



途上国における貧困削減と制度・市場・政策
比較経済発展論の試み

Poverty Reduction, Institutions, Markets, and Policies
in Developing Countries:
Toward a Theory of Comparative Economic Development

PRIMCED Discussion Paper Series, No. 47

**Community-Based Development and Aggregate Shocks
in Developing Countries: The Experience of an NGO in
Pakistan**

Takashi Kurosaki and Hidayat Ullah Khan

January 2014



HITOTSUBASHI UNIVERSITY

Research Project **PRIMCED**

Institute of Economic Research

Hitotsubashi University

2-1 Naka, Kunitatchi Tokyo, 186-8601 Japan

<http://www.ier.hit-u.ac.jp/primced/e-index.html>

開発途上国におけるコミュニティ動員型開発と集計的ショック
—パキスタンの NGO の事例より—
(ロングバージョン)

"Community-Based Development and Aggregate Shocks in
Developing Countries: The Experience of an NGO in Pakistan"

2014 年 1 月

黒崎 卓・ヒダヤット・ウッラー・ハーン[#]

概要

開発途上国の家計は、集計的な経済ショックによってマイナス成長が生じた場合に、生活水準を顕著に低下させてしまう可能性が強い。コミュニティ動員型開発 (community-based development: CBD) は、そのような場合に生活水準低下を緩和する効果があるのか、効果があるのはどのような条件の場合なのか？ 本稿は、CBD を進めてきたパキスタンの NGO を事例に、3 か年約 600 家計のパネルデータを用い、この問いを実証的に検討する。分析結果から、非メンバー家計と比較した場合に全体としては集計的ショックを緩和する効果がなかったことが判明した。ただし、同じ村内での非メンバー家計へのスピルオーバー効果ゆえに、メンバーがいない村との比較では集計的ショック緩和効果があった可能性も示唆された。また、ショック緩和効果が異質である可能性を考慮し、住民組織の特徴や活動分野を取り入れた分析からは、小規模インフラ建設型介入、マイクロクレジット供与の場合などに緩和効果が検出された。CBD 型介入が集計的ショックの悪影響を緩和するかどうかは、介入の性格や、地域における市場の失敗との対応に依存する可能性が示唆される。

JEL Classification Codes: O12, L31, D12

*本稿は、『経済研究』印刷中の同名論文のロングバージョンである。本研究は、科学研究費補助金基盤研究(S)(22223003)の支援を受けた。本稿作成に当たり、一橋大学経済研究所定例研究会および京都大学アジア経済発展論研究会の出席者各位、とりわけ有本寛と藤田幸一両氏より詳細かつ深遠なコメント、阿部修人、北村行信、小暮克夫、三重野文晴、森口千晶、矢野剛の各氏より改訂のための有益なコメントを得たことに感謝する。

[#] くらさきたかし：一橋大学経済研究所、国立市中 2-1、E-mail: kurosaki@ier.hit-u.ac.jp. Hidayat Ullah Khan: Kohat University of Science & Technology, Kohat, Pakistan, E-mail: masmaleo@yahoo.com.

1. はじめに

開発途上国の家計は、集計的な経済ショックによってマイナス成長が生じた場合に、生活水準を顕著に低下させてしまう可能性が強い。途上国では公的なセーフティー・ネットが未発達であり、個人で対応するための資産水準が低く、そもそもの生活水準も低いゆえにわずかな厚生低下が大きな負担となり得るからである。このような問題意識に基づき、天候変動などの外生ショックに対して、途上国家計の厚生がどの程度守られているかについての実証研究が近年積み上げられてきた (Dercon 2005, Fafchamps 2003, 黒崎 2011)。しかし、澤田 (2010)の研究展望にまとめられているように、実証研究の多くは自然災害への対応能力に焦点があり、集計的ショックよりも家計固有の (idiosyncratic)ショックに対する脆弱性の分析に集中し、家計の対応能力を左右する要因としては信用市場に重点を置いてきた。途上国の家計が集計的ショックに対応する上で、コミュニティないし地域社会に蓄積された能力 (社会関係資本、social capital¹) がどのような役割を果たすかに焦点を当てた研究はほとんど見られない。

そこで本稿が着目するのが、近年、開発途上国における貧困削減の有効な手段として注目され、世界銀行等の国際援助機関によるプロジェクトやプログラムにおいても比重が高まっている「コミュニティ動員型開発」(community-based development: CBDあるいは community-driven development: CDDなどと総称される)である (Mansuri and Rao 2004; Binswanger-Mkhize et al. 2010)。この背景には、住民自らが貧困削減政策策定と実施のプロセスに参加することにより、アカウンタビリティやオーナーシップが改善し、貧困削減政策が効果的で透明性の高いものになるという考え方がある。他方、CBDを採用すれば、必ずしも貧困削減政策が適切に貧困層にターゲティングされて、その効率が高まるとは限らないことが、理論的研究において指摘されている (Bardhan and Mookherjee 2000; 2005)。CBDを採用することが、住民の中の不平等や政治構造をより強く反映した資源配分につながり得るからである。特にその極端な形として「エリート・キャプチャー」と呼ばれる状況、すなわち住民参加がむしろ地域の非貧困層により大きな便益をもたらす可能性がある。

途上国でCBD型介入が増えるにつれ、このアプローチがどの程度貧困層へのターゲティングを現実に可能にし(例えば Rao and Ibanez 2005; Labonne and Chase 2009 など)、その結果どれほど貧困削減を達成しているかという点に注目した実証研究も近年蓄積されつつある(例えば Arimoto 2012; Bjorkman and Svensson 2009; Casey et al. 2012; Labonne and Chase 2011; Nkonya et al. 2012; Park and Wang 2010; Voss 2008 など)。ただし

¹ 社会関係資本の定義と計測、経済発展におけるその役割などに関する研究展望としては、Durlauf and Fafchamps (2005)、Hayami (2009)などを参照されたい。さしあたり本稿では、「人々を協調行動に導くような信頼関係、規範、ネットワークなどの社会関係のメカニズム」(Hayami 2009: 96)との意味で、社会関係資本を用いる。

Mansuri and Rao (2004)や Binswanger-Mkhize et al. (2010)の研究展望は、これらの多くが記述的な分析や単純な統計分析にとどまっております²、CBD の貧困削減効果について十分なコンセンサスが得られていないと総括している。また、これら既存研究のほとんどが、集計的ショックによるマイナス経済成長が生じていない状況での検証である。

以上を背景に本稿は、途上国において国内の地域レベルの集計的ショックによってマイナス成長が生じた場合に、CBD アプローチに基づく介入は、そのような介入がない場合に比較して、生活水準低下を緩和する効果があるのか、効果があるのはどのような条件の場合なのかという問いを設定する。そもそも集計的なショックをコミュニティ内で緩和することは原理的に難しい。村落内のほとんどの家計が実質所得の低下を被った場合、住民組織に参加していたとしても、メンバー内で動員できる資源の総量それ自体が低下している以上、相互扶助での対応には限界がある。しかし、CBD が社会関係資本を蓄積させ、その結果として、地域外との所得移転や地域外への出稼ぎなどを行いやすくする³、あるいは地域住民内で純貯蓄を持つ家計が他の家計を助ける傾向が強まる⁴ならば、地域レベルの所得低下が個別家計の消費低下に反映される程度が緩和されると考えられる。本稿が焦点を当てるのはしたがって、CBD がプログラムの直接的成果に与えたインパクトでもなければ、CBD が社会関係資本蓄積を促した効果⁵でもない。また、何らかのプログラムを実施する上で CBD を採用した場合と採用しない場合とで、インパクトがどのように異なるかに焦点を当てたものでもない。より究極的な厚生指標として消費を用いて、CBD アプローチに基づく介入全体がもたらした中期的なインパクトを考察したい。

具体的に本稿では、パネルデータを活用したマイクロ計量経済学的分析手法を採用し、

² CBD アプローチの厳密なインパクト評価という点で特筆される研究として、Park and Wang (2010)や Nkonya et al. (2012)、Bjorkman and Svensson (2009)が挙げられる。Park and Wang (2010)は、中国で実施された世界最大規模の CBD 型介入を題材に、プロジェクトの段階的拡張を活用し、全国規模の家計パネルデータをマッチングさせてマイクロ計量分析し、対象村のうち相対的に豊かな村では消費水準が CBD によって上昇したが、貧しい村では効果がなかったことを示した。Nkonya et al. (2012)は、ナイジェリアの CBD 型介入が所得や資産の増加につながったがやはり最貧困層への効果は検出できないことを、PSM と DID を組み合わせたマイクロ計量分析手法を用いて明らかにした。なお Nkonya et al. (2012)は、CBD 型介入を、ランダムに割り振る社会実験(randomized controlled trial: RCT)として実施することは原理的に困難だと主張している。これに対し、RCT によって CBD アプローチでの保健プロジェクトを評価した実証研究が Bjorkman and Svensson (2009)である。彼らは、村落単位で介入をランダムに割り振り、その住民へのインパクトを定量的に評価した。

³ 社会関係資本が異なるコミュニティをつなぐという「橋渡し型社会関係資本」(bridging social capital)に相当する。

⁴ 社会関係資本がコミュニティ内の結束を強めて相互扶助を促進するという「結束型社会関係資本」(bonding social capital)に相当する。

⁵ CBD アプローチによって社会関係資本が蓄積されるかどうかをより直接的に検証する実証研究の例としては、Vajja and White (2008)、Labonne and Chase 2011、Feigenberg et al. (2013)などを参照。

様々な要因をコントロールした上で、CBDの貧困削減効果を定量化することを目指す。実証分析の対象となるのは、パキスタン北西部でCBDアプローチに基づく介入を進めてきたNGOである。このNGOは、その代表を初めリーダーが皆女性で、女性住民の生活水準改善に重点を置いた活動を行っている。パキスタン社会に関しては一般に、パトロン・クライアント関係にもとづく階層が重要な役割を果たし、開発は政府主導でなされ、コミュニティ基盤の開発経験が薄いことが指摘されてきた (Kurosaki 2005)。また、他の南アジア諸国に比べると、NGO活動も低調であり、とりわけ女性の社会参加が社会規範の影響で進んでいない。このような文脈ゆえに、パキスタンを事例とするCBDアプローチに関する実証研究全般も非常に限られている。住民組織を通じた連帯責任制の下でマイクロクレジットが失敗したメカニズムを検討した Kurosaki and Khan (2012)、村落レベルのガバナンス構造やプロジェクトの設計次第では、CBDアプローチの成功もあり得ることを示した Khwaja (2004, 2009)、コミュニティ基盤の開発経験の薄さが住民組織型開発プロジェクトの不調につながったことを示した Kurosaki (2005)などが目立った既存研究である。このようなパキスタンの文脈において、CBDアプローチがどのような集計的ショック緩和効果を持つのかを定量的に明らかにすることが、本稿の課題である。

用いるデータは、2010年から12年の間に3度実施された約600家計弱のパネルデータ（このNGOの活動に参加している家計と参加していない家計の両方を含む）と、このNGOが対象とする地域の全村落およびこのNGOが組織した住民組織すべてのベンチマーク悉皆調査のデータである。2011年と12年と2年続きで、調査地は食料価格の高騰と公共事業・出稼ぎ機会の縮小という州レベルのマクロ経済ショックに見舞われ、平均での消費水準が2年連続のマイナス成長となった。2010年末から11年初めにかけてピークとなった近年の食料価格高騰に関しては、それが途上国家計に与えた影響に関する実証研究が現われつつある(例えば Bellemare et al. 2013)。本稿の分析は、この点に関する事例研究を提供する意義も持つ。

以下、第2節において本稿で用いるデータを簡単に紹介する。第3節で実証戦略を示し、それに基づく計量分析結果を第4節にまとめる。最終第5節で実証結果をまとめたうえで、集計的ショックに対する脆弱性とCBDアプローチがどのように関連しているのかに関する解釈を示す。

2. データと調査地域

2.1 パキスタン経済におけるハイバル・パフトゥンハー州

パキスタンは4州からなる連邦国家である。本稿で取り上げるNGOが活動している

ハイバル・パフトウンハー(Khyber Pakhtunkhwa: KP)州⁶は、パンジャーブ州とスィンド州よりも教育や所得水準、工業化などで見た経済発展度合が低く、バローチスタン州と並んで相対的な後進地域となっている。パキスタン全体では GDP の 2 割強を農林水産業が占め、雇用の 45%程度を農林水産業が占めるため、農業部門・農村地域に滞留している人口の貧困問題が深刻になる。KP 州農業は、人口に比して農地面積が小さく、灌漑率もパンジャーブ州ほど進んでいないため、州人口を養えず、天候等に由来する毎年の変動も大きい(Kurosaki 2013)。この結果、州の食料の多くをパンジャーブ州に依存し、農村部を含む州内全域において、パンジャーブ州とスィンド州の都市部や海外への出稼ぎが盛んな地域となっている。

パキスタン政府の GDP 統計に基づく、1970 年代後半以降、年平均 5 から 6%の堅実な実質成長が続いていたが、2008/09 年度⁷には成長率が 0.4%に落ち込み、その後 2012/13 年度までの平均実質成長率は 2.9%にとどまっている(Government of Pakistan 2013)。同じく政府統計によると、2000/01 から 06/07 年度までの消費者物価指数の年平均上昇率は 5.8%と落ちていたのが、2007/08 年度から急上昇し始め、2008/09 年度に第一次石油ショック以来の高値となる 17%を記録した。政府の物価指数は過小に報告されており、家計の直面する物価上昇をとらえていないと言われるからあくまで参考程度であるが、全国のマクロ統計からは、2008/09 年度から 12/13 年度までの時期をもって、経済低迷と高インフレ期とみなすことができよう。

この経済低迷と高インフレ期においては、4 州のうち、人口の約 55%を占めるパンジャーブ州のみで実質成長率がプラスであり、残りの 3 州ではほぼゼロ成長ないしマイナス成長であった可能性が高い。残念ながらこのことを示す州別 GDP 統計は存在しない⁸。そこで、2 つの間接的証左を用いて、本稿が分析対象とする 2010 から 2012 年の時期、食料価格の高騰と公共事業・出稼ぎ機会の縮小を経験した KP 州において、実質所得変化がゼロ成長ないしマイナス成長であった可能性が高いことを示そう。

第 1 は全国標本家計調査(Household Integrated Economic Survey)である。個票データが利用可能なのは 2007/08 年度までだが、統計局が集計した報告書ではその次のラウンドである 2010/11 年度版が公刊されていて、最新版として利用できる(Government of Pakistan 2012)。その最新版 2010/11 年度報告書から、家計所得の名目額平均を州別に

⁶ KP 州は、旧名が北西辺境州(North-West Frontier Province)であったが、2010 年の憲法改正により現在の州名になった。

⁷ パキスタンの会計年度は、7 月 1 日から翌年 6 月 30 日までである。

⁸ 1971 年まで「東パキスタン」と呼ばれた現在のバングラデシュが独立した重要な理由が東西の経済格差であり、東西パキスタン両州の州別 GDP はその格差の拡大を示す明確な証左となった。このような歴史的経緯もあり、現在のパキスタンでは、州間格差の明確な指標を政府が作成・公表することに対する政治的抵抗が強い。したがって統計局も、州別 GDP 統計を公表していない。

