、初等教育への就学に対して、カンボジア農村において、子供の健康・栄養状態が強い影響を与えているということを示している。これは、先行研究と整合的な結果である。一方、入学遅延（入学時期）に対しては、子供の健康の有意な影響はみられず、これまでの先行研究とは異なる結論が得られている。

以上の第３章および第４章の分析から、本研究の４つの調査村落において、子供の健康・栄養状態と教育に、それぞれの村落間で有意な差があることも同時に示され、子供の居住する村落の特性も、人的資本に大きな影響を与えているといえる。

次に、第５章では、年齢が０～60ヵ月の子供（乳幼児）に焦点をあて、カンボジア全土を対象に実施されたカンボジア社会経済調査（CSES03/04）の農村部に居住する家計のデータを用いて、乳幼児の健康・栄養状態を左右する要因の一つである不測のショックの、それを受けたことによるインパクトを考察した。本論文で考慮したショックは、子供自身が病気にかかることのヘルス・ショック（個人レベルのショック）と、（家計レベルのショックとしての）就労年齢の構成員のヘルス・ショック（とそれに伴う死亡）と農作物被害のショックの３種類のショックである。また、それらのショックの子供の健康・栄養に対するインパクトは、分析手法に Propensity Score Matching を用いて、Average Treatment Effect (on treated)として検証した。

その結果、カンボジア農村における乳幼児の健康・栄養状態に、子供自身が

受けたヘルス・ショック（個人レベルのショック）が有意に負の影響を与えていることが示された。その一方で、家計レベルのショックが、子供の健康・栄養状態を有意に悪化させるという結論は得られなかった。

この家計レベルのショックが、乳幼児の健康・栄養に有意な影響を与えていない理由として、そのショックの影響が家計内でシェアされている、または、インフォーマルなリスクシェリングなどによりその影響が緩和されている可能性が考えられる。これを受けて、つづく第６章では、カンボジア農村で多く観察されている、主に家計間での贈与交換や信用貸借を手段とした所得移転によるリスクシェアリングに焦点をあて、その決定要因をカンボジア農村で収集した調査データを用いて分析した。

その結果、カンボジア農村において、過去におけるインフォーマル信用およびフォーマル信用による取引の経験（言い換えると、それらの信用制度を家計が利用可能であること）と、家計の社会関係資本、および家計の保有資産水準が、家計のリスクシェアリングへの参加に対して強い影響を与えているという結論が得られた。これらはすべて、Fafchamps (1999)にもとづいた理論的枠組みから得られる実証仮説を支持する結果である。

また、農作物被害のショックが贈与受取り額に正に有意な影響を与えていることから、家計間での贈与供与が、ショックの影響を緩和する役割を果たしていることが示唆される。このことは、第５章で家計レベルのショックが子供の健康・栄養に有意な影響を与えていないことを説明する理由の一つになるものと考えられる。

以上が、本論文の実証分析から得られた主な結論である。これらの子供の健康・栄養の決定要因や、健康と教育との関連性、およびリスクシェアリングの決定要因に関する、カンボジア農村を対象とした実証研究は、これまでに知られていない。したがって、それらを実証的に示したという点で、本研究は意義のあるものといえ、また、カンボジア農村において人的資本や貧困削減に関する政策を検討する際の基礎的情報として重要な意味をもつといえる。

２．政策的含意

ここでは、上記で示した本論文の実証分析の結果から得られる、カンボジア農村での子供の健康・栄養の改善と貧困削減に向けた施策を中心に述べる（その他の政策的な含意については、各章最終節を参照）。

第３章および第４章での分析より、カンボジア農村において、人びとの健康と教育が、密接にかつ相互に関連していることがわかる。それは、親の教育が、

その子供の健康・栄養を決定づける重要な要因であることに加え、その子供の健康状態が子供自身の教育（特に就学）に対して正の影響を与えていることからである。このような関係は、【健康・栄養改善 → 教育の向上 →（次世代の子供の）健康・栄養改善】、という好循環が形成され、人的資本のより多くの蓄積と、貧困家計が貧困の罠から抜け出すことで、貧困の緩和がもたらされる可能性があることを示唆している。

このように健康と教育は、互いにとって重要な要素であることから、保健分野と教育分野の関係をより強化し、それを利用するような政策が求められる。現在、カンボジアでは学校給食プログラム（school feeding program）や微量栄養素（micro-nutrients）の提供、および学校での保健衛生教育などがすでに実施されている。また、親（成人）に対しても、保健衛生や栄養、母子保健などに関するヘルス・プログラムが、各地で実施されている。そして、それらのプログラムがカンボジアの子供の栄養状態の改善に、ある程度の成果を上げているとされる（NCN 2005 ほか）。

