



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. 3

途上国における災害援助物資の村内分配
--血族社会の相互扶助と階層

高崎 善人

January 2011



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>

途上国における災害援助物資の村内分配
—血族社会の相互扶助と階層

高崎 善人
筑波大学

連絡先:

〒305-8571 茨城県つくば市天王台 1-1-1

筑波大学人文社会科学研究科

Tel./fax: +81 29 853 6280

E-mail: takasaki@sk.tsukuba.ac.jp

2011年1月13日

謝辞

調査チーム～Jonati Torocake, Viliame Manavure, Viliame Lomaloma, 他 19名の調査員～の本プロジェクトに対する助言, 熱意, 貢献に感謝する. 家計調査に協力してくれた調査地のフィジーの皆さんに特に感謝する. 黒崎卓氏, 橘永久氏, 一橋大学セミナー参加者から多くの有益なコメントを頂いた. ザカウドロベ, マズアタ州政府から現地での支援を受けた. 住友財団, 日本学術振興会, 文部科学省から研究助成金を受けた. もちろん, 本稿にある間違いは全て筆者の責任である.

要旨

開発途上国での自然災害援助において、援助物資の村の中での分配は、村による自己分配、したがって村の制度と統治に依存する。本稿は、村内分配メカニズムとして、相互扶助と社会階層を検証する。フィジー農村部で独自に収集した家計調査データをもとに、救援・早期復旧フェーズ（食糧援助）と復旧・復興フェーズ（家屋建設資材援助）を比較する。援助が私的リスクシェアリングの一部として分配される場合、援助物資がいかに被災者に届いているかというターゲティング精度それ自体にはあまり意味がなく、私的移転（労働および現金・現物）と合わせた災害対処力こそが重要となる。血族関係に基づく相互扶助と社会階層が相互に関連して援助物資の分配が行われる結果、有力者が優遇されることになる。

途上国における災害援助物資の村内分配—血族社会の相互扶助と階層

高崎 善人

1. はじめに

自然災害による被害は、人身(死亡, 疾病, 難民), 公共財(インフラ, 学校, 病院, 公共部門), 私的財(家屋, 資産, 民間部門, 雇用, 農作物)と広範囲に及ぶ。災害援助活動は、救援(relief), 早期復旧(early recovery), 復旧・復興(recovery and reconstruction)の3フェーズからなる(de Ville de Goyet 2008)¹。救援フェーズでの捜索・救助・避難といった緊急支援に次いで重要となるのは、食料・水・医薬品等十分な救援物資を遅れることなく被災者に届けることである。被害情報と救援機関の調整は自ずと限られ非効率な分配にならざるを得ず(Amin and Goldstein 2008), 救援体制が脆弱で海外支援に依存する開発途上国においては、ターゲティングの問題は特に深刻である(Skoufias 2003)。早期復旧, 復旧・復興へと進むにつれ、ターゲティング自体は大きく改善されるが、希少な復旧・復興資源をいかに被災者に配分するかという問題の難しさに変りはない。災害援助は、援助機関が直接物資を分配する度合いが小さくなる被災農村「内」での、家計・個人への分配において特に難しくなる。村への配分が援助機関により決定, 実施されるのに対して、村の中で援助物資が実際どのように分配されるかは、実務者・研究者にとってブラックボックスなのが現状である(これは、災害援助に限らず、村への支援全般に当てはまる問題である。例えば Jayne et al. 2002)。そもそも、途上国における災害援助に関する家計調査に基づく実証研究は、始まったばかりである(例えばMorris and Wodon 2003)。明らかなのは、公共財支援(インフラ, 学校復旧等)と異なり、最終受給者が家計・個人である私的財の村内分配は、村による自己分配(self-distribution), したがって村の制度(institution)と統治(governance)に依存せざるをえないということである。

本稿は、南太平洋島嶼国フィジーの農村部で筆者が独自に収集した家計調査データをもとに、災害救援・復興物資の村内分配を決める2つのメカニズムを検証する²。第一は、相互扶助 (mutual help) の制度である。保険市場が機能しない貧困民にとって、私的リスクシェアリングはリスク管理・対処にとって極めて重要であり、非常に多くの研究がある(Dercon 2002; Townsend 1995)。Sawada (2007)は特に自然災害に対するリスク対処について論じている。災害援助は、自然災害という集計的ショックにより弱まった村の相互扶助機能を補強する。Dercon and Krishnan (2005)は、エチオピアの食糧援助がリスクシェアリングの一部として村の中で分配されていることを示している。本稿では、災害援助が村の相互扶助制度とリンクした場合のターゲティングのあり方を検証する。特に、救援フェーズで問題となるターゲティングの弱さは、実はあまり意味がないことを示す。