抜き出すと、その前の調査である 2007/08 年度の値に比べ、パンジャブ州では 56.6% 増え、KP 州では 43.3% 増えている。パキスタンの統計局は地域ごとの物価指数を作成・公表していないため、全国の消費者物価指数を用いてこの 3 年間での物価上昇分を差し引き、対数階差を取って年平均変化率に直すと、パンジャブ州ではプラス 0.61%、KP 州ではマイナス 2.33% となる。2010/11 年度にかけて、KP 州経済は、マイナス成長という州レベルのショックを受けたのである。

第 2 の間接的証左が 2013 年 5 月に 5 年ぶりに実施された総選挙の結果である。この選挙では、連邦政府の与党であったパキスタン人民党が惨敗し、パンジャブ州に基盤を持つパキスタンムスリム連盟ナワーズ派(PMLN)が勝利して、連邦での政権交代が実現した。しかしこれを州別にみると様相は変わってくる。連邦議会議席の州別政党別獲得状況と、州議会での選挙結果とを合わせると、パンジャブ州では州与党 (= PMLN) の圧勝、KP 州では州与党の惨敗であった。総選挙での二大論点は、治安回復・テロ対策、経済再建（特にインフレ克服と電力不足解消）であった。これらの問題が特に深刻に生じていたのが、KP 州の 2009 年から 12 年にかけての時期であり、そのことが 2013 年総選挙結果に反映されたものと考えられる。

2.2 分析対象 NGO

本稿で分析対象とするのは、KP 州のハリプール県(Haripur District)に本拠を置く NGO、The Pakistani Hoshmand Khawateen Network (PHKN)である。組織名は、「パキスタンの勇敢な女性ネットワーク」という意味で、2000 年 6 月に現代表のイルム・ファーティマ女氏の下に設立された。ファーティマ氏が出生村の女性を集めて生活向上に取り組んだのが組織結成の契機で、2010 年現在、その活動はハリプール県内全域及び隣接県の一部に及んでいた。

ハリプール県は、KP 州に含まれる 25 県のひとつで、面積は 1,725km²、2010 年時点の推計人口は 127 万人であった。KP 州の多数民族であるパシュトゥーン人（母語はパシュトー語）ではなく、ヒンコー語を話すハザーラー人が多数を占める。KP 州東部のハザーラー人多数地域は、州内の他の地域に比べて相対的に教育水準が高く、農地が希少な丘陵地において小規模灌漑の伝統を持つといった特徴を持つ。とはいえ、パンジャブ州やスィンド州の都市部と比べると教育その他の開発水準は低いし、女性を社会的に隔離する慣習が強いなど、KP 州のパシュトゥーン人多数地域とハリプール県とが社会・経済的に大きく異なっているわけではない。

PHKN はその代表を初めリーダーが皆女性で、女性住民の生活水準改善に重点を置いた活動を行っている点が特筆される。執行部メンバー 8 名中 7 名が女性、メンバーの約 4 分の 3 が女性である。PHKN の財源は、国際連合および国際 NGO からの移転が約 3 分の 2 を占め、残りを州政府からの移転やコンサル業務、製品販売収入などで賄

っている。

PHKN は当初より CBD アプローチに基づく活動を行ってきた。PHKN の住民組織（CBD 関連の文献では一般に、CBO [community-based organization] と略称されるものに相当）は、CO (Community Organisation) と呼ばれる。住民組織化のプロセスは次の通りである。第一段階は、村落での住民集会などを通じて、PHKN の活動への理解を住民に広め、住民の開発ニーズを把握する。PHKN の活動が必要かつ実行可能とみなされた村において、PHKN が声をかけて住民に CO 設立・参加を呼び掛ける。第二段階は CO 設立である。ひとつの CO は、16 から 40 名のメンバーから構成される（代表 1 名、書記 1 名を含む）。CO は男女別に組織され、小規模村では男女各 1、大規模村ではモハッラ(Mohalla)と呼ばれる村内居住区ごとに男女各 1 が、CO 数の上限となる。CO がその村に設立されると、PHKN は CO の代表・書記に対し組織管理に関する研修を実施する。第三段階が実際の活動である。CO は原則として月 1 回集会を開き、少額貯金を全メンバーから集め、CO としての活動について議論し、集会での合意に基づき PHKN に支援を申請する。PHKN は、支援内容の適切さ、住民のニーズ、CO メンバーの貯蓄額などを総合的に判断して、支援実施について決める。

PHKN の活動分野は、大きく 4 つに分かれる。第 1 の分野が研修(human resource development: HRD)で、すべての CO に対して実施されている。その中身は、手工芸品作成技術、自営業運営ノウハウ、母子保健教育（家族計画含む）、農業技術（特に蔬菜作りや畜産）、自然災害マネジメントなど多岐にわたる。第 2 の活動分野は小規模インフラストラクチャー整備で、上下水道、農村道路、砂防ダムなどを建設・維持管理する。第 3 がマイクロクレジットで、5,000 から 1 万ルピー（1 パキスタンルピーはほぼ 1 日本円に相当）が CO 内の個別メンバーに貸し付けられ、月賦分割返済がなされる。小規模インフラやマイクロクレジットは、一部の CO に対して実施されている。小規模インフラ、マイクロクレジットともに、ドナーなど地域外から流入した資源がその実施資金である。第 4 の活動分野は、コミュニティ学校の運営、伝統的助産婦への研修、州の教育施設・医療施設の監視などである（これらは個別の CO に直接対応した活動ではない）。

男女別の CO が存在するのは、農業技術改善、小規模インフラなど男性の参加が必要な活動領域に重点がある場合、男性が正規の CO メンバーとなった方が潤滑に活動が進むが、当地の社会的規範ゆえに、成人男女のメンバーが毎月集会で顔を合わせて議論することへの抵抗が大きいためである。PHKN の活動の焦点は女性に置かれているため、男性 CO の場合でも、そのメンバーの配偶者である女性への働きかけを、PHKN はさまざまな形で実施している。

ひとつの CO に属するメンバーは、すべて同じ村落内（大きな村落の場合同じモハッラ内）に居住する隣人である。ひとつの世帯からは 1 名しか CO のメンバーとなる

ことはできない。したがって、CO メンバー及びその家計構成員同士は、互いにかなり情報を共有した者たちが、互いに選抜し合う過程を経て、ひとつの CO のメンバーが確定すると考えることができる。以下、このような形で PHKN の住民組織 CO のメンバーとなった者を単に「メンバー」、その者が属する家計を「メンバー家計」、家計構成員にメンバーがいない家計を「非メンバー家計」と呼ぶ。

2.3 パネル調査とそれに基づくマイクロデータ

本稿で用いるデータは、われわれが設計し実施した 5 つのフィールド調査から構築されたマイクロデータである。5 つの調査は、ハリプール県のすべての村落とその周辺の村落の合計 105 村を対象としたベースライン悉皆調査(2010 年 9-10 月に実施)、PHKN の全 CO90 組織に関するベースライン悉皆調査 (2010 年 9-10 月に実施)、メンバー家計と非メンバー家計の合計 583 家計のベースライン調査 (2010 年 11-12 月に実施)、同じ家計の 1 年後の再調査 (2011 年 11-12 月に実施)、そして 2 年後の再々調査 (2012 年 11-12 月に実施) である。

ベースライン調査のサンプル 583 家計は、以下の手順で無作為抽出した(Khan et al. 2011, Khan 2013)。まず、CO 悉皆調査のデータに基づき、90 の CO から 50 の CO をランダムに選出し、選出 CO からメンバーを 5 名ずつランダムに選出した。したがって 250 名のメンバーが調査対象となったが、うち 1 名はすでに離村していたため、249 名のメンバーとその世帯・家計属性を調査した。次に、これら 50 の CO が位置する 21 の村落 (以下これを単に「CO 村」と呼ぶ) において、選挙人登録リストに基づき、メンバー家計と同じ数の非メンバー家計をランダムに選出した。したがって 249 家計が調査対象家計数となったが、2 つの村 (3 つの CO がそこに属していた) では、PHKN の浸透がほぼ完了していて、PHKN の介入対象となる家計のすべてがすでに CO メンバーとなっていたため、この調査対象から外した。この結果、CO 村の非メンバー家計の標本数は 234 となった。最後に、村落悉皆調査に基づき、CO が存在しない村 (以下これを単に「非 CO 村」と呼ぶ) のリストからランダムに 20 村を選出し、各村から、選挙人登録リストに基づき、5 家計ずつランダムに選出して、調査した。したがって、ベースライン調査 583 家計の内訳は、メンバー家計 249、CO 村の非メンバー家計 234、非 CO 村の非メンバー家計 100 である。583 の標本家計は、41 の調査村に散らばっている。

1 年後の家計再調査においては、ベースライン調査時のメンバー家計 249、ベースライン調査時の CO 村非メンバー家計 234 のすべてについて、再調査に成功したが、非 CO 村家計 100 のうち 12 家計の再調査に失敗した。12 家計の再調査失敗は、調査拒否および離村が理由である。そのため、ベースライン調査と同じ手順により 12 の調査家計を追加した。また、ベースライン調査時のメンバー家計のうち 1 家計が CO を脱退

し、ベースライン調査時の CO 村非メンバー家計のうち 1 家計が CO に加入した。2 年後の再々調査においては、再調査と同一の 583 家計を調査した。再々調査においては、メンバーシップに関する変化はなかった。

したがって、3 回の家計調査はすべて 583 家計を調査対象としているが、本稿の分析に合致した 3 か年完備パネルとしては、次の 569 家計を用いる。すなわち、3 時点ともメンバーであった 248 家計、3 時点とも CO 村居住の非メンバー家計であった 233 家計、3 時点とも調査された非 CO 村の非メンバー家計 88 の合計 569 家計である。ベースライン調査の 583 家計に対して、569 家計の完備パネルデータを用いるということは、14 家計が脱落しており、サンプル脱落率でみて 2.4% である。14 のサンプル脱落は、完全にランダムではない可能性が残るものの、分析にバイアスをもたらすような発生の方はしていない（補論 1 参照）。そこで本稿では、脱落バイアスを計量経済学的に修正する手法は採用しない。

2.4 調査家計の特徴と 3 か年の消費水準推移

表 1 に、ベースライン調査に基づく 569 家計の属性をまとめる。3 回の家計調査とも、資産などのストック変数については調査時のデータ、所得関連の変数については調査時までの過去 1 年間、食料消費については調査時までの過去 1 週間の消費量とその調達方法（農家の自家生産、農業労働者の現物賃金受取等含む）と市場価格での帰属価値および実際に支出した場合の支出額、非食料については調査時までの過去 1 年間の消費支出額のデータを収集した。

<表 1 調査家計の特徴（2010 年）>

平均の家計構成員数は 6.2 名、世帯主の平均年齢 50 歳であり、KP 州の平均と大差ない。世帯主の識字率 73%、平均就学年数 5.9 年は、KP 州の平均よりもやや高い。携帯電話は家計レベルで 88% の普及率である。伝統的な資産である農地所有面積は、平均で 6.39 カナール（約 0.32 ヘクタール）となっており、KP 州の平均よりも小さい。希少な農地からの限られた農業所得だけでは生計が成り立たないために、出稼ぎを重視し、そのためにも人的資本投資が重視されてきたというハザーラー地域の生計戦略が、このデータにも表れている。出稼ぎ送金の平均受取額は 5,300 ルピーである。ただし農地所有も出稼ぎ送金受取も、非常に標準偏差が大きいこと、中央値が平均を大きく下回ることに留意が必要である。

消費データは、以下の手順で集計した。まず食料支出額については、実際の支出額に現物消費の帰属計算価値を加えて、1 週間分について全食品に関して合計したものを 52 倍した。非食料支出額は全項目を合計した。この合計を年間の総消費支出とみなす。調査日が 1 月以上に広がっていること、食料消費と非食料消費のレファレンス期

間が異なることの2つの理由ゆえに、厳密にこの消費指標が、例えばベースライン調査データの場合に2010暦年ないしは2010/11年度の年間消費とみなせるわけではない。とはいえ、1月当たりのインフレ率はそれほど高くないこと、本稿の焦点が異時点間の差分の分析にあり、村落ごとの調査順序は3回の調査ですべてほぼ同じであることから、この手法で集計した消費指標それぞれを、2010年の名目消費額、2011年の名目消費額、2012年の名目消費額として扱う。

異時点間の比較をする際には、名目消費額を実質化する必要がある。本稿では、政府統計(Government of Pakistan 2013)に基づき、全パキスタンでの消費者物価指数上昇率を用いて、3年分の消費額を、2010年調査時の価格による実質額に変換した。3か年の消費水準の推移を、メンバーシップ別に整理したのが表2である。

<表2 3か年の消費水準推移と PHKN メンバーシップ (2010-12年)>

表に顕著なように、調査地域の消費は3年間を通じて継続的に減少した。総消費支出(*tot_exp*)は2010年の23万ルピーが11年には16万ルピー(2010年価格)、12年には14万ルピー(2010年価格)に減少した。1人当たり消費支出(*exp_pc*)も4万ルピーから2万8000ルピー、2万4000ルピーに減少した。総消費支出を食料(*exp_food*)と非食料(*exp_nonfd*)に分けると、2011年には両者とも減少しているが、12年には非食料の減少は止まっている。パネル調査に起こり得る被調査者の疲弊による計測誤差バイアス(2年目、3年目の調査になるほど返答漏れが大きくなって、見かけ上、消費の報告額が減少した可能性)を疑って、われわれは各個別の消費品目ごとに3年間の推移を検討した。詳細は省略するが、インフレーションの激化で実質所得が大きく目減りした中、食料内部や非食料の項目間で、奢侈的な消費を切り詰めて、最低限の生存を測ったことが確認できた⁹。表2からは、PHKNのメンバーと非メンバーとの差を見出し難い。とはいえ差がないかどうかは、計量経済学的に厳密に検証する必要がある。

また、メンバー家計248の中でも、その所属するCOの属性や活動内容は異なっている。表3に示すように、男性COの比率は28%、CO設立からの月数は0から126月に分布して平均は47.6月(約4年)である。リーダー研修以外のHRD研修に関し、その量的指標として回数を見ると、1回から15回に分布して平均は6.2回、質的多様性という観点から研修テーマを8つに分けてHRD研修の種類数を見ると、平均で3.9種類の研修を受けている。メンバー家計が属するCOが小規模インフラを実施している比率は46%、マイクロクレジットを供与している比率は24%である。これらの差が、集計的ショックへの脆弱性に違いをもたらすかも実証面での課題となる。

⁹ 食料品目別には、食用油や穀物といった必需品の消費量はほぼ横ばいなのに対して、肉・魚類、砂糖・菓子類、タバコの消費量や外出支出は3年間を通じて顕著に減少した。非食料品の中では、衣服・靴類、交際費の支出が3年間を通じて顕著に減少した。