しかし、World Bank (2006a)も指摘しているように、このようなプログラムは規模や範囲がさまざまであり、十分にコーディネートされていないのが現状である。また、これらが主に NGO と援助機関の主導によるものであることからも、今後は、カンボジア政府がより深く関与し、適切な組織・制度の強化や、プログラムの実施状況やその効果についてのモニタリングと評価などを実施していくことが必要である。

加えて、これらのヘルス・プログラムに対する、住民の理解と積極的な参加を得ることが不可欠であり、それによりプログラムのより効率的な実施や持続可能性がもたらされると期待される。また、本論文の分析結果でも示されたように、子供の健康・栄養や教育の状況が村落によっても異なることから、ヘルス・プログラムに加え、開発や教育などに関するプログラムなども同時に実施し、住民のそれらのプログラムへの積極的な参加を促し、住民全体の保健や教育に関する意識を高めることで、村落全体として子供をサポートできるような体制を創出することが求められる。このような住民参加型のプログラムの実施により、子供を含め、住民の平均的な健康状態が向上し、村全体として開発や貧困家計の削減が促進されるものと期待される [2)]。

また、プログラムへの参加により住民が一堂に会することで、そこが住民間の情報交換や社会的交流の場ともなり、住民間の協調・信頼関係がより高められ、社会関係資本のより多くの蓄積を促進することにも貢献するものと考えられる。その社会関係資本は、第 3 章および第 6 章の分析から、カンボジア農村において子供の（長期的にも短期的にも）健康・栄養に対して正の影響をもた

らし、また家計間での所得移転を通じたインフォーマルなリスクシェアリングの成立にも強い影響を与えていることから、社会関係資本のより多くの蓄積が、人的資本の向上や共同体内の相互扶助機能の推進・強化にもつながるだろう。

これらの村落全体としてのサポートや、共同体内でのリスクシェアリングなどのインフォーマルな制度の強化に加え、子供を含めた家計構成員が病気にかかり、重い医療費負担を強いられることによる貧困家計の拡大を抑制するためには、マイクロインシュランス（microinsurance）[3]や、公的な医療保険制度の導入により、家計の医療費負担を軽減させることも必要な政策であるといえる。

現在、カンボジアには全国レベルでの医療保険制度は存在せず、ごく限られた地域において、医療保険プログラムが実施されているだけである[4]。医療保険制度の整備や運営は容易ではなく、長期的な取り組みが必要であるが、保険制度の普及により、医療費負担のための資産売却や貯蓄の取り崩し、子供の健康や教育などの人的資本への投資の減少を未然に防ぐことで、病気のリスクの軽減に加え、よりよい健康水準の実現や貧困防止にもつながると期待される。

３．今後の課題

カンボジア農村での聞き取り調査からのデータを用いた、主に第３章と第４章での実証分析により、子供の健康・栄養や教育が、子供の居住する村落によっても違いがあることが示され、村落の特性がそれらに影響を与えていることが示唆された。この村落間の差をもたらす要因としては、農業生態環境をはじめ、村落の特性としての社会的ネットワーク、社会関係資本の蓄積度合い、保健衛生に対する村全体としての意識・認識、村落の開発・発展において重要な役割を果たす村長や村落開発委員会のリーダーシップ、また第６章で議論したインフォーマルなリスクシェアリング制度の存在、などの要因が挙げられるだろう。このような要因の村落間での差異は、前節で述べたような、子供の健康・栄養状態の改善だけでなく、開発や教育などに関するプログラムをその村落で行なう際の、パフォーマンスの違いももたらしうると考えられる。

本論文の実証分析や記述統計では、子供の健康・栄養が村落によって差があることは示されたが、では実際にどのような村落の特性の差異が影響しているのかといった点については議論しきれていない。農村の開発・発展にも重要な役割を果たすと考えられる、それらの村落の特性（とその差異）が、貧困や子供の健康・栄養に与える影響を検証することで、健康・栄養改善についてさらに新しい知見が得られるはずであり、有効な農村の貧困削減にむけた施策にも