第二の分配メカニズムは、村統治における社会階層 (social hierarchy) である。血族関係 (kinship) を基盤とするフィジー農村社会では、世襲による個人 (家族) の一族 (clan) 内での地位と一族の地位が、村統治において主要な役割を持つ(Turner 1992)。こうした階層的血族社会は、サブサハラ・アフリカ諸国にも多く見られる(Platteau and Abraham 2002)。血族の地位は外部から観察しにくく、たとえ観察できたとしても、家計調査では統計分析に足る数の有力者がカバーされないのが通常である。フィジー家計調査の大きな特徴は、血族社会階層に基づく標本デザインを採用し、血族の地位を直接捉えることである。本稿では、有力者・非有力者間の交渉・合意を考察し、援助配分における有力者の優位性を導く。有力者による搾取の問題は、コミュニティ開発でよく指摘されている(Bardhan and Mookherjee 2000; Conning and Kevane 2002; Mansuri and Rao 2004; Platteau and Abraham 2002)。フィジー社会における一族は、村内リスクシェアリングのクラスター(Morduch 2005; Munshi and Rosenzweig 2009)でもあり、社会階層と相互扶助は密接に関連する。その相互作用が援助の村内分配をいかに決めるかを示すのが、本稿の目的である。

本稿は次のように構成される。第2節はフィジーの血族社会とデータについて記述し、第3節は災害被害と救援・復興物資の記述統計を示す。第4節で相互扶助、社会階層、それらの相互作用に関するフレームワークを示し、ターゲティング、有力者優位、相互作用に関する3つの仮説を導く。第5節でそれらの仮説を検証するための実証モデルを作り、第6節で推定結果を報告する。最終節では、主要結果をまとめた上で、途上国災害援助のための政策的含意を導く。

2. フィジー血族社会とデータ

2003年1月13日、アミ台風 (Cyclone Ami) がフィジー諸島北部・東部を直撃した(アミ台風は1991年から2005年の間に北部地域を襲った唯一の台風であった。McKenzie et al. 2005)。筆者は、北部地域で環境・経済条件の異なる土着フィジー人 (native Fijian) の村を非無作為抽出し、2回の家計調査を行った(フィジーの人口は土着フィジー人とインドからの移民 (Indo-Fijian) にほぼ二分されるが、本研究は前者のみを対象とする)。ほとんどの調査村が、フィジーで2番目に大きいバヌアレブ島、3番目のタベユニ島に位置し、両島は、首都・国際空港があり観光産業が集中する最大のビチレブ島に比べて、大きく開発が遅れている。各村で、(後ほど定義される) 最小血族単位と個人の地位(有力者)により家計を層化し、無作為抽出した。全ての血族と多くの有力者がサンプリングされた。収集した主なデータは、人口特性、資産、生産、所得、ショック、災害援助、私的移転 (private transfer) である(第一回調査は労働移転を含まず、両調査とも消費データは含まない)。他の災害事後調査同様、被害・援助受給に関するデータは回答者の回顧に基づき、どのようなプロセスで援助配分が決められたかを示すデータはない。2003年8月後半から11月前半にかけて、9村、43一族、374世帯を対象に、救援・早期復旧フェーズに関して第一回調査を行った(欠損データを除く有効標本数は340世帯であり、以下「救援標本」と呼ぶ)。2005年7

月から9月にかけて、復旧・復興フェーズに関する第二回調査を、43村(第一回9調査村のうち7村を含む)、146一族、906世帯を対象に実施した(以下「復興標本」と呼ぶ)。