なお、表3に示したCO活動内容のデータは、ベースライン調査までの累積である。小規模インフラに関しては、2011年に実施されたのは以前からの継続分だけであり、2012年には実施されていない。マイクロクレジット供与は2011年に縮小され、2012年以降に新規供与はない。したがって、次節以降で分析する2011年、12年の消費変化の決定要因として、COによる小規模インフラ整備やマイクロクレジット供与を考慮する場合、それらの年に生じたインフラ整備のための雇用やマイクロクレジット新規受け取りなどが消費に直接与えたインパクトではなく、2010年までに行われた過去のインフラ整備やマイクロクレジット供与が間接的に2011年以降の消費に与えたインパクトを検討することになる。

<表3 メンバー家計の所属する住民組織の特徴(2010年)>

3. 実証モデル

実証で用いる基本モデルは以下の通りである¹⁰：

$$\begin{aligned} \Delta Y_{ivt} = & b_{10}T_{2011} + b_{11}T_{2011} \times M_{icv} + b_{20}T_{2012} + b_{21}T_{2012} \times M_{icv} \\ & + Z_{ivt}a_1 + Z_{iv}a_2 + u_{ivt}, \quad t = 2011, 2012, \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 ΔY_{ivt} は村 v に居住する家計 i の年 $t-1$ から年 t にかけての実質消費の変化額、 T_{2011} は $t=2011$ すなわち再調査に対応した年ダミー、 M_{icv} は村 v に居住する家計 i が住民組織 c のメンバー家計であることを示すダミー変数 (M は member の頭文字)、 T_{2012} は $t=2012$ すなわち第3次調査に対応した年ダミー、 Z_{ivt} は家計 i が年 $t-1$ から年 t にかけて経験した家計固有ショックのベクトル、 Z_{iv} は家計 i の初期条件、 u_{it} は期待値ゼロの誤差項、 a と b が推定するパラメータ (のベクトル) である。前節で説明したように、調査地はベンチマーク調査年から再調査年、第3次調査年にかけてマイナス成長が続いたことから、年ダミーの係数 b_{10} と b_{20} はマイナスの値を取ると期待される。 M_{icv} と T_t の交差項に係るパラメータ b_{11} と b_{21} は、そのようなマイナス成長の悪影響をメンバーであることがどれだけ緩和するかのインパクト指標であり、二重差分(double difference ないし difference-in-difference: DID)によって識別されている。もし PHKN の CBD 型介入が集計的ショックを緩和する効果を持つならば、これらの DID パラメータはプラスの値を示すであろう。

再調査年と再々調査年とで異なるメンバーシップ効果を許容した定式化を採用する

¹⁰ 家計調査は村落を基本的なサンプリングの単位(primary sampling unit)としていることから (Khan et al., 2011)、すべての回帰分析において、村落でクラスターしたロバスト標準誤差を用いる。

のは、ショックが連続して起きると家計消費の反応が異なったものになる可能性について吟味したいためである。Fafchamps (2005)などで展望されているように、ショックに対する途上国家計の脆弱性の既存研究は、一度きりのショックよりも連続して起きるショックの方が、家計に大きな厚生低下をもたらすことを明らかにしている。CBD型介入がショック緩和効果を持つが、その効果は連続して起きたショックに対して顕著に表れるならば、 $0 < b_{11} < b_{21}$ となることが期待される。また、 $b_{11} + b_{21}$ の値は、第3年次においてベースラインと比較したメンバーシップ累積効果を示す。

なお、DID パラメータをクリーンに識別するためのコントロールとして、家計の初期条件と、家計固有ショックを説明変数に加えている。これらの要因が消費変化にもたらした影響を取り除いたうえでの残差として、集計的ショックを識別するのが本稿の実証戦略である。

メンバーであることの効果は、村落内でスピルオーバー効果を持つかもしれない。言い換えると、非メンバー家計であっても、CO 村に居住している場合と、非 CO 村に居住している場合とでは消費の動学が異なる可能性がある。そこで、基本モデルを、非 CO 村家計を制御群(control group)にした定式化に拡張する：

$$\begin{aligned} \Delta Y_{ivt} = & b_{10}T_{2011} + b_{11}T_{2011} \times M_{icv} + b_{12}T_{2011} \times N_{iv} + b_{20}T_{2012} + b_{21}T_{2012} \times M_{icv} + b_{22}T_{2012} \times N_{iv} \\ & + Z_{ivt}a_1 + Z_{iv}a_2 + u_{ivt}, \end{aligned} \quad (2)$$

ただし N_{iv} は、CO 村居住の非メンバー家計の場合に 1 となるダミー変数である (N は neighbor の頭文字)。帰無仮説 $b_{12} = b_{22} = 0$ を統計的にテストすることによって、スピルオーバーの有無が検証できる。帰無仮説が棄却できない場合には、式(1)のモデルが式(2)のモデルよりも適切であることが示唆される。

別の方向の拡張として、PHKN の CO メンバーであることの効果が、CO の属性や活動内容に応じて効果が異なるモデルも推定する。村 v にて活動する住民組織 c の属性・活動内容を示すダミー変数や連続変数を X_{cv} として、(1)式を次のように拡張する：

$$\begin{aligned} \Delta Y_{ivt} = & b_{10}T_{2011} + T_{2011} \times M_{icv} \times (b_{11} + b_{12} \times X_{cv}) + b_{20}T_{2012} + T_{2012} \times M_{icv} \times (b_{21} + b_{22} \times X_{cv}) \\ & + Z_{ivt}a_1 + Z_{iv}a_2 + u_{ivt}, \end{aligned} \quad (3)$$

ただし追加される変数 X_{cv} は、ベンチマーク調査で集めた情報を用いる。帰無仮説 $b_{12} = b_{22} = 0$ を統計的にテストすることによって、インパクトの異質性の有無が検証できる。帰無仮説が棄却できない場合には、式(1)のモデルが式(3)のモデルよりも適切であることが示唆される。また、帰無仮説 $b_{12} + b_{22} = 0$ を統計的にテストすることによって、ベースラインからの CO 異質性の累積効果が 3 年次においてゼロであるかどうかを検証

できる。いずれにしてもわれわれがとりわけ関心を持つのは、前節で述べたような PHKN の介入の違い、すなわち女性 CO と男性 CO の違い、CO 活動歴の長短やメンバー数の多寡、小規模インフラプロジェクトの有無、マイクロクレジット供与の有無、人的資源開発トレーニングの強度や中身などに応じて、集計的ショックへの家計の脆弱性が異なった影響を受けるかどうかである。標本数があまり大きくないことを考慮し、追加する変数 X_{cv} は基本的にひとつに限り、統計的に有意な二変数間関係が見いだされたものに関してのみ、それらを組み合わせた分析も補助的に行うことにする。

なお、補論 2 に示すように、メンバー家計ダミー変数 M_{icv} の決定はランダムではなく、より貧困な村落に居住している家計やより自然災害に脆弱な家計がメンバーとなる確率が有意に高い。すなわち(1)式の M_{icv} は内生変数であり、それを右辺に入れた OLS 推定には内生性の問題が潜在的に存在する。この問題は、(2)式の N_{iv} 、(3)式の X_{cv} にも同様に当てはまる。(1)~(3)式の DID パラメータが因果関係としてのインパクトを示すのは、内生的なプログラム参加を決める観察可能および観察不可能な諸要因が Y_{ivt} に対して水準の効果しか持たず、 Y_{ivt} の差分すなわち被説明変数である ΔY_{ivt} に対しては直交する場合である。(1)~(3)式の被説明変数は差分をとっているため、家計の固有効果が除去されている、すなわち、時間に対して不変な家計要因が Y_{ivt} の水準に与える効果に関しては、観察不可能な要因も含めて完璧にコントロールされている。問題になるのはしたがって、 ΔY_{ivt} とプログラム参加を決める要因とが相関している可能性である。(1)~(3)式においては、家計の初期条件に由来する消費変化すなわち $Z_{iv}a_2$ 項を入れることにより、観察可能なそのような要因に関しては、できる限りコントロールした。

PHKN が貧困かつ脆弱な階層にターゲティングしていることを考慮すると、セレクションに関する観察不可能な要因が ΔY_{ivt} と相関しているとしたら、その符号はマイナスである可能性が強いと思われる。その場合、(1)式を OLS 推定したパラメータ b_{11} と b_{21} はマイナス方向にバイアスを持つから、仮にこのパラメータが有意にプラスに検出されたならば、PHKN のメンバーシップが集計的ショック緩和効果を持つと結論してよいと思われる。このことが、式(1)を基本モデルとして採用する理由である。

頑健性のチェックとして、(1)式については、制御群を CO 村の非メンバー家計ないし非 CO 村の家計に限る再推定も行う¹¹。DID によって因果関係を識別できるための仮定が満たされていれば、これらの結果と(1)式を全標本で推定した結果とで、同一の結

¹¹ この再推定は、メンバー家計と CO 村の非メンバー家計と非 CO 村家計の 3 タイプを比較する(2)式には適用不可能である。(3)式には適用可能だが、そもそも(3)式を推定する目的はパラメータ b_{12} と b_{22} の吟味であって、 b_{11} と b_{21} の吟味ではない。制御群を変更した再推定は、メンバー家計間の相違によって係数が識別される b_{12} と b_{22} の推定値に何ら影響を及ぼさない。もちろんその標準誤差は若干の影響を受けるが、われわれのデータでは統計的推論に何ら影響を及ぼさない微々たる変化にとどまった。そこで、(3)式に関しては、制御群を変更した再推定結果を省略する。

果が得られるはずである。

4. 推定結果

4.1 基本モデル

表 4 に基本モデルの推定結果をまとめる。家計 i が年 $t-1$ から年 t にかけて経験した家計固有ショック Z_{ivt} として、死亡による家畜の損失額と世帯員の健康ショック（健康に障害を持つ世帯員が増えた場合に 1 となるダミー変数）の 2 つの変数を用いた¹²。また、家計 i の初期条件 Z_{iv} には、表 1 の家計属性のうち、調査地の社会経済上最も重要な 4 つの変数、すなわち世帯員数、世帯主の教育年数、住居面積、所有農地面積を取り上げ、平均からの差分を標準偏差で除すという標準化を施した上で用いた。したがって、第 2 年次、第 3 年次の切片パラメータが示すのは、家計固有ショックがゼロの値をとり、世帯員数、世帯主の教育年数、住居面積、所有農地面積が標本平均に等しい非メンバー家計が平均的に被った集計的ショックの大きさであり、各年次とメンバーダミーの交差項という DID パラメータが示すのは、同じ条件の家計で、メンバー家計の場合にそれがどう異なっていたかである。

被説明変数が 4 つあるため、8 つの DID パラメータが表には示されているが、そのうち 5 つが正であるため、どちらかといえばメンバーであることが集計的ショックを緩和することをポイント推定値は示している。ただし正の係数はどれも統計的に有意でないし、非食料消費への第 3 年次のインパクトは統計的に有意に負である。また、第 3 年次への累積効果を示す $b_{11}+b_{21}$ は、4 つの被説明変数すべてにおいて符号は正だが統計的に有意でなかった（表 4 の最下行参照）。したがって、メンバーであることの集計的ショック緩和効果は、全体としては検出されないことになる。

<表 4 基本モデルの推定結果>

家計固有ショックの係数に関しては、負となることを予想したが、予想に反して統計的に有意な結果は得られなかった。これは、調査家計間で家計固有ショックが実質的にかなり保険されている可能性を示唆している。すなわち、インフォーマルなリスクシェアリングが機能していると考えられる¹³。家計の初期条件は、教育が統計的に有意でなかったことを除くと、統計的に有意な係数を示しており、農地や宅地という点で富裕な家計の方が、消費の大きな低下を経験したことが示されている。家計固有ショックと、家計の初期条件という説明変数は、本稿の課題である集計的ショックをよ

¹² この家畜損失額(2010 年価格での PKR 1,000)の平均（標準偏差）は、1.396 (11.187)、世帯員健康ショックが起きた比率は 10.7%である。

¹³ この家畜損失額メンバーシップダミーとの交差項も試したが、一貫して家計固有ショックに係る係数は統計的に有意でなかった。調査家計のインフォーマルなリスクシェアリングの実態については、別稿を期したい。

り正確に識別するためのコントロールにすぎないことから、これ以降、これらの係数の推定結果とそれに関する議論は省略する。

4.2 スピルオーバー許容モデル

基本モデルを拡張し、CO 村の非メンバー家計へのスピルオーバー効果を許容した推定結果では、メンバー家計の DID パラメータ(b_{11} および b_{21})が正の値を取る傾向がやや強くなった (表 5 参照)。8 つのパラメータのうち 7 つが正で、うちひとつは 5%水準で有意となった。非食料消費への第 3 年次の効果は負で統計的に有意であるが、その係数は第 2 年次への正の効果に比べて絶対値が小さく、ベースラインからの累積効果として $b_{11}+b_{21}$ の値を見ると、正の値となった (ただし統計的には有意でない)。他方、総消費と食料消費の場合には、第 3 年次までの累積効果($b_{11}+b_{21}$)の値は正で、統計的に 10%水準で有意となった。このことは、制御群を非 CO 村家計に限った場合に、集計的ショック緩和効果が弱いながらも統計的に有意に検出されるようになることを意味している。

<表 5 スピルオーバーを許容した推定結果>

CO 村の非メンバー家計へのスピルオーバー効果に関する DID パラメータ(b_{12} および b_{22})を見ると、8 つすべてがメンバー家計への効果と同符号で、うち 1 つは 5%水準で有意に正となった。このことは、CO 村内で非常に強いスピルオーバー効果が働いている可能性を示唆する。表 5 のパネル A の最終行にあるように、メンバーへの効果と非メンバーへのスピルオーバー効果とが同じ大きさであるという帰無仮説は、5%水準で棄却されない。この制約を課した推定結果を、表 5 のパネル B として掲載する。

ただし、同じ表のパネル A の下から 3 番目の行にあるように、非メンバーへのスピルオーバー効果がゼロであるという帰無仮説もまた、10%水準ですら棄却されない。これらの結果は、われわれの調査設計では、スピルオーバー効果を検出する統計的パワーが低いことを示していると思われる。非 CO 村は 20 村しか調査できなかったため、CO の有無に関する村落レベルでの変動がデータには十分でなく、このことが、制御群を非 CO 村の非メンバー家計に限った分析を不安定なものにしていると思われる。

とはいえ、メンバー家計へのインパクトと似た規模のスピルオーバー効果が同じ村での非メンバー家計にも生じている可能性が示唆されたことは興味深い。そこで、そのメカニズムを考慮するために、(2)式をさらに 2 つの方向で拡張した (付表 1)。

第 1 に、表 5 に示されたものが本当にスピルオーバー効果ならば、CO 村に居住する非メンバー家計への集計的ショック緩和効果は、その村にて活動する CO の数が多いほど強いはずである。そこで、(2)式の N_{iv} を、CO 村居住の非メンバー家計の場合に 1 となるダミー変数ではなく、その村で活動している CO の数に置き換えたところ、8