役立つものと期待される。

しかし、このような村落の特性を明らかにするには、そこに住む村民の人間関係・親族関係やリーダーの特性にまで踏み込んだ、より詳細な情報収集と厳密な実証研究が必要である。そこで、今後の研究として、それらに関する詳細な聞き取り調査を実施したうえで、村落の特性が人的資本の向上や貧困削減に与える影響をより詳しく検証していくことが重要な課題である。

また、上記の村落の特性とも関連した、村落内に存在するインフォーマルなリスクシェアリング制度については、第6章で取り上げた手段である、家計間での贈与交換や信用の貸借の他にも、カンボジア農村（少なくとも本研究の調査村落と一部の地域）では、重病人や重傷人（またはその家計）に対して各家計が寄付をする、村単位（またはコミュニティーなどの数村単位）での「サンガハ」と呼ばれるリスクシェアリング制度も存在する[5)]。そこで、その制度の有効性や、病気やケガのショックの影響を緩和し、家計の消費平準化や（特に子供の）構成員の栄養状態の平準化がなされうるかどうかについて、今後検証していくことで、家計が慢性的な貧困状態に陥ることを防止する政策や、貧困削減戦略を検討する際の重要な情報が得られるものと考えられる。

保険市場が未発達であり、近代的な医療保険制度の整備にはまだ長い時間を要するとされるカンボジア農村の現状においては、むしろ、本論文で取り上げた家計間での贈与交換や信用貸借や、上記のサンガハのような村落やコミュニティー・レベルでの既存のインフォーマルなリスクシェアリングの制度や慣行を利用しながら、かつそれらを強化するようなプログラムが短期的には有効であろう。そのような施策のためには、本研究の調査村落で観察されるようなインフォーマルな制度が存在し、（完全とはいえないながらも）機能している理由を、さらに探る必要がある。また、その理由には、経済合理性では説明できないものも含まれていると予想されるため、行動経済学の領域にも踏み込んだ研究をしていくことが、将来的な研究の課題といえる。

以上のように、現状ではデータ制約上などの問題から、本論文では十分な分析や議論ができていない点もある。しかし、カンボジア農村を対象とした実証的な研究・分析が非常に少ない中で、本研究は、子供の人的資本やリスクシェアリングについて、その相互関係や決定要因についての貴重な知見を示すことができたといえる。

ただし、子供の健康・栄養は一時点での状態がすべてではなく、その成長の過程も重要であることや、本論文での成果をさらに生かすためには、今後も同一村落の同一家計に対する調査を継続的に実施していく必要があると考える。それにより、パネル・データを用いた分析が可能となり、また、異時点間での

子供の健康・栄養状態や家計経済などを比較することで、カンボジア農村の今後の変化について、より包括的で、分析技術的にも問題の少ない研究を行うことが可能となるだろう。

注

1）なお筆者は、父親の教育も重要であることが示されたことを述べているだけで、カンボジア農村に居住する子供の健康・栄養に対して、決して母親の教育が重要ではないと言いたいわけではない。

2）住民がヘルスや開発などのプログラムにより参加しやすいシステムを作るためには、各村落の特性を生かすように、既存の組織や制度、慣行といったものを利用していくことも、一つの有効な手段となるだろう。

3）マイクロインシュランスについては、Morduch (2006)などを参照。

4）それには、GRET（Groupe de Recherche et d'Échanges Technologiques：技術研究交流グループ）というフランスの NGO が主となって実施している、SKY と呼ばれるヘルス・インシュランスのプログラムがある。詳細は、SKY ウェブサイト http://www.sky-cambodia.org/ewhatsnext.html を参照。

5）「サンガハ」は、カンボジア語で aid の意味を持ち、ある家計の構成員が病気・ケガになった際に、その医療費負担や（家族の）生活のためのサポートを必要とする家計（主に貧困家計）に対して、他家計から寄付（本研究の調査村落においては、基本的にお金と米）を募るシステムである。なお、この制度については、矢倉（2005）に取り上げられている。

引　用　文　献

〔日本語文献〕

アジア人口・開発協会（2007),『人口問題が農業・農村環境に与える影響に関する基礎調査―カンボジア王国―』（平成 18 年度農林水産省委託事業報告書）.

天川直子（2001),『カンボジアの復興・開発』, アジア経済研究所.

大塚啓二郎・黒崎卓編（2003),『教育と経済発展』, 東洋経済新報社.

黒崎卓（2001),「リスク・シェアリング」,『開発のミクロ経済学―理論と応用―』, 岩波書店, pp.197－228.