全ての土着フィジー人は、バヌア(*vanua*)ーヤブサ(*yavusa*)ーマタンガリ(*mataqali*)ートカトカ(*tokatoka*)という階層的血統に属する(Ravuvu 1983)。バヌアは行政区としての地区(*district*)に大体対応しており、一つの村は一つあるいは少数のヤブサで構成される。通常、一つのヤブサは複数のマタンガリを、一つのマタンガリは複数のトカトカを含む(Takasaki forthcoming-a, Figure 1)。ヤブサ酋長とマタンガリ酋長を輩出する有力マタンガリ(以下「酋長一族」と呼ぶ)と、血族内・間の意思決定に主導的役割を担うヤブサ指導者とマタンガリ指導者(酋長ならびに酋長以外の指導者)(以下「一族指導者」と呼ぶ)の地位は、他の一族、非指導者に比べて高い(村長は、村によって、一族酋長または他の一族指導者である)。これら世襲の地位は、村の統治や儀式はもとより、生業においても重要である(Turner 1992)。土地はマタンガリが所有し(共同所有地が国土の約83%を占め、法律により売買は禁止されている)、沿岸漁業権をバヌアあるいは複数のヤブサが保有する。救援標本では約9%の世帯が一族指導者を構成員として持ち、約23%の世帯が酋長一族に属する(一族酋長自体の割合は非常に小さい)(表1参照)。一族指導者にそれより下位のトカトカ指導者を加えた「一族・トカトカ指導者」は約14%、酋長一族にそれより下位の村長を輩出する一族を加えた「酋長・村長一族」は約42%である。ほぼ同様の分布が復興標本でも見られる。

3. 災害, 救援, 復興

アミ台風による国全体の被害は約1億フィジードル (F\$1 = US\$.60)で、家屋被害が21%、農作物被害が38%を占めた(National Disaster Management Office 2003)。救援・復興両標本の中に被災による死者はなく、事故・疾病もほとんど見られない。また、被災後、村から他の土地へ移住した世帯は、2005年調査村の中の3世帯のみである。両標本の全ての村が被災し、53%の世帯

帯が家屋への被害を受け、救援標本では全壊8%、半壊 45%、復興標本では全壊 19%、半壊 34%であった(表1)。つまり、救援標本と比べて、復興標本で新たに加わった調査村のほうが被害が大きかった(多くの家計が母屋以外に非常に簡素な外厨房、外便所、外シャワーを持つが、本稿では、主要建物としての母屋の被害に焦点を当てる)。被災直後、救援標本の約40%の被災者が、同じ村の他の世帯(その内約 3 分の2は同じ一族)に避難した(Takasaki 2011, Figure 1)。明らかに、一族がリスクシェアリング・グループとして機能したわけである。農業が最大の収入源であり、救援標本によると、被災前農業所得が所得全体の半分以上を占めた(約 30%を占める漁業がそれに続いた)。農作物に被害を受けた世帯は 87%で、大人一人当たりの被害額は F\$35 であった(台風発生前の月間農業所得の約 6 割に相当)³。

赤十字社をはじめとした非政府組織ならびに政府が救援活動を行い、最大の救援物資である食糧援助は潤沢であった(National Disaster Management Office 2003)。2003 年調査では、月ごとの食糧援助の受給量が、それぞれの世帯で、(実際ではなく)通常消費で何日分の食料に相当するかを質問した(援助食糧の中身に大きな違いはない)。食糧援助は 3 月に本格化し、3 月までの受給世帯は 77%、4 月にはほぼ全世帯が受給した(Takasaki 2011, Figure 1)。被災後 3 ヶ月の救援フェーズでの受給世帯の間の平均受給量は、一月当り約 13 日分である。早期復旧フェーズを含む被災後 6 ヶ月の平均受給量(全標本ベース)は月間 10 日分である。6 ヶ月間の援助食糧は一人当り約 F\$100 に相当し(食糧援助の政府コストは 1 日一人当り F\$1.73 , National Disaster Management Office 2003), 平均農作物被害の 3 倍近くにのぼる。被災直後は被害作物の収穫の一時的増加もあり、食料不足は大きな問題ではなかった。農業復旧は各世帯ごとに行われ、被災後に種付けした作物(さつまいも等、種子は援助物資の一部)の収穫も調査時には始まっていた。しかし、農業所得は被災前を依然 40%以上下回り、完全復旧にはさらに時間を要した。