つの DID パラメータすべてが正の値となり、うち 6 つが統計的に有意となった（付表 1、パネル B）。また、(2)式のスピルオーバー交差項を、ダミー変数と CO 数の両方に関して入れたところ、ダミー変数が係る 8 つの DID パラメータで統計的に有意に正のものはなくなり、CO 数が係る 8 つの DID パラメータはすべて正で、うち 4 つが統計的に有意性を保った（付表 1、パネル C）。すなわち、CO 村に居住する非メンバー家計への集計的ショック緩和効果は、その村にて活動する CO の数が多いほど強いことが確認できた。

第 2 に、非メンバー家計もその便益を享受しやすい小規模インフラ事業を CO 村の CO が実施している場合に、スピルオーバー効果が強くなると予想される。そこで、(2)式のスピルオーバー交差項を、年次ダミーと N_{it} とその村で小規模インフラが実施されているダミーの交差項で置き換えたモデル（付表 1、パネル D）、後者の交差項を追加したモデル（付表 1、パネル E）を推定した。新たなクロス項 8 つのうち、第 3 年次に関するパラメータ 4 つはすべて正となり、うち 3 つは統計的にも有意であった。ただし第 2 年次に関しては統計的に有意な結果は得られなかった（次項で議論する小規模インフラの効果と同様である）。

以上 2 つの結果は、CO 村内で非メンバー家計へのスピルオーバー効果が働いているという解釈と整合的である。サンプリングの設計ゆえに統計的なパワーが落ちるとはいえ、PHKN の活動は、メンバー家計に限らず、同じ村に居住する非メンバー家計に対しても集計的ショック緩和効果をもたらした可能性があるかと判断する。

4.3 住民組織の特徴や活動内容による違い

表 6 および表 7 に、基本モデルを拡張し、集計的ショック緩和効果が、CO の特徴や活動内容によって異なることを許容したモデルの推定結果をまとめる。(3)式において交差項を付け加える際には、表 3 に示した CO の特徴や活動内容の変数をそのまま使うのではなく、中央値を差し引いて交差項を作成した。これにより、(3)式の係数 b_{11} と b_{21} は、中央値の CO に対応した DID パラメータとなり、表 4 との比較が容易になる。

表 6 はまず、CO の組織面の特徴に関する異質性である。パネル A に示すように、男性 CO である場合の付加的な DID パラメータ 8 つのうち 6 つが負で、うちひとつは 5%水準で有意、1 つは 10%水準で統計的に有意となった。女性 CO の方が男性 CO よりもショック緩和効果が強いことを示している。ただしその差の統計的有意性はそれほど高くなく、基本モデルを帰無仮説とした場合、被説明変数が 1 人当たり消費 ($dexp_pc$) と食料消費 ($dexp_food$) の時のみ有意水準 5~10% で帰無仮説が棄却されたにすぎない。PHKN が女性に焦点を当てた活動をしている以上、女性 CO の効果が強く出ることをわれわれは期待し、その通りの結果にはなったが、男女 CO 間の差異に関する

る統計的有意性は予想よりも低かった。男性 CO のパフォーマンスが劣ることの解釈としては、女性 CO の方が社会関係資本蓄積に貢献するという経路の他に、家計から男性が CO に参加することで、市場活動向けの男性労働力が家計から減るという経路も考えられる。

<表 6 CO の異質性を許容した推定結果：組織の特徴>

表 6 のパネル B は、CO の活動期間による違いを検討している。付加的な DID パラメータ 8 つのうち 6 つが正であるため、活動期間が長いほど集計的ショックを緩和する効果が強いことが示唆される。8 つのパラメータすべてが、統計的に有意でないが、ベースラインに比較した 3 年次までの累積効果、すなわち $b_{12}+b_{22}$ でみると、総消費 ($dtot_exp$)、1 人当たり消費 ($dexp_pc$)、食料消費 ($dexp_food$) においてそれぞれ有意水準 5%、1%、10% で正の値となった。集計的ショック緩和効果が、第 3 年次になると、古い CO であればあるほど強く働くことが示唆された。1 人当たり消費 ($dexp_pc$) が被説明変数の時の累積係数の大きさは、0.077 ($=0.012+0.065$) であるから、PHKN 発足時から古参 CO の場合、 $co_age - 32 = 126 - 32 = 94$ 月を掛け算して、約 7,300 ルピー、標準的 CO のメンバーよりも消費水準が第 3 年次に高かったことを示している。約 7,300 ルピーは、表 1 にある第 1 年次の消費の平均額の 18% に当たり、無視できない大きさである。CO の集計的ショック緩和効果がメンバー家計に生じるには、長い期間、CO が活動することが重要というのは、フィールドでわれわれが PHKN を観察して得た印象と合致する。

表 6 のパネル C は、集計的ショック緩和効果が、第 3 年次になると、メンバー数が少ない CO であればあるほど強く働くことを示している。第 3 年次に関する 4 つの DID パラメータ (b_{22}) はすべてが負で、5 から 10% 水準で統計的に有意である。総消費 ($dtot_exp$) が被説明変数の時の第 3 年次の係数の大きさは、-3.396 であるから、最小規模である 16 名の CO の場合、 $co_size - 23 = 16 - 23 = -7$ 名を掛け算して、約 23,700 ルピー (第 1 年次の平均の 10.3%)、標準的 CO のメンバーよりも消費水準が第 3 年次に高かったことを示している。集計的ショックを緩和させるには、メンバー数の大きい CO が不利ということになり、メンバー数の少ない CO の方が活発に活動しているというフィールドでわれわれが PHKN を観察して得た印象と合致する。

<表 7 CO の異質性を許容した推定結果：活動内容>

表 7 は、集計的ショック緩和効果が、CO の活動内容によって異質となることを許容したモデルの推定結果を示す。パネル A および B に示すように、リーダー研修以外の HRD 研修に関し、その量的指標としての回数も、質的指標としての種類数も、ショック緩和効果にほとんど影響を及ぼしていない。唯一統計的に有意なのは、回数のクロ

ス項の係数で、第3年次において1人当たり消費に正のインパクトを与えている。種類数を計算するもとなった個別の研修のダミー変数をシフターとして用いてもやはり有意な結果は得られなかった（推定結果は省略）。PHKNの活動においてHRD研修が非常に重視されていること、とりわけ女性メンバーや男性メンバーの配偶者に対して所得獲得能力を上げることに重きを置いてHRD研修を設計してきたことからすると意外な結果であった。PHKNのHRD研修が、技能が適切に伝達されて技能の定着につながっていない可能性、技能そのものが対象家計の置かれた状況の下で経済的に魅力的なものでなかった可能性が疑われる。PHKNが実施した別のHRD研修であった野生猪被害軽減プロジェクト(AWBAP)のインパクトを、本稿と同じデータを用いて分析したKurosaki and Khan (2013)は、AWBAPの効果が持続的でないことを示しており、その理由としてこれら2つの可能性を指摘している。

表7のパネルCは、小規模インフラをCOが実施している場合、集計的ショックが緩和された可能性を示唆している。8つのDIDパラメータすべてが正である。個別にはこれらのパラメータのどれも統計的に有意でないが、ベースラインから第3年次までの累積効果 $b_{12}+b_{22}$ で見ると4つの被説明変数すべてに関して5%水準で統計的に有意に正である。すなわち第3年次までの蓄積で見て、強いショック緩和効果を小規模インフラが持っていたことが示唆される。総消費(*dtot_exp*)が被説明変数の時の係数の大きさは、31.09 (=7.859+23.231)であるから、インフラプロジェクトを行っていないCOに比べて、行っている場合には、約31,000ルピー（第1年次の平均の13.5%）、標準的COのメンバーよりも消費水準がベースライン時に比べて第3年次に高かったことになる。インフラが整備されていればいるほど、地域レベルの集計的ショックを緩和するような対応策がとりやすいことは言うまでもない。その効果は、マイナス成長が続いた後でより顕著になると解釈できよう。小規模インフラが緩和効果をもたらした経路を考える上では、インフラの中身が問題になる。われわれのデータでは上下水道関連とそれ以外に2分する情報が得られるが、両者を分けた計量分析は有意な違いを生み出さなかった。

表7のパネルDは、所属するCOがマイクロクレジットを供与している場合、第2年次において、集計的ショック緩和効果が強く生じたことを示唆している。第2年次に関するDIDパラメータは4つすべてが正で、うち3つが1%水準で有意である。総消費(*dtot_exp*)が被説明変数の時の第2年次の係数の大きさは、41.56であるから、インフラプロジェクトを行っていないCOに比べて、行っている場合には、約41,600ルピー（第1年次の平均の18.1%）、標準的COのメンバーよりも消費水準が第2年次に高かったことになる。ただし第2年次から第3年次にかけての変化に関しては、マイクロクレジットを供与していたCOとそうでないCOとで差が検出されない。信用アクセスは、消費平準化を可能にするから、マイナス成長1年目で迅速な集計的ショック

緩和効果が現われたが、ショックが継続するとその緩和効果が小さくなった可能性を示唆していよう。

われわれのデータからは、メンバー家計のうち実際に PHKN のマイクロクレジットを受け取ったか否かの情報も得られるから、CO レベルのマイクロクレジット実施ダミー(*mf*)ではなく、家計レベルの PHKN マイクロクレジット受取ダミーを用いて、パネル D を再推定することも可能である。付表 2 のパネル B に示すように、推定結果は表 7 のパネル D とほぼ同じ結果となり、若干係数が大きくなった。ふたつのダミー変数は、相関が非常に高いため、両方を同時に入れる定式化は不安定な推定結果につながったが、マイクロクレジット供与 CO 内で利用メンバーと非利用メンバーを区別すると、非利用メンバーに対しても統計的に有意なショック緩和効果が検出された（付表 2、パネル C）。これは、消費平準化を助ける上で重要なのは信用アクセスであるから、たとえ自分が PHKN のマイクロクレジットを受け取っていないなくとも、同じ CO 内の隣人家計が受け取っていれば、そこを通じて間接的に信用アクセスが改善していると解釈できよう。表 2 のパネル C にあるように、マイクロクレジットの間接的なショック緩和効果の大きさは、直接的な効果の 3 分の 1 から半分程度であるが、間接効果と直接効果が等しいという帰無仮説は棄却できなかった。すなわち非常に強い間接効果が検出された。

表 6 および表 7 の推定結果は、女性 CO で、活動歴が長く、メンバー数が少なく、小規模インフラを実施し、マイクロクレジットを供与している CO の場合、集計的ショックを緩和する効果が存在したことを示唆するものであった。ただしこれら 5 つの要因すべてが独立に、緩和効果をもたらしているとは限らない。CO の活動内容は、それまでの活動歴を反映して内生的に決まってくる側面があるため、相互に深く関連している(Khan et al. 2011)。表 6~7 のシフター中、HRD 関連の 2 変数を抜いた 5 つに関し、単純な相関係数を計算するとすべてその絶対値がかなり高い（付表 3）。ある CO が小規模インフラを実施している場合、その CO はマイクロクレジットも供与しており、女性 CO であり、活動歴が長く、メンバー数が少ない傾向がある。この相関関係ゆえに、表 6~7 の結果をもって、5 つの要因それぞれの集計的ショック緩和効果とみなすことはできない。248 のメンバー家計を 5 つの要因に応じて 2 分してパターン表を作成し、ある程度標本数の大きなグループに着目した分析を行うことにより、小規模インフラ実施という 1 つの要因と、活動歴が長くメンバー数が少ないという 2 要因合体効果に関しては、独立した緩和効果があったことが示唆された（補論 3 参照）。ただし補論 3 での議論は、完全に厳密な識別に成功しているとは言えない面がある。住民組織のどの特徴・活動が効いていたのかをより正確に識別することは、今後の課題として残されている。

4.4 頑健性のチェック

基本モデル(1)式に関する頑健性チェックの結果を表 8 に示す。表では、われわれが関心を持つ DID パラメータに絞って表 4 の結果をパネル A として再掲したうえで、インパクトを計測する基準となる制御群を CO 村の非メンバー家計に限った場合（パネル B）、非 CO 村の家計に限った場合（パネル C）の結果をまとめた。パネル B の結果は、DID パラメータの絶対値が弱まり、正のショック緩和効果は全く検出されない結果となった。パネル C の結果は、表 5 に示した(2)式の結果と整合的である。つまり、われわれの事例では、CO 村内部でのメンバー家計から非メンバー家計へのスピルオーバー効果が強いのか、あるいは非 CO 村がシステムティックに集計的ショックに脆弱な地域となっている可能性がある。PHKN は、より貧困で自然災害に脆弱な村落や家計にターゲットする傾向があるから(Khan and Kurosaki 2013)、後者の可能性は低いとわれわれは考える。スピルオーバー効果が強い場合は、表 5 について議論したのと同様に、村落の数がわれわれのデータでは少ないことに由来する統計的パワーの不足ゆえに、パネル B やパネル C の頑健性チェックは機能しなくなる。より厳密なインパクトを検出することが本稿の課題として残されていることを、表 8 は示しているのかもしれない。

<表 8 頑健性チェック>

異なった方向への頑健性チェックとして、被説明変数をレベルでの差分ではなく、自然対数の差分を取った定式化も試みた。DID パラメータの符号と統計的有意性に関して、若干有意性は低くなるものの、表 4~7 で報告したのと定性的にはほぼ同じ結果が得られた（付表 7~10）。

5. 結び

本稿は、コミュニティ動員型開発(CBD)を進めてきたパキスタンの NGO の活動地域で収集された、3 か年約 600 家計のパネルデータを用い、マイナス成長のような集計的ショックが生じた際に CBD が生活水準低下を緩和する効果があるのか、効果があるのはどのような条件の場合なのかについて、実証的に検討した。分析結果から、非メンバー家計と比較した場合に全体としてはショック緩和効果がなかったことが判明した。ただし、同じ村内での非メンバー家計へのスピルオーバー効果ゆえに、メンバーがいない村との比較ではショック緩和効果があった可能性も示唆された。また、ショック緩和効果が異質である可能性を考慮し、住民組織の特徴や活動分野を取り入れた分析からは、小規模インフラ建設型介入、マイクロクレジット供与の場合などに緩和効果が検出された。小規模インフラとマイクロクレジットでは、緩和効果の働くタイミングが異なり、前者ではショックが継続した後での累積的緩和効果として現われた

のに対し、後者ではショックの1年目で緩和効果が検出された。

全体として集計的ショック緩和効果がないという本稿のファインディングは、そもそもそのようなショックをコミュニティ内で緩和することが原理的に難しいという「はじめに」で述べた困難を再確認したものと解釈できよう。他方、住民組織に参加した結果蓄積されていく社会関係資本は、地域外との情報交換や取引の可能性を広げる可能性がある。このメカニズムが十分強ければ、住民組織を中核に据えた CBD アプローチが地域レベルの集計的ショックを緩和する効果を持つかもしれない。活動歴が長い住民組織や小規模インフラ建設型介入を行っている住民組織の場合に、集計的ショック緩和効果が検出されたという本稿のファインディングは、この地域外との取引能力向上によって生じた可能性がある。調査地域は丘陵部を多く含み、交通の便が悪い村落では、調査 NGO による小規模インフラがその改善にかなり寄与してきたのである。