佐藤寛編（2001),『援助と社会関係資本―ソーシャルキャピタル論の可能性―』, アジア経済研究所.

佐藤寛・青山温子編（2005),『シリーズ国際開発第 3 巻　生活と開発』, 日本評論社.

セン・アマルティア（2002),『貧困の克服』, 大石りら訳, 集英社.

戸堂康之（2008),「日本の ODA による技術協力プログラムの定量的評価―インドネシアの鋳造産業における企業レベルデータ分析―」, *RIETI Discussion Paper Series*, 08－J－035, 経済産業研究所.

西川潤（2000),『人間のための経済学』, 岩波書店.

野田真里（1998),「内発的発展と宗教―カンボジアにおける仏教と開発―」, 川田順造・岩井克人・鴨武彦・恒川惠市・原洋之介・山内昌之編『人類の未来と開発』, 岩波書店, pp.145－169.

宮川公男・大守隆編（2004),『ソーシャル・キャピタル　現代経済社会のガバナンスの基礎』, 東洋経済新報社.

三輪加奈（2007),「子供の健康と親の教育および社会関係資本―カンボジア農村を事例として―」,『農業経済研究』別冊 2007 年度日本農業経済学会論文集, pp.513－520.

三輪加奈（2008a),「カンボジア農村における子供の健康と就学・入学遅延」,『アジア経済』第 49 巻第 9 号, pp.2－21.

三輪加奈（2008b),「リスクシェアリングへの参加決定要因―カンボジア農村を事例として―」,『農業経済研究』第 80 巻第 3 号, pp.136－148.

三輪加奈（2009),「リスクシェアリングとしての贈与と準信用―カンボジア農村を事例として―」,『国際協力論集』第 16 巻第 3 号,（近刊）.

森壮也（2008),「障害者とエンパワーメント」, 山形辰史編『貧困削減戦略再

考―生計向上アプローチの可能性』，アジア経済研究所叢書４，岩波書店，pp.221－254.

矢倉研二郎（2005),「カンボジア農村におけるリスクシェアリング制度―サンガハと葬儀組合の比較―」，『農林業問題研究』第 158 号, pp.242－245.

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.

山形辰史（2008),「世界の貧困削減への取り組みとその現状」，山形辰史編『貧困削減戦略再考―生計向上アプローチの可能性』，アジア経済研究所叢書４，岩波書店, pp.1－21.

〔英語文献〕

Alderman, H. and Behrman, J. R. (2006), “Reducing the Incidence of Low Birth Weight in Low-Income Countries Has Substantial Economic Benefits,” *World Bank Research Observer*, 21(1), pp.25－48.

Alderman, H., Behrman, J. R., Lavy, V., and Menon, R. (2001), “Child Health and School Enrolment: A Longitudinal Analysis,” *Journal of Human Resources*, 36(1), pp.185－205.

Alderman, H., Hoddinott, J. and Kinsey, B. (2006), “Long Term Consequence of Early Childhood Malnutrition,” *Oxford Economic Papers*, 58(3), pp.450－474.

Asfaw, A. and von Braun, J. (2004), “Is Consumption Insured against Illness? Evidence on Vulnerability of Households to Health Shocks in Rural Ethiopia,” *Economic Development and Cultural Change*, 53(1), pp.115－129.

Barrera, A. (1990), “The Role of Maternal Schooling and Its Interaction with Public Health Programs in Child Health Production,” *Journal of Development Economics*, 32(1), pp.69－91.

Becker, G. S. and Lewis, H. G. (1973), “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*, 81(2), pp.S279－S288.

Becker, S. O. and Ichino, A. (2002), “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Score,” *Stata Journal*, 2(4), pp.1－19.

Beegle, K., Dehejia, R. H., and Gatti, R. (2006), “Child Labor and Agricultural Shocks,” *Journal of Development Economics*, 81(1), pp.80－96.

Behrman, J. R. (1988), "Nutrition, Health, Birth Order and Seasonality: Intrahousehold Allocation among Children in Rural India," *Journal of Development Economics*, 28(1), pp.43－62

Behrman, J. R. (1996), "The Impact of Health and Nutrition on Education," *World Bank Research Observer*, 11(1), pp.23－37.

Behrman, J. R. and Wolfe, B. L. (1987), "How Does Mother's Schooling Affect Family Health, Nutrition, Medical Care Usage, and Household Sanitation?" *Journal of Econometrics*, 36(1-2), pp.185－204.