2005年調査では、建設資材の援助を受けたか否か、受けた場合いつ(何年何月に)、どれだけの金銭価値に相当する量を受けたかを質問した。被災後最初の1年間(早期復旧フェーズ)の援助は非常に限られ、受給世帯は5%にすぎない。緊急避難・修理用にビニールシートが支給されたが、被災後6ヶ月の受給者は救援標本の16%の世帯に限られた(Takasaki 2011)。住民は相互扶助で対応した。上述した避難者救済はその最たるものであるが、次に重要なのが家屋修理・建設での助け合いである。2003年調査時には、38%の全壊家屋が建て替えられ、61%の被災家屋(母屋以外を含む)の修理が完了し、避難世帯は5%以下であった。建設資材援助がほとんどなかった時期でのこうした復旧は、まさに相互扶助の賜物である⁴。相互扶助は建設資材の支給が本格化した後も不可欠であった。大工が派遣されることもあったが、家屋の建設・修理は主に住民による助け合いによったからである。被災後2年目に入り建設資材の支給が本格化し(復旧・復興フェーズ)、3年目には受給者はようやく25%に達した(Takasaki forthcoming-a, Figure 2)。非被災者による受給(参入エラー)がほぼ皆無であったのに対して、被災者による非受給(除外エラー)が顕著だったわけである。一方で、全壊家屋の建て替えに必要な大規模な建設資材の支給が本格化するのには、2年目の最終四半期にまでずれこんだ(被災後ほぼ3年間に受給者が受け取った資材は平均F\$2,680相当であった)。2005年調査時点で、40%の全壊家屋が建て替えられた。全壊世帯の中で、建設資材受給者の51%が建て替えたのに対して、非受給者のそれは20%であった。つまり、建設資材援助は一部の家屋復旧を強く支援したが、支給が被災者の数に追いつかず、また受給者に対しても十分な量の支給が行われなかった。その結果、救援標本同様、自己復旧も多く見られた(復興標本には修理度合に関するデータはない)。

4. 相互扶助と社会階層による援助物資分配

4.1. 相互扶助

消費と家屋によって決まる効用を平準化しようとする被災後の家計を考えよう。ショックは、農作物被害(所得ショック)と家屋被害(選好ショック)である。人的被害はなく、被災後の移住もない。村の中の私的リスクシェアリングは、非労働移転(現金、食料等の現物)と労働移転からなる。非労働移転は農作物被害に対する消費平準化と家屋復旧(建設資材の購入)を助け、労働移転は家屋復旧に不可欠である(住宅市場は存在せず、農業復旧は労働移転を伴わない)⁵。私的リスクシェアリングが被災後機能するかは、シェア可能な資源の量と集計的ショックの度合いによる。非労働資源は、農作物被害自体に加え、消費平準化と家屋復旧のための支出に伴って大きく目減りする。一方、農業復旧ならびに追加所得獲得のための自己労働投入を除けば、労働資源はそれほど目減りしない。したがって、非労働移転に比べて労働移転の可能性が高い。家屋復旧のための労働扶助が機能するかは、潜在的受給者(家屋被害者)と支給者(非被害者)の分布によって決まり、前者の割合が後者に対して小さいほど、つまり集計的ショックが小さいほど有効である。フィジーではこの割合がほぼ半々で相互扶助による家屋復旧は顕著であったが、被害者が大半を占める大災害の場合、相互扶助機能は弱い⁶。私的リスクシェアリングによる災害対処力(coping capacity)は、私的移転全体(労働移転と非労働移転の合計)の家計ショックへの対応によって測られ、災害対処力が強いほど効用の平準化につながる。

災害援助は非労働資源(食料と家屋建設資材)のみからなり、その村内分配はリスクシェアリングに基づく自己分配によると仮定する。援助は、災害により目減りした非労働資源を補填し、非労働移転を代替する⁷。この場合、災害対処力は、私的移転と援助を合わせた相互扶助合計によって決まる。一方、援助物資の分配効率性指標として使われるターゲティング精度(targeting performance)は、分配の家計ショックへの対応によって測られる。したがって、相互扶助合計に基づく災害対処力と援助だけを捉えたターゲティング精度との乖離(以下「ターゲティング乖離

(targeting gap)と呼ぶ)が大きいほど、後者は分配効率性を捉える上で有効ではなくなる。効用平準化を決めるのは、後者ではなく前者だからである。ターゲティング乖離は、ターゲティング精度を決めるターゲティング誤差(targeting error)とは大きく異なり、ターゲティング精度そのものの有用性を決める。援助機関が直接物資を村の中で受給者に配分する場合にも、ターゲティング乖離は起こりうる。外生的援助配分が村の相互扶助に影響するからである。