調査地を特徴づけるもうひとつの特徴は、フォーマルな金融市場の未発達、とりわけ女性の信用アクセスの欠如である。その結果、自然災害の際にフォーマルな金融取引によって対処することが非常に限定的となってきた(Kurosaki and Khan 2011; 黒崎 2011)。マイクロクレジットを供与している CO のメンバー家計において、集計的ショック緩和効果が第2年次に有意に検出されたのは、このような文脈からすると自然であろう。ショックに対する脆弱性を克服する上での信用市場の役割という既存研究の多くが指摘してきた点が、本稿でも再確認されたと言える。インフォーマル信用が盛んな当地では、マイクロクレジットを通じた集計的ショック緩和効果が、実際に資金を借りていないメンバー家計にも波及していたことが特筆される。

以上本稿の実証結果をまとめると、CBD 型介入が集計的ショックの悪影響を緩和するかどうかは、介入の継続性や、地域における市場の失敗との対応に依存する可能性が示唆された。地域外との情報交換や財・サービス取引に関しては、本稿では用いなかった家計レベルのデータを用いて、さらなる実証作業を別稿にて期したい。また、CBD が社会関係資本を蓄積していく経路、蓄積された社会関係資本が集計的ショックに対するコミュニティの脆弱性を減らしていく経路の両方に関して、理論モデルを構築し、それに基づいた、より構造的な実証分析を行うことも本稿に残された課題である。

引用文献

- 黒崎卓 (2011) 「村落レベルの集計的ショックに対する家計の脆弱性：パキスタン農村部における自然災害の事例」『経済研究』 62(2): 153-165.
- 澤田康幸 (2010) 「自然災害・人的災害と家計行動」池田新介・大垣昌夫・柴田章久・田淵隆俊・前多康男・宮尾龍蔵編『現代経済学の潮流 2010』東洋経済新報社: 153-182.
- Arimoto, Y. (2012) “Participatory Rural Development in 1930s Japan: The Economic Rehabilitation Movement,” *Developing Economies*, 50(2): 170-192.
- Bardhan, P. and D. Mookherjee (2000) “Capture and Governance at Local and National Levels,” *American Economic Review* 90(2): 135-139.
- (2005) “Decentralizing Antipoverty Program Delivery in Developing Countries,” *Journal of Public Economics* 89(4): 675-704.
- Bellemare, M.F., C.B. Barrett, and D.R. Just (2013) “The Welfare Impacts of Commodity Price Volatility: Evidence from Rural Ethiopia,” *American Journal of Agricultural Economics*, 95(4): 877-899.
- Binswanger-Mkhize, H.P., J.P. De Regt, and S. Spector (eds.) (2010) *Local and Community Driven Development: Moving to Scale in Theory and Practice*, The World Bank.
- Bjorkman, M. and J. Svensson (2009) “Power to the People: Evidence from a Randomized Field Experiment of a Community-Based Monitoring Project in Uganda,” *Quarterly Journal of Economics*, 124(2): 735-769.
- Casey, K., R. Glennerster, and E. Miguel (2012) “Reshaping Institutions: Evidence on Aid Impacts Using a Preanalysis Plan,” *Quarterly Journal of Economics*, 127(4): 1755-1812.
- Dercon, S. (ed.) (2005) *Insurance Against Poverty*, Oxford: Oxford University Press.
- Durlauf, S.N. and M. Fafchamps (2005) “Social Capital,” in P. Aghion and S.N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Volume 1B, North Holland: Elsevier, pp.1637-99.
- Fafchamps, M. (2003) *Rural Poverty, Risk and Development*, Cheltenham, UK: Edward Elger.
- Feigenberg, B., E. Field, and R. Pande (2013) “The Economic Returns to Social Interaction: Experimental Evidence from Microfinance,” *Review of Economic Studies*, 80(4): 1459-1483.
- Government of Pakistan (2012) *Household Integrated Economic Survey (HIES) 2010-11*, Islamabad: Federal Bureau of Statistics, Government of Pakistan.
- (2013) *Pakistan Economic Survey 2012-13*, Islamabad: Economic Adviser’s Wing, Government of Pakistan.
- Hayami, Y. (2009) “Social Capital, Human Capital and the Community Mechanism: Toward a Conceptual Framework for Economists,” *Journal of Development Studies* 45(1): 96-123.
- Khan, H.U. (2013) “Economic Analysis of Community-based Development Interventions in Rural Pakistan,” unpublished Ph.D. dissertation, Hitotsubashi University, March 2013.
- Khan, H.U. and T. Kurosaki (2013) “Targeting Performance of Community-based Development (CBD) Interventions: An Econometric Analysis of a Women-Focused and Women-Managed Non-Governmental Organization (NGO) in Rural Pakistan,” Paper presented at the SAICON 2013 Conference, COMSTAT, Islamabad, December 4-6, 2013.

- Khan, H.U., T. Kurosaki, and K. Miura (2011) "The Effectiveness of Community-Based Development in Poverty Reduction: A Descriptive Analysis of a Women-Managed NGO in Rural Pakistan," CEI Working Paper No. 2011-4, Hitotsubashi University.
- Khwaja, A.I. (2004) "Is Increasing Community Participation Always a Good Thing?" *Journal of the European Economic Association*, 2(2-3): 427-36.
- (2009) "Can Good Projects Succeed in Bad Communities?" *Journal of Public Economics*, 93(7-8): 899-916.
- Kurosaki, T. (2005) "Determinants of Collective Action under Devolution Initiatives: The Case of Citizen Community Boards in Pakistan," *Pakistan Development Review*, 44(3): 253-270.
- (2013) "Dynamics of Household Assets and Income Shocks in the Long-run Process of Economic Development: The Case of Rural Pakistan," *Asian Development Review*, 30(2): 76-109.
- Kurosaki, T. and H.U. Khan (2012) "Vulnerability of Microfinance to Strategic Default and Covariate Shocks: Evidence from Pakistan," *Developing Economies*, 50(2): 81-115.
- (2013) "Household Vulnerability to Wild Animal Attacks in Developing Countries: Experimental Evidence from Rural Pakistan," PRIMCED Discussion Paper, no.37, Hitotsubashi University, March 2013.
- Kurosaki, T. and Humayun Khan (2011) "Floods, Relief Aid, and Household Resilience in Rural Pakistan: Findings from a Pilot Survey in Khyber Pakhtunkhwa," *The Review of Agrarian Studies*, 1(2): 79-107.
- Labonne, J. and R.S. Chase (2009) "Who is at the Wheel When Communities Drive Development? Evidence from the Philippines," *World Development*, 37(1): 219-231.
- (2011) "Do Community-Driven Development Projects Enhance Social Capital? Evidence from the Philippines," *Journal of Development Economics*, 96(2): 348-358.
- Mansuri, G. and V. Rao (2004) "Community-based and -driven Development: A Critical Review," *World Bank Research Observer*, 19(1): 1-39.
- Nkonya, E., D. Phillip, T. Mogue, J. Pender, and E. Kato (2012) "Impacts of Community-driven Development Programs on Income and Asset Acquisition in Africa: The Case of Nigeria," *World Development*, 40(9): 1824-1838.
- Park, A. and S. Wang (2010) "Community-based Development and Poverty Alleviation: An Evaluation of China's Poor Village Investment Program," *Journal of Public Economics*, 94(9-10): 790-799.
- Rao, V. and A.M. Ibanez (2005) "The Social Impact of Social Funds in Jamaica: A 'Participatory Econometric' Analysis of Targeting, Collective Action, and Participation in Community-Driven Development," *Journal of Development Studies*, 41(5): 788 - 838.
- Vajja, A. and H. White (2008) "Can the World Bank Build Social Capital? The Experience of Social Funds in Malawi and Zambia," *Journal of Development Studies*, 44(8): 1145-1168.
- Voss, J. (2008) *Impact Evaluation of the Second Phase of the Kecamatan Development Program in Indonesia*, Jakarta: The World Bank.

補論 1 脱落サンプルの特徴

ベンチマーク家計調査の対象となった 583 家計のうち、本稿の分析で用いるのは 569 家計の 3 か年パネルデータである。再調査の失敗とメンバーシップの変更によって脱落した 14 の家計の特徴を検討し、このサンプル脱落がバイアス(attrition bias)をもたらしている可能性がないかどうか、Khan (2013)の分析結果から抜粋する。

まず、ベンチマーク家計調査データを用いて、表 1 に示された変数を含む 35 の変数についてパネル家計 569 と脱落家計 14 の平均が異なるかの検定を行った。平均の差が 5%水準以下で有意に異なっていたのは 35 変数中 7 つ（家屋地境界の有無、家屋の排水設備の有無、ガス接続の有無、所有農地面積、イスラーム喜捨の受取ダミー、一人当たり総消費、野生猪被害の有無）であった。完全にランダムな脱落である場合に 5%水準であれば期待される件数である 1.75 回の棄却に比べてやや多い棄却件数となった。ただし、14 のサンプル脱落中 12 は非 CO 村の家計に集中しているため、非 CO 村のベンチマーク調査家計 100 に限って同じ作業を行うと、平均が同じであるという帰無仮説が棄却されることは、35 変数 3 変数に激減した。また、全サンプルを用いた場合に有意な棄却につながった 7 つの変数それぞれについて、その平均が脱落家計において高いか低いかを見ると、一貫した傾向は見いだせなかった。

とはいえ脱落が完全にランダムではない可能性が示唆されたため、本稿で用いた 4 つの消費水準の変数を被説明変数、家計の初期属性（人的資源、所有資産など）を説明変数とするクロスセクションの回帰分析を、ベンチマーク家計データを用いて行い、脱落サンプルを入れる場合と入れない場合とで係数に変化が生じるか、チェックした。分析結果は、係数に統計的に有意な差が生じないことを示すものであった。

さらに、本稿で用いた 4 つの消費水準の変数に関して、ベンチマーク調査と第 2 次調査のデータから階差を取り、それを家計の初期属性に回帰させる分析を行い、説明変数として第 1 の作業の変数を用いて予測した IMR (Inverse Mills Ratio)を追加した。IMR の追加は、家計の初期属性の係数に有意な差をもたらさず、IMR 自体の係数は、統計的に有意でなかった。また、第 1 段階の IMR 予測のプロビットモデルも、統計的に有意でなかった。

以上の分析結果が示しているように、14 のサンプル脱落は完全にランダムではない可能性が残るものの、分析にバイアスをもたらすような発生の仕方はしていない。したがって、脱落バイアスを計量経済学的に修正する作業の必要はないと判断した。

補論 2 PHKN によるターゲティングの特徴

PHKN の住民組織である CO が設置されるのはどのような傾向の村か、CO 村内で実際にメンバーとなる家計はどのような傾向の家計なのか、ベンチマーク調査のデータを用いて分析した。以下は、この件に関して詳細な検討を加えた Khan and Kurosaki

(2013)からの抜粋である。

まず、村落レベルの変数を用いた村落レベルの分析として、ベンチマーク村落悉皆調査データを用いて、29の変数について、40のCO村と65の非CO村の平均が異なるかの検定を行った。平均の差が5%水準以下で有意に異なっていたのは29変数中8つ（識字率、自営業家計比率、村レベルでのガス接続の有無、インターネット接続、伝統的助産婦の有無、コミュニティ学校の有無、非伝統的村内調停機構の有無、過去の自然災害の有無）であった。COが設置されやすいのは、識字率が低く、自営業家計比率が低く、ガスが無く、インターネットも無く、伝統的助産婦がいて、コミュニティ学校があり、非伝統的村内調停機構があり、過去の自然災害にさらされた村であった。これらのうち、伝統的助産婦とコミュニティ学校と非伝統的村内調停機構に関しては、PHKNの関与によってそれらが増えたという内生性の問題があるが、それ以外に関しては、生活水準が低く各種アメニティが不足し、自然災害に脆弱な村にPHKNがターゲットングしているとみなせよう。

村落レベルの分析の変形として、表1に示す変数を含む25のベンチマーク家計調査の変数について、CO村居住の483家計と非CO村居住の100家計の平均が異なるかの検定も行った。平均の差が5%水準以下で有意に異なっていたのは25変数中9つで、CO村の方が非CO村よりも、家屋に排水設備がない家計が多く、ガスを利用しない家計が多く、所有農地が小さい家計が多く、ケーブルテレビを利用せずにラジオを利用する家計が多く、野生猪の被害を受けた家計が多く、先住の氏族に属し、社会ステータスが低く、地域のリーダーとの人的関係が強い家計が多いことが判明した。最後の3点を除き、生活水準が低く各種アメニティが不足し、自然災害に脆弱な村にPHKNがターゲットングしていることが確認できた。

次に家計レベルの分析として、同じ25のベンチマーク家計調査の変数について、CO村内部において、249のメンバー家計と234の非メンバー家計の平均が異なるかの検定を行った。平均の差が5%水準以下で有意に異なっていたのは25変数中3つに限られた。2010年代洪水の被害を受け、野生猪の被害を受け、地域のリーダーとの人的関係が弱い家計ほど、CO村内でメンバーになる確率が高かった。いったんCOが組織された後での家計レベルの参加を決める要因としては、自然災害への脆弱性および村内でのリーダーとのつながりが弱いことが効いてくることが分かった。

以上是个々の変数に関して2グループ間での平均を比較した結果だが、CO村であることのダミー、CO村内でメンバー家計であることのダミーを被説明変数にした重回帰分析の結果も符号の方向としては似た結果となった。ただし個別の変数の統計的有意性は落ちた。これらの分析結果が示しているように、メンバー家計ダミー変数 X_i の決定はランダムではなく、より貧困な村落に居住している家計やより自然災害に脆弱な家計がメンバーとなる確率が有意に高いことが判明した。

補論3 緩和効果を生み出しているCOの活動や特徴は何か？

表6および表7の推定結果は、女性COであり、活動歴が長く、メンバー数が少なく、小規模インフラプロジェクトを実施し、マイクロクレジットを実施しているCOの場合、集計的ショックを緩和する効果が有意に検出できることを示している。われわれのデータから、5つの要因それぞれの効果を識別するための準備作業として、248のメンバー家計を5つの要因に応じて2分し、パターン表を作成した。COの活動期間及びメンバー数については、連続的に変化する変数のため、中央値を境に、それよりも大きい場合にダミー変数の1を割り振った¹⁴。5つの要因間の相関が低ければ、248のメンバー家計は、2の5乗すなわち32のグループにバランス良く配置されるはずである。しかし付表4に示すように、実際のデータは、上記の相関ゆえに、32のグループ中17は空集合となり、特定のグループに標本が集中した。

付表4において相対的に標本数が多い5つのグループを、グループ(1)から(5)と名付けよう。これら以外のグループは雑多な特性の集まりとなる。5つのグループを次のように比較することに依り、以下の4つの要因について、個別効果をクリーンに検証することが可能になる：

(1) vs. (2): どちらも女性COで、インフラやマイクロクレジットを実施していないが、(1)は活動歴が短くメンバー数が多いのに対し、(2)は活動歴が長くメンバー数が少ない。したがって、両者の比較により、活動歴が長くメンバー数が少ないことの合体効果を識別できる。