Cambodia Development Resource Institute (CDRI) (2007), *Moving Out of Poverty? Trends in Community Well-Being and Household Mobility in Nine Cambodian Villages*.

Carter, M. R. and Maluccio, J. A. (2003), "Social Capital and Coping with Economic Shocks: An Analysis of Stunting of South African Children," *World Development*, 31(7), pp.1147－1163.

Coate, S. and Ravallion, M. (1993), "Reciprocity without Commitment: Characterization and Performance of Informal Insurance Arrangements," *Journal of Development Economics*, 40(1), pp.1－24.

Coleman, J. S. (1988), "Social Capital in the Creation of Human Capital," *American Journal of Sociology*, 94(s1), pp.S95－S120.

Deaton, A. (2003), "Health, Inequality, and Economic Development," *Journal of Economic Literature*, 41(1), pp.113－158.

Dehejia, R. H., Beegle, K., and Gatti, R. (2005), "Why Should We Care about Child Labor? The Education, Labor Market, and Health Consequences of Child Labor," *World Bank Policy Research Working Paper*, No.3479.

del Ninno, C. and Lundberg, M. (2005), "Treading Water: The Long-term Impact of the 1998 Flood on Nutrition in Bangladesh," *Economics and Human Biology*, 3(1), pp.67－96.

Dercon, S. and Krishnan, P. (2000), "In Sickness and in Health: Risk Sharing within Households in Rural Ethiopia," *Journal of Political Economy*, 108(4), pp.688－727.

Desai, S. and Alva, S. (1998), "Maternal Education and Child Health: Is There a Strong Causal Relationship?" *Demography*, 35(1), pp.71－81.

De Weerdt, J. and Dercon, S. (2006), "Risk-sharing Networks and Insurance against Illness," *Journal of Development Economics*, 81(2), pp.337－356.

Fafchamps, M. (1999), "Risk Sharing and Quasi-credit," *Journal of International Trade and Economic Development*, 8(3), pp.257－278.

Fafchamps, M. (2006), "Development and Social Capital," *Journal of Development Studies*, 42(7), pp.1180－1198.

Fafcamps, M. and Gubert, F. (2007), "The Formation of Risk Sharing Networks," *Journal of Development Economics*, 83(2), pp.326－350.

Fafchamps, M. and Lund, S. (2003), "Risk-sharing Networks in Rural Philippines," *Journal of Development Economics*, 71(2), pp.261－287.

Fan, C. S. (2004), "Relative Wage, Child Labour, and Human Capital," *Oxford Economic Papers*, 56(4), pp.687－700.

Fay, M., Leipziger, D., Wodon, Q., and Yepes, T. (2005), "Achieving Child-Health-Related Millennium Development Goals: The Role of Infrastructure," *World Development*, 33(8), pp.1267－1284.

Fentiman, A., Hall, A., and Bundy, D. (2001), "Health and Cultural Factors Associated with Enrolment in Basic Education: A Study in Rural Ghana," *Social Science and Medicine*, 52(3), pp.429－439.

Foster, A. D. (1994), "Poverty and Illness in Low-Income Rural Areas," *American Economic Review*, 84(2), pp.216－220.

Foster, A. D. (1995), "Prices, Credit Markets and Child Growth in Low-Income Rural Areas," *Economic Journal*, 105(430), pp.551－570.

Foster, A. D. and Rosenzweig, M.R. (2001), "Imperfect Commitment, Altruism, and the Family: Evidence from Transfer Behavior in Low-Income Rural Areas," *Review of Economics and Statistics*, 83(3), pp.389－407.

Fujii, T. (2005), "Micro-level Estimation of Child Malnutrition Indicators and Its Application in Cambodia," *World Bank Policy Research Working Paper*, No.3662.

Gertler, P. and Gruber, J. (2002), "Insuring Consumption Against Illness," *American Economic Review*, 92(1), pp.51－70.

Glewwe, P. (1999), "Why Does Mother's Schooling Raise Child Health in Developing Countries? Evidence from Morocco," *Journal of Human Resources*, 34(1), pp.124－159.

Glewwe, P. (2005), "The Impact of Child Health and Nutrition on Education in Developing Countries: Theory, Econometric Issues, and Recent Empirical Evidence," *Food and Nutrition Bulletin*, 26(2), pp.S235－

S250.

Glewwe, P. and Jacoby, H. G. (1995), "An Economic Analysis of Delayed Primary School Enrolment in a Low Income Country: The Role of Early Childhood Nutrition," *Review of Economics and Statistics*, 77(1), pp.156－169.