ターゲティング乖離の大きさは、災害援助フェーズおよびリスクシェアリング・グループによって次のように異なる。第一に、食糧援助のみが行われる救援フェーズでは、家屋復旧は相互扶助に依存する。家屋復旧のための労働・非労働移転と消費平準化のための食糧援助を含めた非労働移転が並列し、ターゲティング乖離が(潜在的に)大きい。一方、消費平準化がある程度なされた復旧・復興フェーズでは、家屋建設資材のみが援助物資であり、家屋復旧のための労働・非労働移転が主な相互扶助である。また、食糧援助と違って、援助が建て替え・修理という相互扶助を促す意味で、建設資材援助は労働移転に対して補完的である。したがって、ターゲティング乖離は小さい。第二に、相互扶助は村の中のグループ(一族)をクラスターとする、つまりグループ間・内の相互扶助で構成されるとする。さらに、家屋復旧のための相互扶助は、グループ内だけで行われるとする⁸。この場合、ターゲティング乖離は、グループ間よりグループ内の分配において大きくなる。まとめると、

(仮説1-1) 災害援助フェーズの初期であるほどターゲティング乖離は大きい。

(仮説1-2) グループ間よりグループ内でターゲティング乖離は大きい

言い換えれば、ターゲティング精度が意味を持つのは、食糧援助のグループ間分配と建設資材援助においてのみである。

4.2. 社会階層

災害援助物資の村内分配が、私的リスクシェアリングとは独立に、高い地位にある有力者と非有力者との間の交渉・合意に基づいて決まると仮定する。分配における有力者優位 (elite domination) には2つのプロセスがある。一つは、有力者によるその地位を利用した搾取 (elite capture) である。もう一つは、搾取を伴わない社会規範としての優先付け、言わば有力者規範 (elite norm) である (Takasaki forthcoming-a)。有力者が世襲である血族社会では、有力者規範が強く、村社会の秩序を形成する。

有力者搾取・規範プロセスは、現状 (status quo) が異なる。搾取プロセスでは有力者の中立 (elite neutrality) が現状で、有力者が、搾取することの便益 (援助物資の取得) と費用 (評判を落とす、非有力者からの反感を招くといった社会的費用) を比較する。この場合、有力者が、非有力者に譲ることの便益 (評判を上げる、非有力者からの反感を鎮めるといった社会的便益、見返りとしての私的移転での優位) と費用 (援助物資の放棄) を比較した結果、逆に有力者劣位 (elite inferiority) を選択することもありうる。Mansuri and Rao (2004) は、有力者が (一見) 非有力者のためになる行動を取るケースを、コミュニティー開発における慈悲的搾取 (benevolent capture) として紹介している。一方で、規範に基づく有力者優位が現状である場合、非有力者がその規範を遵守しない便益 (援助物資の取得) と費用 (社会的制裁) を比較する。フィジー調査村でこうした規範非遵守が起こった可能性は低く (それを示唆する逸話は皆無である)、有力者劣位が見られるとすればそれは有力者の判断によるものと考えられる。一方で、有力者優位が搾取と規範どちらによるものなのかを区別することはできない (分配結果に加えて分配プロセスに関する詳細なデータが必要となる)。高い地位にあるグループ (一族) とその他のグループの間の交渉・合意でも、同様の搾取・規範プロセスを考えることができる。

搾取・規範どちらにおいても、地位の格差が大きいほど、非有力者はその差を容認せざるを得ず、有力者の搾取費用は小さくなり、非有力者の規範非遵守費用は大きくなる⁹。つまり、
 (仮説2) 有力者の地位が高いほど有力者優位が強い。