(2) vs. (3): どちらも女性COで活動歴が長くメンバー数が少なく、マイクロクレジットを供与していないが、(2)は小規模インフラプロジェクトを実施せず、(3)はしている。したがって、両者の比較により、小規模インフラプロジェクトの個別効果を識別できる。

(3) vs. (4): どちらも女性COで活動歴が長くメンバー数が少なく、小規模インフラプロジェクトを実施しているが、(3)はマイクロクレジットを供与せず、(4)はしている。したがって、両者の比較により、マイクロクレジットの個別効果を識別できる。

(1) vs. (5): どちらも活動歴が長くメンバー数が少ないCOで、インフラやマイクロクレジットを実施していないが、(1)は女性COであるのに対し、(5)は男性COである。したがって、両者の比較により、男性COであることの個別効果を識別できる。

回帰分析は、(3)式において、グループ(1)から(5)の5つのダミー変数群を、 X_i^d として入れ、雑多な特性の平均の効果を示すパラメータ b_{11} と b_{21} の解釈はせずに、上記4通りに関して、 $b_{1m} = b_{1n}$, $b_{2m} = b_{2n}$, $n > 1$, $m > 1$, $n \neq m$ を帰無仮説とする F 検定を行った。

¹⁴ ダミー変数を作成する閾値をずらした作業も行ったが、本稿で報告する結果と定性的に違いがない結果となった。

帰無仮説が棄却される場合に、 n と m とで係数の大小を見ることにより、3 つの個別効果と 1 つの合体効果の符号が判明する。推定結果を付表 5 に示す。

4 つの比較のうち、帰無仮説が頑健に棄却されたのは、(1) vs. (2)と(3) vs. (4)であった。CO タイプ(1)と(2)の個別パラメータを見ると、第 3 年次において、活動歴が長くメンバー数が少ない CO のパラメータが大きくなっている。つまり活動歴が長くメンバー数が少ないことの合体効果は、統計的に有意に第 3 年次の集計的ショックを緩和する。CO タイプ(3)と(4)の個別パラメータを見ると、第 3 年次での差はほとんどないのに対し、第 2 年次ではマイクロクレジット供与 CO のパラメータが大きくなっている。つまりマイクロクレジットは、統計的に有意に第 2 年次の集計的ショックを緩和する個別効果を持つ。個別パラメータだけを見ると、第 3 年次のショック緩和効果を小規模インフラプロジェクトが持っているようだが、CO タイプ(2)と(3)の比較というクリーンな識別方法を取る限り、その効果は統計的に有意でない。同様に、CO タイプ(1)と(5)の比較が統計的に有意な差を持っていないことから、男性 CO の集計的ショック緩和効果が低く見えた表 6 の結果が、他の CO 特徴を通じた見せかけの関係であった可能性が示唆された。

統計的に有意に集計的ショックを緩和する効果が、活動歴が長くメンバー数が少ないことの合体効果として識別できたわけだが、活動歴とメンバー数それぞれの効果を識別できないであろうか？ 付表 4 にあるように、他の条件が同じで、活動歴のみあるいはメンバー数のみ異なる 2 グループを取り出すとその標本家計数は 10 以下となってしまう、統計的なパワーが不足する。そこで、クリーンな識別にはならないが、248 のメンバー家計を活動歴とメンバー数のみの 2 次元で 4 通りに分類し、young & large を参照カテゴリー、追加する 3 つのダミー変数群として、[I] old & small、[II] young & small、[III] old & large として式(3)を再推定した。それぞれの家計数は、95、99、29、25 である。長い活動歴と少ないメンバー数それぞれが個別の効果を持ち、両者が合わさることの相乗効果がなければ、3 つのダミー変数の計数は[I]>0、[II]>0、[III]>0、[I]=[II]+[III]という関係を満たすはずである。相乗効果がプラスならば、[I]>[II]+[III]となる。また、長い活動歴のみがプラスに働くならば[I]>0、[II]=0、[III]>0、[I]=[III]、少ないメンバー数のみがプラスに働くならば[I]=0、[II]>0、[III]>0、[I]=[III]となる。個別の付加的 DID 係数の統計的有意性以外に必要な検定は、したがって、帰無仮説 [I]=[II]+[III]の F 検定になる。

付表 6 に推定結果を示す。第 2 年次において付加的な DID 効果が見られないのは表 6 と同じ結果である。第 3 年次における付加的な DID 効果は、[III]に関して非食料を除いて統計的に有意でなく、[I]と[II]はすべて正で統計的に有意である。帰無仮説 [I]=[II]+[III]は被説明変数が非食料消費(*dexp_nonfd*)の場合を除いて 5%水準では棄却されない。したがって、どちらかと言えば、長い活動歴よりも少ないメンバー数の方が

集計的ショック緩和に効いている可能性が示唆された。ただしこの4グループ分けは、女性COか男性COか、インフラやマイクロクレジットプロジェクトの実施などの特徴においてそれぞれ異なっているため、クリーンな識別にはなっておらず、あくまで参考程度の回帰分析である。

以上まとめると、女性COで、活動歴が長く、メンバー数が少なく、小規模インフラプロジェクトを実施し、マイクロクレジットを実施しているCOの方が集計的ショックを緩和する効果が強いこと、その効果はマイナス成長1年目の第2年次よりもマイナス成長が継続した第3年次ではっきり出ること、マイクロクレジットの効果は第2年次にも出ること、といった傾向がそれぞれの特性をひとつずつ入れた回帰分析からは検出された。ただしこれらの5つの要因はたがいに相関しているため、独立の効果を識別することは難しく、独立の効果がクリーンに検出されたのはマイクロクレジット単独の第2年次の効果と、長い活動歴と少ないメンバー数の合体効果の第3年次の効果ということになる。

表1. 調査家計の特徴(2010年)

変数名	定義	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値
メンバーシップ						
<i>member</i>	PHKNのCOメンバーであることを示すダミー変数	0.44	0.50	0	0	1
<i>neighbor</i>	CO村居住の非メンバーであることを示すダミー変数	0.41	0.49	0	0	1
世帯構成の特徴						
<i>hhsiz</i>	世帯員数	6.17	2.68	6	1	16
<i>hh_age</i>	世帯主の年齢	49.65	14.01	50	20	90
<i>hh_lite</i>	世帯主が識字者のダミー変数	0.73	0.44	1	0	1
<i>hh_edu</i>	世帯主の教育年数	5.90	4.37	5	0	16
家計資産・所得の特徴						
<i>cellphone</i>	携帯電話所有ダミー	0.88	0.33	1	0	1
<i>area_hh</i>	住居の面積(Marlas#)	9.60	6.13	8	1	40
<i>tot_area_ol</i>	所有農地面積(Kanals#)	6.39	11.39	1	0	100
<i>remittance</i>	年間出稼送金受取額(PKR 1,000)	52.55	155.85	0	0	1800
年間家計消費						
<i>tot_exp</i>	総消費支出(PKR 1,000)	229.93	124.70	209.23	28.19	1356.67
<i>exp_pc</i>	1人当たり総消費支出(PKR 1,000)	39.70	17.07	35.55	11.96	142.58
<i>exp_food</i>	食料消費支出(PKR 1,000)	163.11	75.21	151.98	21.42	648.67
<i>exp_nonfd</i>	食料以外の消費支出(PKR 1,000)	66.82	64.87	50.50	2.50	763.00
<i>exp_kindfd</i>	村落価格を用いて帰属計算された現物食料支出(<i>exp_food</i> の一部)(PKR	21.85	30.26	4.59	0	167.28
自然災害への脆弱性						
<i>estloss_wba</i>	野生猪による作物被害額、年間(PKR1000)	2.74	5.52	0	0	50
<i>d_flood</i>	2010年7-8月洪水被害を受けたことを示すダミー変数	0.38	0.48	0	0	1

出所: 本文記述のデータを用いて筆者計算(以下の表もすべて同じ).

注: 標本数は569で、平均、標準偏差、中央値はすべて569標本からのウェイトを付けない統計量.

#: 1 Kanal は約1/8エーカー、1 Marla は約1/20 Kanal.

表2. 3か年の消費水準推移とPHKNメンバーシップ(2010-12年)

調査年	全標本家計 (n=569)	メンバー家計 (n=248)	非メンバー家計 (n=321)
(A) 総消費 (tot_exp)			
2010	229.93 (124.70)	224.75 (111.48)	233.93 (134.05)
2011	163.28 (89.95)	163.07 (92.64)	163.45 (87.97)
2012	135.28 (73.84)	131.49 (62.67)	138.20 (81.39)
(B) 1人当たり消費 (exp_pc)			
2010	39.70 (17.07)	39.05 (16.94)	40.19 (17.19)
2011	27.75 (12.98)	27.43 (12.56)	28.00 (13.30)
2012	23.56 (12.32)	22.84 (9.21)	24.12 (14.26)
(C) 食料消費 (exp_food)			
2010	163.11 (75.21)	158.71 (68.03)	166.51 (80.27)
2011	109.67 (58.44)	105.88 (58.11)	112.60 (58.62)
2012	94.04 (57.37)	91.26 (44.04)	96.19 (65.83)
(D) 非食料消費 (exp_nonfd)			
2010	66.82 (64.87)	66.04 (58.18)	67.42 (69.68)
2011	53.61 (40.74)	57.19 (42.42)	50.85 (39.24)
2012	41.24 (29.58)	40.24 (23.76)	42.01 (33.41)

注: カッコの中に標準偏差を示す. 単位はすべて2010年価格でのPKR 1,000.

表3. メンバー家計の所属する住民組織の特徴(2010年)

変数名	定義	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値
住民組織COの特徴						
<i>co_male</i>	男性COダミー	0.28	0.45	0	0	1
<i>co_age</i>	CO結成からの経過月数	47.63	41.79	32	0	126
<i>co_size</i>	COメンバー数	23.66	5.57	23	16	40
住民組織COの活動内容						
<i>hrd_num</i>	研修(HRD trainings)実施回数	6.19	2.66	6	1	15
<i>hrd_var</i>	研修の質的多様性(8分野: 畜産、家禽、育苗、蔬菜、アグロ零細自営業、伝統的助産婦、稼得技術、非伝統的研修の実施ダミーの合計)	3.87	1.53	4	1	7
<i>mip</i>	マイクロインフラストラクチャー実施ダミー	0.46	0.50	0	0	1
<i>mf</i>	マイクロクレジット供与ダミー	0.24	0.43	0	0	1

注: 標本数は248で、ウェイトづけしない統計量を報告してある.

表4. 家計消費へのメンバーシップ効果(基本モデルの推定結果)

説明変数 (パラメータ)	被説明変数=家計消費の差分(単位: 2010年価格でのPKR 1,000)			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
集計的ショック				
Follow-up (b_{10})	-71.860***	-12.334***	-54.820***	-17.040***
	[9.286]	[1.634]	[5.304]	[5.462]
Follow-up*member (b_{11})	9.602	0.666	1.582	8.020
	[7.838]	[1.382]	[4.990]	[4.977]
3rd_round (b_{20})	-26.257***	-3.982**	-17.094*	-9.163***
	[9.568]	[1.779]	[8.592]	[3.054]
3rd_round*member (b_{21})	-5.784	-0.650	2.109	-7.894**
	[7.133]	[1.289]	[5.768]	[3.470]
家計に固有なショック				
死亡による家畜の損失額 (単位: 2010年価格でのPKR 1,000)	-0.049	-0.010	-0.002	-0.047
	[0.110]	[0.020]	[0.049]	[0.077]
世帯員の健康ショックダミー	9.030	0.927	5.773	3.258
	[7.740]	[1.069]	[5.940]	[4.148]
家計の初期条件(標準化して使用: 平均ゼロで単位は標準偏差)				
<i>hsize</i>	-17.403***	1.004**	-11.797***	-5.606***
	[2.253]	[0.454]	[1.744]	[1.969]
<i>hh_edu</i>	-1.988	-0.414	-1.229	-0.759
	[1.983]	[0.342]	[1.245]	[1.112]
<i>tot_area_ol</i>	-8.422***	-1.072**	-3.290**	-5.132**
	[2.900]	[0.464]	[1.616]	[2.119]
<i>area_hh</i>	-4.651*	-0.750	-3.166**	-1.484
	[2.708]	[0.481]	[1.384]	[1.667]
決定係数	0.290	0.277	0.339	0.096
傾きゼロのF統計量 (F(10,40))	45.90***	46.98***	68.10***	12.69***
帰無仮説 $b_{11}=b_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	0.79	0.15	0.23	2.93*
帰無仮説 $b_{11}+b_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.24	0.00	0.46	0.00

注: 本文の(1)式をOLS推定した。標本数は1,138 (2 差分 x 569 家計)。かぎカッコ内には、村をclusterとしたrobust standard errorsを示す。統計的有意水準: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表5. スピルオーバーを許容した推定結果

DIDパラメータの推定値	被説明変数			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
A. 非CO村の家計を制御群とした定式化				
Follow-up*member (b_{11})	26.936 [16.988]	3.263 [2.884]	1.964 [8.914]	24.972** [11.104]
Follow-up*neighbor (b_{12})	23.906 [17.326]	3.581 [2.876]	0.532 [9.074]	23.374** [11.042]
3rd_round*member (b_{21})	2.918 [12.296]	0.920 [2.305]	15.108 [8.980]	-12.190** [6.018]
3rd_round*neighbor (b_{22})	11.974 [14.160]	2.160 [2.578]	17.881 [12.110]	-5.907 [6.094]
帰無仮説 $b_{11}=b_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	1.70	1.06	2.16	3.59**
帰無仮説 $b_{11}+b_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	3.25*	2.08	3.63*	1.34
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	2.01	1.74	1.49	2.30
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	4.03*	3.48*	2.78	2.58
帰無仮説 $b_{11}=b_{12}$ & $b_{21}=b_{22}$ のF統計量 (F(2,40))	0.68	0.91	0.08	1.61
B. メンバーシップ効果とスピルオーバー効果が等しいという制約を課した推定結果				
Follow-up*(member+neighbor) (b'_{11})	25.466 [16.706]	3.416 [2.798]	1.270 [8.593]	24.196** [10.888]
3rd_round*(member+neighbor) (b'_{21})	7.310 [12.638]	1.521 [2.334]	16.453 [10.040]	-9.143 [5.794]
帰無仮説 $b'_{11}=b'_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	1.92	1.43	1.93	2.95*
帰無仮説 $b'_{11}+b'_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	3.80*	2.84	3.48*	1.95

注: 本文の(2)式をOLS推定 (follow-up dummy, 3rd_round dummy, 家計に固有のショック, 家計の初期条件の係数推定値や, 決定係数などは省略). 表4の注も参照.