Glewwe, P., Jacoby, H. G., and King, E. M. (2001), "Early Childhood Nutrition and Academic Achievement: A Longitudinal Analysis," *Journal of Public Economics*, 81(3), pp.345－368.

Grimard, F. (1997), "Household Consumption Smoothing through Ethnic Ties: Evidence from Cote d'Ivoire," *Journal of Development Economics*, 53(2), pp.391－422.

Guarcello, L., Kovrova, I. and Rosati, F. C. (2007), "Child Labour as a Response to Shocks: Evidence from Cambodian Villages," *Understanding Children's Work*, UNICEF.

Haughton, D. and Haughton, J. (1997), "Explaining Child Nutrition in Vietnam," *Economic Development and Cultural Change*, 45(3), pp.541－556.

Heckman, J. J., Ichimura, H. and Todd, P. E. (1997), "Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, 64(4), pp.605－654.

Hoddinott, J. and Kinsey, B. (2001), "Child Growth in the Time of Drought," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(4), pp.409－436.

Horton, S. (1986), "Child Nutrition and Family Size in the Philippines," *Journal of Development Economics*, 23(1), pp.161－176.

Horton, S. (1988), "Birth Order and Child Nutritional Status: Evidence from the Philippines," *Economic Development and Cultural Change*, 36(2), pp.341－354.

Imbens, G. W. (2000), "The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-response Functions," *Biometrika*, 87(3), pp.706－710.

Jamison, D. T. (1986), "Child Malnutrition and School Performance in China," *Journal of Development Economics*, 20(2), pp.299－309.

Kato, T., Kaplanm, J. A., Sophal, C., and Sopheap, R. (2000), *Cambodia: Enhancing Governance for Sustainable Development*, CDRI Working Paper, No.14, Cambodia Development Resource Institute.

Kazianga, H. and Udry, C. (2006), "Consumption Smoothing? Livestock,

Insurance and Drought in Rural Burkina Faso," *Journal of Development Economics*, 79(2), pp.413－446.

Kimball, M. S. (1988), "Farmers' Cooperatives as Behavior Toward Risk," *American Economic Review*, 78(1), pp.224－232.

Kocherlakota, N. R. (1996), "Implications of Efficient Risk Sharing without Commitment," *Review of Economic Studies*, 63(4), pp.595－609.

Kovsted, J., Portner, C.C., and Tarp, F. (2003), "Child Health and Mortality: Does Health Knowledge Matter?" *Journal of African Economies*, 11(4), pp.542－560.

Lechner, M. (2001), "Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption," in Lechner, M. and Pfeiffer, F. (eds.), *Econometric Evaluation of Labour Market Policies*, pp. 1－18, Heidelberg: Physica-Verlag.

Leuven, E. and Sianesi, B. (2003), "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing and Covariate Imbalance Testing," *Statistical Software Components*, S432001.

Ligon, E., Thomas, J. P., and Worrall, T. (2002), "Informal Insurance Arrangements with Limited Commitment: Theory and Evidence from Village Economies," *Review of Economic Studies*, 69(1), pp.209－244.

Lindelow, M. and Wagstaff, A. (2005), "Health Shocks in China: Are the Poor and Uninsured Less Protected?" *World Bank Policy Research Working Paper*, No.3740.

Lochner, K. A., Kawachi, I., Brennan, R. T., and Buka, S. L. (2003), "Social Capital and Neighborhood Mortality Rates in Chicago," *Social Science and Medicine*, 56(8), pp.1797－1805.

Maitra, P., (2004), "Parental Bargaining, Health Inputs and Child Mortality in India," *Journal of Health Economics*, 23(1), pp.259－291.

Martorell, R. (1999), "The Nature of Child Malnutrition and Its Long-term Implications," *Food and Nutrition Bulletin*, 20(3), pp.288－292.

Miguel, E. and Kremer, M. (2004), "Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities," *Econometrica*, 72(1), pp.159－217.

Miller, D. L., Scheffler, R., Rosenberg, R., and Rupp, A. (2006), "Social Capital and Health in Indonesia," *World Development*, 34(6), pp.1084－

1098.

Miwa, K., Han, P., and Fukui, S. (2008), "Does Child Labor Have a Negative Impact on Child Education and Health? A Case Study in Rural Cambodia," 日本経済学会 2008 年度秋季大会報告論文.