逆に、地位格差が小さくなれば有力者優位が弱まり、格差が無くなれば優位も無くなる。

4.3. 相互扶助と社会階層の相互作用

相互扶助と社会階層の相互作用として、次の2つが考えられる。第一は、有力者の搾取費用と非有力者の規範非遵守費用が、有力者と非有力者が受けた被害(正確には両者の被害格差)によって違う場合である。具体的には、有力者の被害が大きいほど、有力者の搾取費用は小さくなり、非有力者の規範非遵守費用は大きくなる(被害が有力者の地位とあたかも同じように働く)。反対に、非有力者の被害が大きいほど、搾取費用は大きくなり、規範非遵守費用は小さくなる(地位格差が小さくなるのと同様である)。第二は、相互扶助合計から得られる受益が社会的地位によって違う場合である。相互扶助において有力者は非有力者よりも優遇される、つまり、有力者の地位が上がるほど相互扶助合計の被害との対応が強くなるとしよう。上の議論から、これが援助分配でも同じように見られるか否かは、ターゲティング乖離しだいであることが分かる。つまり、
 (仮説3-1) 有力者の被害が大きいほど有力者優位が強まる。

(仮説3-2) ターゲティング乖離が小さい災害援助は、有力者を優先して被害に対応する。

仮説3-1は、被害が同じ有力者・非有力者の配分格差だけでなく、被害格差が社会階層による配分格差を助長することを意味する。極端な例として、有力者の被害が大きくなるにつれ有力者劣位から優位に変わる場合には、相互作用を無視して社会階層と援助配分の間の平均の関係をみると、間違って社会階層に対して中立の配分に見えてしまうことが起こりうる。一方仮説3-2は、援助のターゲティング精度は、非有力者に比べ有力者のほうが高いことを意味する。なおターゲティ

ング乖離が大きい場合、援助物資での有力者劣位は他の相互扶助での優位の裏返しということも考えられる。

5. 実証モデル

救援・復興物資 y (食糧援助・家屋建設資材) が、相互扶助と社会階層にしたがって、一族の中で分配されるとする。相互扶助と社会階層の相互作用がない場合、一族内分配の誘導型モデルは次のとおりである。

$$(1) \quad y_i = \alpha_1 + \beta_1 X_i + \gamma_1 Z_i + \delta_1 W_i + G + e_i.$$

ここで、 i は家計、 X_i は台風被害 (個別的ショック)、 Z_i は社会的地位、 W_i は分配を決める他の家計属性であり、 G は一族のダミー変数、 e_i は誤差項である。一族ダミー変数は、一族が被った台風被害 (一族レベルの集計的ショック)、一族の地位、一族が受給した援助物資合計を全てコントロールするため、式 (1) は一族に配分された物資が一族内で家計の被害と地位に応じてどのように分配されるかを特定する。建設資材援助の場合、家屋の自己復旧が分配に大きく影響するが、この内生変数は式 (1) の誘導型モデルでは説明変数にはならない。援助物資のターゲティング精度は正の β_1 で測られる。ターゲティング乖離は、(1) 式の被説明変数として相互扶助合計 (援助物資と私的移転の合計) を用いた場合の β_1 とターゲティング精度の差で測られる。フィジーのデータでは労働移転データが欠如しているためターゲティング乖離を直接測ることはできない。一方で、食糧援助における負の β_1 と建設資材援助における正の β_1 は、仮説 1-1 を支持する。前者は、家屋復旧のための相互扶助を埋め合わせていると考えられるからである。食糧援助のターゲティング精度が建設資材援助よりも低い (β_1 が小さい) ことはターゲティング誤差だけで説明可能であるが¹⁰、ターゲティング乖離なしに負の β_1 は説明できない。一方、有力者優位・劣位は、正・負の γ_1 で直接測られる。

一族内・間分配で構成される村内分配の誘導型モデルは、次のとおりである。

$$(2) \quad y_i = \alpha + \beta_1 X_i + \gamma_1 Z_i + \delta_1 W_i + \beta_2 X_g + \gamma_2 Z_g + \delta_2 W_g + V + e_i.$$

ここで、 g は一族、 X_g は一族が被った台風被害(集計的ショック)、 Z_g は一族の社会的地位、 W_g は分配を決める他の一族属性であり、 V は村のダミー変数である。もし分配が一族に関係なく家計間だけで行われるのであれば、一族レベルの変数は全て有意ではない。これは、一族がリスクシェアリング・グループではないか、援助物資の分配が村をグループとしたリスクシェアリングのみの一部であることを意味する。反対に、一族・家計レベル両方のショックが有意であれば、村だけでなく一族もリスクシェアリング・グループであり((1)式はそれを前提としている)、分配は村と一族レベルのリスクシェアリングそれぞれの一部であることになる。食糧援助における負の β_1 と正の β_2 は仮説 1-2 を支持する。有力一族の優位・劣位は正・負の γ_2 で捉えられる。(2)式による家計変数の推定結果が、一族要因を全てコントロールした(1)式の結果とあまり変わらなければ、(2)式で捉えられていない一族要因によるバイアスは大きくないと考えられる。