表6. COの異質性を許容した推定結果:組織の特徴

DIDパラメータの推定値	被説明変数			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
A. 女性CO vs. 男性CO				
Follow-up*member (b_{11})	13.926 [9.533]	1.541 [1.769]	6.913 [6.527]	7.014 [4.967]
Follow-up*member*co_male (b_{12})	-15.570 [15.655]	-3.149 [2.795]	-19.214** [9.041]	3.644 [9.351]
3rd_round*member (b_{21})	-3.481 [7.810]	0.172 [1.520]	0.755 [6.182]	-4.236 [3.263]
3rd_round*member*co_male (b_{22})	-8.281 [13.362]	-2.956 [2.402]	4.881 [8.703]	-13.162* [7.612]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	1.10	2.76*	2.52*	1.54
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	2.21	5.38**	2.90*	1.01
B. COの活動期間による異質性				
Follow-up*member (b_{11})	9.815 [7.321]	0.495 [1.303]	1.466 [4.427]	8.349 [5.446]
Follow-up*member*(co_age-32) (b_{12})	-0.011 [0.207]	0.012 [0.039]	0.009 [0.139]	-0.020 [0.097]
3rd_round*member (b_{21})	-10.050 [9.134]	-1.645 [1.646]	-0.086 [7.373]	-9.964** [3.961]
3rd_round*member*(co_age-32) (b_{22})	0.277 [0.246]	0.065 [0.044]	0.143 [0.186]	0.134 [0.086]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	2.29	5.07**	2.37	1.60
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	4.57**	10.14***	3.79*	1.80
C. COのメンバー数による異質性				
Follow-up*member (b_{11})	8.627 [8.001]	0.536 [1.402]	0.958 [5.278]	7.669 [4.800]
Follow-up*member*(co_size-23) (b_{12})	1.450 [1.031]	0.192 [0.186]	0.929 [0.680]	0.521 [0.692]
3rd_round*member (b_{21})	-3.544 [8.413]	-0.152 [1.467]	3.521 [6.957]	-7.065** [3.116]
3rd_round*member*(co_size-23) (b_{22})	-3.396* [1.713]	-0.755** [0.300]	-2.140* [1.176]	-1.256* [0.639]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	1.97	3.24**	1.66	1.96
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	2.52	4.96**	2.24	1.17

注: 本文の(3)式をOLS推定 (follow-up dummy, 3rd_round dummy, 家計に固有のショック, 家計の初期条件の係数推定値や, 決定係数などは省略). 表4の注も参照.

表7. COの異質性を許容した推定結果:活動内容

DIDパラメータの推定値	被説明変数			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
A. 研修(HRD training)実施回数に応じた異質性				
Follow-up*member (b_{11})	9.553 [7.986]	0.694 [1.399]	1.616 [5.063]	7.937 [5.076]
Follow-up*member*(hrd_num-6) (b_{12})	0.274 [2.489]	-0.149 [0.432]	-0.180 [1.880]	0.454 [0.936]
3rd_round*member (b_{21})	-6.053 [7.152]	-0.743 [1.285]	2.030 [5.855]	-8.083** [3.426]
3rd_round*member*(hrd_num-6) (b_{22})	1.452 [1.342]	0.490** [0.229]	0.416 [0.965]	1.037 [0.679]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	1.08	3.35**	0.14	1.81
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.77	1.08	0.03	2.58
B. 研修内容の多様性に応じた異質性				
Follow-up*member (b_{11})	9.816 [7.699]	0.670 [1.358]	1.830 [4.953]	7.985 [4.908]
Follow-up*member*(hrd_var-4) (b_{12})	1.576 [3.872]	0.009 [0.679]	1.919 [2.941]	-0.343 [2.490]
3rd_round*member (b_{21})	-5.561 [7.261]	-0.565 [1.281]	1.998 [5.929]	-7.560** [3.428]
3rd_round*member*(hrd_var-4) (b_{22})	1.616 [4.357]	0.646 [0.696]	-0.925 [2.633]	2.541 [2.298]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	0.44	0.64	0.22	0.80
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.86	1.03	0.19	0.99
C. 小規模インフラ実施COの付加的なインパクト				
Follow-up*member (b_{11})	6.031 [9.031]	-0.142 [1.613]	1.308 [5.125]	4.723 [7.313]
Follow-up*member*mip (b_{12})	7.859 [11.692]	1.777 [2.344]	0.638 [8.327]	7.221 [7.560]
3rd_round*member (b_{21})	-16.404 [13.001]	-2.757 [2.471]	-4.164 [9.450]	-12.241* [6.216]
3rd_round*member*mip (b_{22})	23.231 [16.106]	4.609 [3.089]	13.704 [11.483]	9.527 [7.182]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	3.32**	3.54**	2.61*	2.33
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	6.46**	6.96**	4.95**	4.57**
D. マイクロクレジット供与COの付加的なインパクト				
Follow-up*member (b_{11})	-0.264 [8.772]	-1.424 [1.626]	-5.896 [4.621]	5.631 [6.172]
Follow-up*member*mf (b_{12})	41.561*** [12.181]	8.805*** [2.407]	31.476*** [7.951]	10.085 [6.833]
3rd_round*member (b_{21})	-6.258 [8.131]	-0.639 [1.521]	3.414 [5.588]	-9.672** [4.593]
3rd_round*member*mf (b_{22})	2.252 [14.825]	0.009 [2.682]	-5.296 [9.659]	7.548 [5.811]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	10.55***	9.13***	17.10***	2.79*
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	14.18***	12.30***	20.03***	5.55**

注: 表6参照.

表8. 用いるサンプルに関する頑健性のチェック

DIDパラメータの推定値	被説明変数			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
A. 全サンプルを用いた推定結果 (表4より抜粋)				
Follow-up*member (b_{11})	9.602 [7.838]	0.666 [1.382]	1.582 [4.990]	8.020 [4.977]
3rd_round*member (b_{21})	-5.784 [7.133]	-0.650 [1.289]	2.109 [5.768]	-7.894** [3.470]
帰無仮説 $b_{11}=b_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	0.79	0.15	0.23	2.93*
帰無仮説 $b_{11}+b_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.24	0.00	0.46	0.00
B. 非CO村のサンプルを抜いて、CO村内の非メンバー家計のみを制御群とした推定結果				
Follow-up*member (b_{11})	2.841 [7.719]	-0.340 [1.383]	1.370 [5.349]	1.471 [3.932]
3rd_round*member (b_{21})	-9.166 [7.996]	-1.249 [1.438]	-2.798 [6.867]	-6.368* [3.662]
帰無仮説 $b_{11}=b_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	0.71	0.92	0.08	1.60
帰無仮説 $b_{11}+b_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.73	1.75	0.05	1.45
C. CO村の非メンバー家計を抜いて、非CO村の家計のみを制御群とした推定結果				
Follow-up*member (b_{11})	27.100 [16.903]	3.222 [2.875]	2.248 [8.900]	24.852** [11.041]
3rd_round*member (b_{21})	2.505 [12.401]	0.742 [2.277]	14.876 [8.879]	-12.372** [6.083]
帰無仮説 $b_{11}=b_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	1.66	0.95	2.03	3.56**
帰無仮説 $b_{11}+b_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	3.09*	1.82	3.35*	1.31

注: OLS推定で、標本数はAが1,138 (2 差分 x 569 家計)、Bが962 (2 差分 x 481 家計)、Cが672 (2 差分 x 336 家計)。省略した説明変数については表4を参照。

付表1. スピルオーバーに関する拡張モデルの推定結果

DIDパラメータの推定値	被説明変数			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
A. Neighborダミーの交差項のみを用いた定式化(表5より抜粋)				
Follow-up*neighbor (b_{12})	23.906 [17.326]	3.581 [2.876]	0.532 [9.074]	23.374** [11.042]
3rd_round*neighbor (b_{22})	11.974 [14.160]	2.160 [2.578]	17.881 [12.110]	-5.907 [6.094]
B. Neighborダミーの代わりにCO村における活動CO数(num_co)の交差項を用いた定式化				
Follow-up*num_co (b_{12})	2.824*** [1.005]	0.535*** [0.170]	1.113* [0.640]	1.711*** [0.569]
3rd_round*num_co (b_{22})	2.321** [1.117]	0.378* [0.216]	1.783 [1.106]	0.538 [0.464]
C. NeighborダミーとCO村における活動CO数の両方の交差項を用いた定式化				
Follow-up*neighbor ($b_{12,1}$)	5.864 [23.399]	-0.304 [3.776]	-11.002 [12.753]	16.866 [13.541]
Follow-up*num_co ($b_{12,2}$)	2.548 [1.555]	0.549** [0.257]	1.629* [0.942]	0.919 [0.706]
3rd_round*neighbor ($b_{22,1}$)	-6.635 [18.218]	-0.768 [3.154]	7.886 [12.815]	-14.521* [8.123]
3rd_round*num_co ($b_{22,2}$)	2.632* [1.516]	0.414 [0.271]	1.413 [1.136]	1.219* [0.627]
D. Neighborダミーの代わりに同ダミーとマイクロインフラ実施村ダミー(vil_mip)との交差項を用いた定式化				
Follow-up*neighbor*vil_mip (b_{12})	9.963 [16.894]	2.365 [3.074]	-1.964 [10.866]	11.928 [8.839]
3rd_round*neighbor*vil_mip (b_{22})	34.455** [15.665]	6.160* [3.108]	29.216* [15.612]	5.239 [5.972]
E. NeighborダミーとD.の交差項の両方を用いた定式化				
Follow-up*neighbor ($b_{12,1}$)	24.910 [24.127]	3.031 [3.999]	2.235 [13.089]	22.675* [13.229]
Follow-up*neighbor*vil_mip ($b_{12,2}$)	-1.851 [22.570]	0.927 [4.053]	-3.022 [14.499]	1.171 [10.079]
3rd_round*neighbor ($b_{22,1}$)	-11.066 [16.493]	-1.952 [2.668]	1.257 [9.920]	-12.323 [8.214]
3rd_round*neighbor*vil_mip ($b_{22,2}$)	39.669* [19.817]	7.080* [3.651]	28.620* [16.792]	11.048 [8.063]

注: 本文の(2)式の変形をOLS推定 (follow-up dummy, 3rd_round dummy, 家計に固有のショック, 家計の初期条件の係数推定値や, 決定係数などは省略). 表4の注も参照.

付表2. マイクロクレジットに関する拡張モデルの推定結果

DIDパラメータの推定値	被説明変数			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
A. マイクロクレジット供与COの付加的なインパクト (表7のパネルDより抜粋)				
Follow-up*member*mf (b_{12})	41.561*** [12.181]	8.805*** [2.407]	31.476*** [7.951]	10.085 [6.833]
3rd_round*member*mf (b_{22})	2.252 [14.825]	0.009 [2.682]	-5.296 [9.659]	7.548 [5.811]
B. マイクロクレジット融資利用メンバーの付加的なインパクト				
Follow-up*member*mf_individual (b_{12})	55.625** [22.441]	10.736** [4.756]	35.534*** [10.955]	20.091 [12.117]
3rd_round*member*mf_individual (b_{22})	9.761 [17.318]	2.899 [3.275]	0.523 [10.152]	9.238 [7.547]
C. マイクロクレジット供与CO内で利用メンバーと非利用メンバーを区別した定式化				
Follow-up*member*mf_individual ($b_{12,0}$)	60.655** [25.111]	11.859** [5.363]	40.232*** [13.313]	20.423 [12.871]
Follow-up*member*mf*(1-mf_individual) ($b_{12,1}$)	24.778** [10.307]	5.537*** [1.940]	23.192*** [7.389]	1.586 [6.763]
3rd_round*member*mf_individual ($b_{22,0}$)	12.029 [18.085]	3.184 [3.344]	0.627 [11.129]	11.402 [7.547]
3rd_round*member*mf*(1-mf_individual) ($b_{22,1}$)	11.078 [15.046]	1.368 [2.610]	0.285 [9.902]	10.793* [6.053]

注: 表6参照. 変数mf_individualはメンバーがPHKNのマイクロクレジット融資を受けている場合に1となるダ

付表3. COの特徴と活動内容相互の相関係数

	co male	co age	co size	mip	mf
co_male	1.000				
co_age	-0.374	1.000			
co_size	0.137	-0.469	1.000		
mip	-0.302	0.699	-0.570	1.000	
mf	-0.347	0.409	-0.333	0.416	1.000

注: 各変数の定義については表3を参照. 標本数は248. ウェイト付けしない単純相関係数(The Spearman correlation coefficients)を報告してある.

付表4. COメンバーのCO属性・活動内容によるグループ分け

co_male	二分法					家計数	頻度 (%)	5大グループ
	1*(co_age>3 2)	1*(mem_no >23)	mip	mf				
0	0	0	0	0	0	0	0.00	
0	0	0	0	0	1	5	2.02	
0	0	0	0	1	0	0	0.00	
0	0	0	0	1	1	10	4.03	
0	0	0	1	0	0	45	18.15	(1)
0	0	0	1	0	1	5	2.02	
0	0	0	1	1	0	0	0.00	
0	0	0	1	1	1	0	0.00	
0	1	0	0	0	0	20	8.06	(2)
0	1	0	0	0	1	0	0.00	
0	1	0	0	1	0	45	18.15	(3)
0	1	0	0	1	1	29	11.69	(4)
0	1	1	1	0	0	5	2.02	
0	1	1	1	0	1	0	0.00	
0	1	1	1	1	0	5	2.02	
0	1	1	1	1	1	10	4.03	
1	0	0	0	0	0	4	1.61	
1	0	0	0	0	1	0	0.00	
1	0	0	0	1	0	10	4.03	
1	0	0	0	1	1	0	0.00	
1	0	1	1	0	0	45	18.15	(5)
1	0	1	1	0	1	0	0.00	
1	0	1	1	1	0	0	0.00	
1	0	1	1	1	1	0	0.00	
1	1	0	0	0	0	0	0.00	
1	1	0	0	0	1	0	0.00	
1	1	0	1	1	0	5	2.02	
1	1	0	1	1	1	0	0.00	
1	1	1	1	0	0	5	2.02	
1	1	1	1	0	1	0	0.00	
1	1	1	1	1	0	0	0.00	
1	1	1	1	1	1	0	0.00	
合計						248	100.00	

付表5. CO属性・活動領域のインパクトの識別

DIDパラメータの推定値	被説明変数			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
Follow-up*member	17.108 (18.318)	2.871 (2.851)	7.279 (12.937)	9.830 (7.036)
Follow-up*member*				
(1)[Female&young&large&no_mip&no_mf]	1.090 (23.370)	-1.954 (4.081)	2.426 (18.235)	-1.336 (7.775)
(2)[Female&old&small&no_mip&no_mf]	-44.332 (49.381)	-6.866 (8.455)	-10.741 (19.821)	-33.591 (38.575)
(3)[Female&old&small&mip&no_mf]	-16.982 (19.688)	-4.510 (2.963)	-18.680 (16.395)	1.698 (6.357)
(4)[Female&old&small&mip&mf]	13.154 (17.795)	2.650 (2.771)	9.484 (15.038)	3.670 (5.529)
(5)[Male&young&large&no_mip&no_mf]	-13.711 (25.684)	-4.228 (4.113)	-16.278 (16.292)	2.567 (13.169)
3rd_round*member	7.346 (13.033)	1.007 (2.194)	7.157 (8.376)	0.189 (5.219)
3rd_round*member*				
(1)[Female&young&large&no_mip&no_mf]	-44.287** (20.113)	-8.210** (3.557)	-30.705** (14.172)	-13.583* (6.791)
(2)[Female&old&small&no_mip&no_mf]	10.129 (13.663)	6.040*** (2.116)	7.715 (10.728)	2.414 (3.816)
(3)[Female&old&small&mip&no_mf]	14.128 (10.380)	4.687** (2.037)	17.011* (8.517)	-2.882 (3.528)
(4)[Female&old&small&mip&mf]	-17.696* (8.792)	-2.447 (1.717)	-14.741* (7.408)	-2.954 (2.416)
(5)[Male&young&large&no_mip&no_mf]	-34.470 (26.060)	-6.543* (3.858)	-7.601 (15.982)	-26.869** (13.009)
F-stat. for (1)=(2) (F(2, 40)): vintage & size impac	4.87**	11.60***	7.61***	3.24**
F-stat. for (2)=(3) (F(2, 40)): mip impact?	0.80	0.26	1.55	2.69*
F-stat. for (3)=(4) (F(2, 40)): mf impact?	9.91***	7.53***	34.78***	0.08
F-stat. for (1)=(5) (F(2, 40)): co_male impact?	0.49	0.52	3.14*	1.07

注: 本文の(3)式の変形をOLS推定 (follow-up dummy, 3rd_round dummy, 家計に固有のショック, 家計の初期条件の係数推定値や, 決定係数などは省略). 表6の注も参照.