Moock, P. R. and Leslie, J. (1986), "Childhood Malnutrition and Schooling in the Teral Region of Nepal," *Journal of Development Economics*, 20(1), pp.33－52.

Morduch, J. (2006), "Microinsurance: The Next Revolution?" in Banerjee, A.V., Benabou, R., and Mookherjee, D. (eds), *Understanding Poverty*, Oxford University Press, pp.337－355.

Mu, R. and van de Walle. D. (2007), "Rural Roads and Poor Area Development in Vietnam," *World Bank Policy Research Working Paper*, No.4340.

National Council of Nutrition (NCN) (2005), *Cambodia Nutrition Investment Plan: Second Annual Progress Report 2004*, Inter-Ministerial Technical Committee, Ministry of Planning, Cambodia.

National Institute of Public Health (NIPH) and National Institute of Statistics (NIS). (2006), *Cambodia Demographic and Health Survey 2005: Preliminary Report*, Phnom Penh, Cambodia.

Osmani, S. R. ed. (1992), *Nutrition and Poverty*, Oxford University Press.

The Partnership for Child Development. (1999), "Short Stature and the Age of Enrolment in Primary School: Studies in Two African Countries," *Social Science and Medicine*, 48(5), pp.675－682.

Pellini, A. (2005), "Traditional Forms of Social Capital in Cambodia and Their Linkage with Local Development Processes," *Cambodia Development Review*, 9(3), pp.8－11.

Poortinga, W. (2006), "Social Capital: An Individual or Collective Resource for Health?" *Social Science and Medicine*, 62(2), pp.292－302.

Pritchett, L. and Summers, L. H. (1996), "Wealthier is Healthier," *Journal of Human Resources*, 31(4), pp.841－868.

Rose, R. (2000), "How Much Does Social Capital Add to Individual Health? A Survey of Russians," *Social Science and Medicine*, 51(2), pp.1421－1435.

Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,"

Biometrika, 70(1), pp.41－55.

Rosenzweig, M. R. and Schultz, T. P. (1983), "Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs, and Their Effects on Birth Weight," *Journal of Political Economy*, 91(5), pp.723－746.

Rosenzweig, M. R. and Wolpin, K. I. (1993), "Credit Market Constraints, Consumption Smoothing, and the Accumulation of Durable Production Assets in Low-Income Countries: Investments in Bullocks in India," *Journal of Political Economy*, 101(2), pp.223－244.

Royal Government of Cambodia (RGC) (2006), *National Strategic Development Plan 2006－2010*.

Royal Government of Cambodia (RGC) and Ministry of Education, Youth and Sport (MOEYS). (2003), *Education for All: National Plan 2003－2015*.

Rural Development Project (RDP) (2004), *Development Experiences form Rural Cambodia: A Presentation of The Rural Development Project*, Phnom Penh, Cambodia.

Schechter, L. A. (2005), "Theft, Gift-Giving, and Trustworthiness: Honesty is Its Own Reward in Rural Paraguay," Ph.D. dissertation, the University of California, Berkeley.

Schultz, T. P. and Tansel, A. (1997), "Wage and Labor Supply Effects of Illness in Côte d'Ivoire and Ghana: Instrumental Variable Estimates for Days Disabled," *Journal of Development Economics*, 53(2), pp.251－286.

Sen, A. K. (1985), *Commodities and Capabilities*, Amsterdam : North-Holland.（鈴村興太郎訳 1988,『福祉の経済学　財と潜在能力』, 岩波書店.）

Sen, A. K. (1992), *Inequality Reexamined*, Oxford University Press.（池本幸生・野上裕生・佐藤仁訳 1999,『不平等の再検討　潜在能力と自由』, 岩波書店.）

Smith, J. P. (1999), "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation Between Health and Economic Status," *Journal of Economic Perspectives*, 13(2), pp.145－166.

Smith, J. A. and Todd, P. E. (2005), "Does Matching overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?" *Journal of Econometrics*, 125(1-2), pp.305－353.

Strauss, J. (1990), "Households, Communities, and Preschool Children's Nutrition Outcomes: Evidence from Rural Côte d'Ivoire," *Economic Development and Cultural Change*, 38(2), pp. 231－261.

Strauss, J. and Thomas, D. (1998), "Health, Nutrition, and Economic Development," *Journal of Economic Literature*, 36(2), pp.766－817.

Tamura, R. (2006), "Human Capital and Economic Development," *Journal of Development Economics*, 79(1), pp.26－72.