家計レベルの被害 X_i は、食糧援助では家屋被害ダミーと大人一人当たり農作物被害(対数)¹¹、建設資材援助では家屋全壊・半壊の2つのダミーである(β_1 はベクターである)。救援標本の全壊家屋の割合は小さく、全・半壊を別々に捉えることはできない。一族の被害 X_g は、食糧援助では一族内の家屋被害割合と大人一人当たり農作物被害の一族平均、建設資材援助では一族内の家屋全壊・半壊割合である。家計・一族の地位 Z_i, Z_g では、一族指導者ダミーと酋長一族ダミー(狭義の有力者・一族)と、一族・トカトカ指導者ダミーと酋長・村長一族ダミー(広義の有力者・一族)を比較する。狭義の有力者・一族の γ_1, γ_2 が広義のそれより大きければ、仮説 2 が支持される¹²。家計・一族属性 W_i, W_g には、家族構成、資産等の標準的な属性を用いる(それらの記述統計は付表にある)¹³。

相互扶助と社会階層の相互作用を捉えるため、被害と地位の交差項を(2)式に加える。

$$(3) \quad y_i = \alpha + \beta_1 X_i + \gamma_1 Z_i + \eta_1 X_i Z_i + \delta_1 W_i + \beta_2 X_g + \gamma_2 Z_g + \eta_2 X_g Z_g + \delta_2 W_g + V + e_i.$$

仮説 3-1 は正の η_1, η_2 で示され、ターゲティング乖離が小さい場合、仮説 3-2 も支持される。同様の家計変数の交差項を(1)式に加えた推定結果は、(3)式のそれとほとんど変わらない。食糧援助では有力者・一族と農産物被害との交差項(家屋被害との交差項は分析に足る分散を持たない)を、建設資材援助では有力一族と一族の家屋全壊・半壊度合との交差項(有力者との交差項は分析に足る分散を持たない)を加える。

相互扶助と社会階層による分配のしくみは、受給者の割振りと受給者間の受給量の分配では異なるかもしれないし、援助活動が進行し物資供給量が増えるにつれて変化するかもしれない。これらを捉えるために、食料援助では、プロビットによる被災後 3 ヶ月(救援フェーズ)の受給(ダミー)、最小二乗法(OLS)による同期間の受給者間の一月当り受給量(対数)、OLS による(ほぼ全家計が受給者である)被災後 6 ヶ月(救援・早期復旧フェーズ)の一月当り受給量を推定する。建設資材援助では、受給のプロビット推定と受給者間の OLS 受給量(対数)推定を、被災後 1 年(早期復旧フェーズ)、2 年(復旧・復興フェーズ)、2 年 9 ヶ月の 3 期間で行う(受給者が少ない被災後 1 年では OLS 受給量推定はできない)。このハードルモデルは先行研究で広く使われている(例えば Dercon and Krishnan 2005; Jayne et al. 2002)¹⁴。食糧援助における負の β_1 が被災後 3 ヶ月だけに見られれば、仮説 1-1 がさらに支持されることになる。

6. 推定結果

台風被害および社会的地位(狭義の有力者・一族のみ)に関する推定結果は、表 2, 3, 4 のとおりである。被災後の時期ごとに受給者・受給量の結果がまとめられ、それぞれ(1), (2), (3) 式の順で報告されている。プロビットの結果は他の変数が平均値を取る場合の限界効果であり、

(2), (3)式では一族をクラスターとして標準誤差を推定する¹⁵. 本節では, まず(1), (2)式の結果に基づき仮説1, 2を検証する. その後, (3)式の結果に基づき仮説3を検証する.

