

【調 査】

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* —

黒崎 卓・Hidayat Ullah Khan

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

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 capital*¹⁾)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、アカウント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的に可能にし(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; Bjork-

man 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 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ミクロ計量経済学的分析手法を採用し、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 トゥンハー (Khyber Pakhtunkhwa: KP) 州⁶⁾ は、パンジャ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、バローチスター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ブ州に依存し、農村部を含む州内全域において、パンジャ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 統計に基づくと、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% と落ち着いていたのが、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 Hoslamand 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・ファティマ女史の下に設立された。ファ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 1,725 km²、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ラー人が多数を占める。KP 州東

部のハザラー人多数地域は、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)、自然災害マネージメントなど多

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須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仕方はしていなかった(Khan 2013)。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。

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5万3000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

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>hysize</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 1,000)	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(PKR 1000)	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。

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年には両者とも大きく減少しているが、12年には食料の減少幅は小さくなっている。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

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						
co_male	男性 CO ダミー	0.28	0.45	0	0	1
co_age	CO 結成からの経過月数	47.63	41.79	32	0	126
co_size	CO メンバー数	23.66	5.57	23	16	40
住民組織 CO の活動内容						
hrd_num	研修(HRD trainings)実施回数	6.19	2.66	6	1	15
hrd_var	研修の質的多様性(8分野:畜産, 家禽, 育苗, 野菜, 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
mip	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
mf	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。

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。

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。

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⁾：

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

ただし、 ΔY_{it} 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_{it} 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_{it} 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_i 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。Faf-champs (2003) などでも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：

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

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：

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

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、Khan and Kurosaki(2013)が示しているように、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_{iv} に対して水準の効果しか持たず、 Y_{iv} の差分すなわち被説明変数である ΔY_{iv} 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_{iv} 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_{iv} 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ット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_{iv} 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_{iv} 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。

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

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*** [9.286]	-12.334*** [1.634]	-54.820*** [5.304]	-17.040*** [5.462]
Follow-up*member (b_{11})	9.602 [7.838]	0.666 [1.382]	1.582 [4.990]	8.020 [4.977]
3rd_round (b_{20})	-26.257*** [9.568]	-3.982** [1.779]	-17.094* [8.592]	-9.163*** [3.054]
3rd_round*member (b_{21})	-5.784 [7.133]	-0.650 [1.289]	2.109 [5.768]	-7.894** [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 [0.110]	-0.010 [0.020]	-0.002 [0.049]	-0.047 [0.077]
世帯員の健康ショックダミー	9.030 [7.740]	0.927 [1.069]	5.773 [5.940]	3.258 [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>hhsz</i>	-17.403*** [2.253]	1.004** [0.454]	-11.797*** [1.744]	-5.606*** [1.969]
<i>hh_edu</i>	-1.988 [1.983]	-0.414 [0.342]	-1.229 [1.245]	-0.759 [1.112]
<i>tot_area_ol</i>	-8.422*** [2.900]	-1.072** [0.464]	-3.290** [1.616]	-5.132** [2.119]
<i>area_hh</i>	-4.651* [2.708]	-0.750 [0.481]	-3.166** [1.384]	-1.484 [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: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

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。

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、10% 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

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. メンバースHIP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.

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(黒崎・ハーン 2014).

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_{it} 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. 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 つが統計的有意性を保った. 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)式に, 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を追加したモデルを再推定した. 新たな交差項 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).

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>dot_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.

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. サンプル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った経路も考えられる。

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、ベースラインと比較した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発足時からの古参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

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ず、技能の定着につながらなかった可能性、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、

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。

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(*dot_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。黒崎・ハーン(2014)に示すように、推定結果は、パネルDとほぼ同じ結果となった。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。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と、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、相互に深く相関している(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。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(黒崎・ハーン2014)。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。

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、表4~7で報告したのと定性的にほぼ同じ結果が得られた(黒崎・ハーン2014)。

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>dot_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。

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 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。

(一橋大学経済研究所・Kohat University of Science & Technology, Kohat, Pakistan)

注

* 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。

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。

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。

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。

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食支出は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。

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、村落でクラスタしたロバスト標準誤差を用いる。

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。

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) この家畜損失額と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が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。

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』第62巻第2号, pp. 153-165.
- 黒崎卓・H. U. ハーン(2014)「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)」CEI Discussion Paper, No. 2013-6, available at <http://cei.ier.hit-u.ac.jp/Japanese/database/working.html>.
- 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, pp. 153-182.
- Arimoto, Y. (2012) "Participatory Rural Development in 1930s Japan: The Economic Rehabilitation Movement," *Developing Economies*, Vol. 50, No. 2, pp. 170-192.
- Bardhan, P. and D. Mookherjee (2000) "Capture and Governance at Local and National Levels," *American Economic Review*, Vol. 90, No. 2, pp. 135-139.
- (2005) "Decentralizing Antipoverty Program Delivery in Developing Countries," *Journal of Public Economics*, Vol. 89, No. 4, pp. 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*, Vol. 95, No. 4, pp. 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*, Vol. 124, No. 2, pp. 735-769.
- Casey, K., R. Glennerster, and E. Miguel (2012) "Reshaping Institutions: Evidence on Aid Impacts Using a Preanalysis Plan," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, No. 4, pp. 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. 1639-99.
- 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*, Vol. 80, No. 4, pp. 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*, Vol. 45, No. 1, pp. 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*, Vol. 2, No. 2-3, pp. 427-436.
- (2009) "Can Good Projects Succeed in Bad Communities?" *Journal of Public Economics*, Vol. 93, No. 7-8, pp. 899-916.
- Kurosaki, T. (2005) "Determinants of Collective Action under Devolution Initiatives: The Case of Citizen Community Boards in Pakistan," *Pakistan Development Review*, Vol. 44, No. 3, pp. 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*, Vol. 30, No. 2, pp. 76-109.
- Kurosaki, T. and H. U. Khan (2012) "Vulnerability of Microfinance to Strategic Default and Covariate Shocks: Evidence from Pakistan," *Developing Economies*, Vol. 50, No. 2, pp. 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*, Vol. 1, No. 2, pp. 79-107.

- Labonne, J. and R. S. Chase (2009) "Who is at the Wheel When Communities Drive Development? Evidence from the Philippines," *World Development*, Vol. 37, No. 1, pp. 219-231.
- (2011) "Do Community-Driven Development Projects Enhance Social Capital? Evidence from the Philippines," *Journal of Development Economics*, Vol. 96, No. 2, pp. 348-358.
- Mansuri, G. and V. Rao (2004) "Community-based and -driven Development: A Critical Review," *World Bank Research Observer*, Vol. 19, No. 1, pp. 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*, Vol. 40, No. 9, pp. 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*, Vol. 94, No. 9-107, pp. 90-799.
- 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*, Vol. 41, No. 5, pp. 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*, Vol. 44, No. 8, pp. 1145-1168.
- Voss, J. (2008) *Impact Evaluation of the Second Phase of the Kecamatan Development Program in Indonesia*, Jakarta: The World Bank.