Te, S. (2007), "Good Governance in Cambodia: Exploring the Ling between Governance and Poverty Reduction,"『横浜国際社会科学研究』第 11 巻第 6 号, pp.56－76.

Thomas, D. (1994), "Like Father, Like Son; Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height," *Journal of Human Resources*, 29(4), pp.950－988.

Thomas, D., Strauss, J. and Henriques, M-H. (1990), "Child Survival, Height for Age and Household Characteristics in Brazil," *Journal of Development Economics*, 33(2), pp.197－234.

Thomas, D., Strauss, J. and Henriques, M-H. (1991), "How Does Mother's Education Affect Child Height?" *Journal of Human Resources*, 26(2), pp.183－211.

Tong, K. (2008), "Micro-finance, Poverty and Vulnerability: A Case Study from Cambodia," Ph.D. dissertation, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University.

Townsend, R. M. (1994), "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, 62(3), pp.539－591.

Udry, C. (1994), "Risk and Insurance in Rural Credit Market: An Empirical Investigation in Northern Nigeria," *Review of Economic Studies*, 61(3), pp.495－526.

Udry, C. (2006), "Child Labour," in Banerjee, A.V., Benabou, R., and Mookherjee, D. (eds), *Understanding Poverty*, Oxford University Press, pp.243－257.

United Nations Children's Fund (UNICEF) (2006). *The State of the World's Children 2007*.

United Nations Development Programme (UNDP) (1990), *Human Development Report 1990: Concept and Measurement of Human Development*.

United Nations Development Programme (2007), *Human Development Report 2007/2008: Fighting Climate Change: Human Solidarity in a Divided World*.

United Nations Office for Project Services (UNOPS). (2004). *Cambodia Rural Development Project: Project Evaluation Report*, UNOPS Asia and Pacific Regional Office, Kuala Lumpur.

Valdivia, M. (2004), "Poverty, Health Infrastructure and the Nutrition of Peruvian Children," *Economics and Human Biology*, 2(3), pp.489－510.

Wagstaff, A. (2007), "The Economic Consequences of Health Shocks: Evidence from Vietnam," *Journal of Health Economics*, 26(1), pp.82－100.

Walker, S.P., Wachs, T. D., Gardner, J. M., Lozoff, B., Wasserman, G. A., Pollitt, E., Cater, J. A., and the International Child Development Steering Group (2007), "Child Development: Risk Factors for Adverse Outcomes in Developing Countries, *Lancet*, 369 (Issue 9556), pp.145－157.

Webb, P. and Block, S. (2004), "Nutrition Information and Formal Schooling as Inputs to Child Nutrition," *Economic Development and Cultural Change*, 52(4), pp.801－820.

Wolfe, B. L. and Behrman, J. R. (1982), "Determinants of Child Mortality, Health and Nutrition in a Developing Country," *Journal of Development Economics*, 11(2), pp.163－193.

Wolfe, B. L. and Behrman, J. R. (1987), "Women's Schooling and Children's Health: Are the Effects Robust with Adult Sibling Control for the Women's Childhood Background?" *Journal of Health Economics*, 6(3), pp.239－254.

World Bank (2003), *Understanding and Measuring Social Capital*.

World Bank (2006a), *CAMBODIA: Halving Poverty by 2015?* .

World Bank (2006b), *World Development Report 2007: Development and the Next Generation*.

World Bank (2007), *Sharing Growth: Equity and Development in Cambodia*, Equity and Development Report 2007.

World Bank (2008), *World Development Indicators 2008*.

World Health Organization (WHO) (2006), *WHO Child Growth Standards: Length/Height-for-Age, Weight-for-Age, Weight-for-Length, Weight-for-*

Height and Body Mass Index-for-Age Methods and Development.

Yagura, K. (2005), "Why Illness Causes More Serious Economic Damage than Crop Failure in Rural Cambodia," *Development and Change*, 36(4), pp.759－783.

Yamano, T., Alderman, H., and Christiaensen, L. (2005), "Child Growth, Shocks, and Food Aid in Rural Ethiopia," *American Journal of Agricultural Economics*, 87(2), pp.273－288.

Yip, W., Subramanian, S. V., Mitchell, A., Lee, D., Wang, J., and Kawachi, I. (Undated), "Does Social Capital Enhance Health and Well-Being? Evidence from Rural China". (downloaded from http://www.hsph.harvard.edu/pgda/Yip_Social%20Capitalhealth.pdf).