付表6. COの活動期間効果とメンバー数効果の識別

DIDパラメータの推定値	被説明変数			
	<i>dtot_exp</i>	<i>dexp_pc</i>	<i>dexp_food</i>	<i>dexp_nonfd</i>
Follow-up*member	17.033*	1.089	4.571	12.463
	(9.945)	(1.952)	(6.662)	(8.178)
Follow-up*member*				
(I)[old&small]	-17.389	-1.536	-9.592	-7.797
	(15.118)	(2.854)	(8.554)	(11.745)
(II)[young&small]	3.269	1.342	5.061	-1.792
	(16.645)	(3.199)	(8.589)	(10.395)
(III)[old&large]	-8.279	0.456	2.505	-10.784
	(25.110)	(4.069)	(14.046)	(12.992)
3rd_round*member	-32.410*	-6.404**	-12.287	-20.124***
	(16.595)	(2.692)	(11.854)	(7.162)
3rd_round*member*				
(I)[old&small]	44.966**	10.227***	26.898**	18.068**
	(19.941)	(3.308)	(13.233)	(8.605)
(II)[young&small]	47.515**	8.575***	26.704**	20.811**
	(19.230)	(3.056)	(11.387)	(8.820)
(III)[old&large]	31.553	6.818	5.549	26.005***
	(23.570)	(4.210)	(15.496)	(9.196)
F-stat. for (I)=(II)+(III) (F(2, 40))	2.45*	2.05	2.37	4.38**

注: 本文の(3)式の変形をOLS推定 (follow-up dummy, 3rd_round dummy, 家計に固有のショック, 家計の初期条件の係数推定値や, 決定係数などは省略). 表6の注も参照.

付表7. 家計消費へのメンバーシップ効果(基本モデル表4の頑健性)

説明変数 (パラメータ)	被説明変数=家計消費自然対数の差分			
	<i>dl_tot_exp</i>	<i>dl_exp_pc</i>	<i>dl_exp_food</i>	<i>dl_exp_nonfd</i>
集計的ショック				
Follow-up (b_{10})	-0.354*** [0.045]	-0.380*** [0.045]	-0.409*** [0.052]	-0.207*** [0.057]
Follow-up*member (b_{11})	0.010 [0.043]	0.013 [0.041]	-0.036 [0.048]	0.111* [0.062]
3rd_round (b_{20})	-0.154*** [0.055]	-0.142** [0.053]	-0.137* [0.077]	-0.187*** [0.040]
3rd_round*member (b_{21})	-0.012 [0.048]	-0.018 [0.049]	0.037 [0.049]	-0.107 [0.065]
家計に固有なショック				
死亡による家畜の損失額 (単位: 2010年価格でのPKR 100,000)	-0.035 [0.040]	-0.026 [0.037]	-0.032 [0.037]	-0.016 [0.072]
世帯員の健康ショックダミー	0.012 [0.044]	0.011 [0.049]	0.004 [0.051]	0.007 [0.060]
家計の初期条件(標準化して使用: 平均ゼロで単位は標準偏差)				
<i>hhsz</i>	-0.019* [0.011]	-0.014 [0.011]	-0.015 [0.013]	-0.041*** [0.014]
<i>hh_edu</i>	0.000 [0.010]	0.000 [0.009]	-0.003 [0.009]	0.003 [0.016]
<i>tot_area_ol</i>	-0.022 [0.014]	-0.022 [0.013]	-0.011 [0.009]	-0.040 [0.027]
<i>area_hh</i>	-0.014 [0.011]	-0.015 [0.012]	-0.016* [0.009]	-0.004 [0.023]
決定係数	0.323	0.338	0.372	0.119
傾きゼロのF統計量 (F(10,40))	45.04***	47.11***	83.26***	15.07***
帰無仮説 $b_{11}=b_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	0.03	0.07	0.32	1.99
帰無仮説 $b_{11}+b_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.00	0.02	0.00	0.00
被説明変数の標本平均	-0.253	-0.261	-0.273	-0.196
被説明変数の標準偏差	0.410	0.419	0.437	0.597

注: 本文の(1)式をOLS推定した。標本数は1,138 (2 差分 x 569 家計)。かぎカッコ内には、村をclusterとしたrobust standard errorsを示す。統計的有意水準: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

付表8. スピルオーバーを許容した推定結果(表5の被説明変数を変えた場合の頑健性)

DIDパラメータの推定値	被説明変数=家計消費自然対数の差分			
	<i>dl_tot_exp</i>	<i>dl_exp_pc</i>	<i>dl_exp_food</i>	<i>dl_exp_nonfd</i>
A. 非CO村の家計を制御群とした定式化				
Follow-up*member (b_{11})	0.018 [0.079]	0.010 [0.079]	-0.099 [0.084]	0.237** [0.098]
Follow-up*neighbor (b_{12})	0.011 [0.073]	-0.004 [0.074]	-0.087 [0.081]	0.173* [0.096]
3rd_round*member (b_{21})	0.027 [0.083]	0.030 [0.084]	0.138 [0.093]	-0.198** [0.093]
3rd_round*neighbor (b_{22})	0.054 [0.083]	0.065 [0.080]	0.138 [0.109]	-0.126 [0.084]
帰無仮説 $b_{11}=b_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	0.22	0.16	1.10	3.95**
帰無仮説 $b_{11}+b_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.44	0.31	0.37	0.12
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	0.38	0.42	0.82	2.35
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.72	0.65	0.49	0.17
帰無仮説 $b_{11}=b_{12}$ & $b_{21}=b_{22}$ のF統計量 (F(2,40))	0.17	0.27	0.09	0.84
B. メンバーシップ効果とスピルオーバー効果が等しいという制約を課した推定結果				
Follow-up*(member+neighbor) (b'_{11})	0.014 [0.073]	0.003 [0.074]	-0.093 [0.079]	0.206** [0.092]
3rd_round*(member+neighbor) (b'_{21})	0.040 [0.079]	0.047 [0.078]	0.138 [0.097]	-0.163* [0.083]
帰無仮説 $b'_{11}=b'_{21}=0$ のF統計量 (F(2,40))	0.32	0.29	1.02	3.61**
帰無仮説 $b'_{11}+b'_{21}=0$ のF統計量 (F(1,40))	0.62	0.50	0.46	0.15

注: 本文の(2)式をOLS推定 (follow-up dummy, 3rd_round dummy, 家計に固有のショック, 家計の初期条件の係数推定値や, 決定係数などは省略). 表4の注も参照.

付表9. COの異質性を許容した推定結果:組織の特徴
(表6の被説明変数を変えた場合の頑健性)

DIDパラメータの推定値	被説明変数=家計消費自然対数の差分			
	<i>dl_tot_exp</i>	<i>dl_exp_pc</i>	<i>dl_exp_food</i>	<i>dl_exp_nonfd</i>
A. 女性CO vs. 男性CO				
Follow-up*member (b_{11})	0.031 [0.058]	0.038 [0.055]	0.000 [0.069]	0.101* [0.059]
Follow-up*member*co_male (b_{12})	-0.076 [0.091]	-0.088 [0.089]	-0.132 [0.102]	0.036 [0.098]
3rd_round*member (b_{21})	-0.002 [0.055]	-0.002 [0.056]	0.028 [0.061]	-0.064 [0.058]
3rd_round*member*co_male (b_{22})	-0.035 [0.079]	-0.057 [0.075]	0.033 [0.084]	-0.152 [0.101]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	1.30	2.34	1.59	1.15
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	2.59	4.61**	3.04*	0.90
B. COの活動期間による異質性				
Follow-up*member (b_{11})	0.017 [0.036]	0.020 [0.035]	-0.029 [0.041]	0.123* [0.065]
Follow-up*member*(co_age-32)/10 (b_{12})	-0.004 [0.015]	-0.004 [0.014]	-0.004 [0.018]	-0.007 [0.010]
3rd_round*member (b_{21})	-0.045 [0.055]	-0.054 [0.055]	0.007 [0.061]	-0.145* [0.073]
3rd_round*member*(co_age-32)/10 (b_{22})	0.022 [0.015]	0.024 [0.015]	0.020 [0.020]	0.025* [0.013]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	4.57**	4.71**	4.79**	1.95
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	8.90***	8.71***	9.34***	1.86
C. COのメンバー数による異質性				
Follow-up*member (b_{11})	0.003 [0.045]	0.006 [0.043]	-0.044 [0.053]	0.108* [0.060]
Follow-up*member*(co_size-23) (b_{12})	0.010 [0.006]	0.010* [0.006]	0.011 [0.007]	0.005 [0.010]
3rd_round*member (b_{21})	0.002 [0.051]	-0.003 [0.050]	0.052 [0.058]	-0.096* [0.056]
3rd_round*member*(co_size-23) (b_{22})	-0.021** [0.010]	-0.023** [0.010]	-0.023** [0.010]	-0.016 [0.012]
帰無仮説 $b_{12}=b_{22}=0$ のF統計量 (F(2,40))	2.44	2.72*	2.99*	0.88
帰無仮説 $b_{12}+b_{22}=0$ のF統計量 (F(1,40))	3.84*	3.96*	4.84**	0.88

注: 本文の(3)式をOLS推定 (follow-up dummy, 3rd_round dummy, 家計に固有のショック, 家計の初期条件の係数推定値や, 決定係数などは省略). 表4の注も参照.

付表10. COの異質性を許容した推定結果:活動内容(表7の被説明変数を変えた場合の頑健性)

DIDパラメータの推定値	被説明変数=家計消費自然対数の差分			
	<i>dl_tot_exp</i>	<i>dl_exp_pc</i>	<i>dl_exp_food</i>	<i>dl_exp_nonfd</i>
A. 研修(HRD training)実施回数に応じた異質性				
Follow-up*member (<i>b</i> ₁₁)	0.011 [0.043]	0.014 [0.041]	-0.034 [0.049]	0.111* [0.062]
Follow-up*member*(hrd_num-6) (<i>b</i> ₁₂)	-0.008 [0.013]	-0.007 [0.014]	-0.010 [0.014]	0.001 [0.013]
3rd_round*member (<i>b</i> ₂₁)	-0.013 [0.048]	-0.020 [0.049]	0.036 [0.050]	-0.107 [0.065]
3rd_round*member*(hrd_num-6) (<i>b</i> ₂₂)	0.008 [0.009]	0.012 [0.009]	0.008 [0.009]	0.003 [0.011]
帰無仮説 <i>b</i> ₁₂ = <i>b</i> ₂₂ =0のF統計量 (F(2,40))	0.42	1.73	0.35	0.04
帰無仮説 <i>b</i> ₁₂ + <i>b</i> ₂₂ =0のF統計量 (F(1,40))	0.00	0.47	0.09	0.06
B. 研修内容の多様性に応じた異質性				
Follow-up*member (<i>b</i> ₁₁)	0.010 [0.042]	0.014 [0.040]	-0.036 [0.048]	0.110* [0.062]
Follow-up*member*(hrd_var-4) (<i>b</i> ₁₂)	-0.002 [0.021]	0.003 [0.022]	0.004 [0.026]	-0.009 [0.033]
3rd_round*member (<i>b</i> ₂₁)	-0.011 [0.048]	-0.016 [0.049]	0.037 [0.051]	-0.104 [0.064]
3rd_round*member*(hrd_var-4) (<i>b</i> ₂₂)	0.008 [0.023]	0.014 [0.023]	-0.001 [0.022]	0.018 [0.035]
帰無仮説 <i>b</i> ₁₂ = <i>b</i> ₂₂ =0のF統計量 (F(2,40))	0.10	0.51	0.02	0.13
帰無仮説 <i>b</i> ₁₂ + <i>b</i> ₂₂ =0のF統計量 (F(1,40))	0.16	0.98	0.03	0.07
C. 小規模インフラ実施COの付加的なインパクト				
Follow-up*member (<i>b</i> ₁₁)	0.020 [0.046]	0.022 [0.045]	-0.015 [0.054]	0.097 [0.075]
Follow-up*member*mip (<i>b</i> ₁₂)	-0.022 [0.088]	-0.019 [0.093]	-0.047 [0.109]	0.030 [0.087]
3rd_round*member (<i>b</i> ₂₁)	-0.079 [0.078]	-0.091 [0.081]	-0.034 [0.083]	-0.155 [0.107]
3rd_round*member*mip (<i>b</i> ₂₂)	0.147 [0.105]	0.160 [0.106]	0.156 [0.125]	0.106 [0.116]
帰無仮説 <i>b</i> ₁₂ = <i>b</i> ₂₂ =0のF統計量 (F(2,40))	2.29	2.41	2.67*	0.71
帰無仮説 <i>b</i> ₁₂ + <i>b</i> ₂₂ =0のF統計量 (F(1,40))	4.49**	4.54**	5.33**	1.41
D. マイクロクレジット供与COの付加的なインパクト				
Follow-up*member (<i>b</i> ₁₁)	-0.052 [0.045]	-0.049 [0.047]	-0.110** [0.042]	0.084 [0.077]
Follow-up*member*mf (<i>b</i> ₁₂)	0.259*** [0.092]	0.261*** [0.089]	0.308*** [0.101]	0.116 [0.098]
3rd_round*member (<i>b</i> ₂₁)	-0.005 [0.059]	-0.016 [0.062]	0.059 [0.052]	-0.133 [0.088]
3rd_round*member*mf (<i>b</i> ₂₂)	-0.026 [0.095]	-0.009 [0.093]	-0.088 [0.102]	0.110 [0.092]
帰無仮説 <i>b</i> ₁₂ = <i>b</i> ₂₂ =0のF統計量 (F(2,40))	7.71***	8.01***	9.73***	1.94
帰無仮説 <i>b</i> ₁₂ + <i>b</i> ₂₂ =0のF統計量 (F(1,40))	12.16***	12.54***	15.03***	3.86*

注: 表6参照.