6.1. 相互扶助と社会階層が独立である場合

(2)式の家計変数の推定結果は(1)式とほとんど変わらない. 被災後3ヶ月では, 食糧受給者の割振りにおいて, 避難者救済・家屋復旧における救済者である家屋非被害者が優先される(この関係は, 家屋被害者と非被害者の受給率の比較でも強く見られる, Takasaki 2011). 受給者の間では, 農作物被害が大きい一族に優先的に配分された後, 農業自己復旧に多くの労働力を取られない(したがって労働扶助への貢献が大きい)農作物被害の小さい家計に優先的に配分される(仮説1-2が成り立つ). つまり, 家屋被害に対する一族内相互扶助が優先された結果¹⁶, 大きなターゲティング乖離が生じている. 被災後4-6ヶ月目は逆の分配パターンであり, 援助供給が潤沢となる被災後6ヶ月で見ると, 分配は被害と中立である. 反対に, 建設資材援助は全ての期間で受給者・量とも家計レベルの被害に強く対応する. これらの結果は, 仮説1-1を強く支持する. 援助供給(特に大規模資材)が増加するにつれ, 受給者ターゲティング精度が上がる(一族内で全壊世帯が受給者となる確率が被災後1年の0.30から2年の0.55, 3年の0.75と急増する一方, 半壊世帯が受給者となる確率は被災後1年の0.23から2年の0.43に増えて以降ほぼ一定である). 一方で, 2年目の受給量配分のみが一族レベルの家屋被害に対応している.

狭義の有力者・一族と, ここでは報告されていない広義の有力者・一族を比較すると, 仮説2を支持する次の結果が得られる. (1)食糧受給量配分における有力一族劣位は, 広義の有力一族でのみ統計的に有意($p < .06$)である(推定された係数自体は狭義のそれとあまり変らない). (2)建設資材配分における狭義の有力者の優位は広義のそれよりも強い. 具体的には, 狭義の有力者による優位が被災後2, 3年の受給者の割振りと2年の受給量配分に見られるのに対して,

広義の有力者による優位は被災後3年の受給者の割振りには見られず、2年での限界効果も狭義の有力者に比べて小さい(.27に対して.17)。一方で、その他には顕著な違いは見られない。

6.2. 相互扶助と社会階層が相互関連する場合

次の二つの結果は仮説3-1を支持する。(1)食糧受給量配分では、被害が比較的少ない酋長一族が劣位、被害が多い酋長一族が優位である。この関係は、被災後3ヶ月で特に顕著であるが、被災後6ヶ月でも成り立つ($p < 0.10$)。(2)建設資材の分配では、被災後1年目の受給者と2,3年目の受給量において、家屋全壊が比較的多い酋長一族に優位が見られる。一方、(仮説1にしたがい)ターゲティング乖離が小さい次の二つの分配の結果は、仮説3-2を支持する。

(1)被災後3ヶ月の一族農作物被害に対応した食糧受給量配分では、酋長一族の被害への対応が他の一族に比べ3倍以上大きい。(2)被災後1年目の建設資材受給者の割振りは、酋長一族の家屋全壊のみに対応している。つまり、相互作用を無視した(2)式とは異なり、災害援助フェーズを問わず、かつ援助供給量にもかかわらず、大きい被害を被った酋長一族が優先される。その一方で、被害の小さい酋長一族は食糧援助配分において劣位となる。(1)、(2)式では被災後3ヶ月の食糧受給者の割振りにおいて一族指導者の劣位も見られるが、(3)式では統計的に有意ではない。前者の結果は、相互扶助との相互作用を無視したバイアスであると考えられる。被災後2,3年の一族内の(相互作用を考慮しない)一族指導者優位は、(1)、(2)式の結果と変わらない。

建設資材援助における家屋半壊被害の結果は、次のように仮説3とは正反対である。(1)被災後2,3年の受給者割振りでは、家屋半壊が比較的少ない酋長一族が優位、家屋半壊が多い酋長一族が劣位である。(2)被災後3年の受給者割振りは、酋長一族の半壊度合と負に、他の一族の半壊度合と正に対応している。これらは、大規模援助が本格化し全壊家屋へのターゲティングが強まる2年目以降に、一族指導者優位と共存する形でのみ見られることに注意する必要がある。

ある。1年目の小規模援助では半壊の優先度が比較的高かったのに対して、それが下がった2年目以降では、半壊への支援を犠牲にしても全壊への支援が一族にとって重視され、そうした一族の犠牲を払っても有力者の一族内での優位は保たれたわけである。これらの結果は、一族内・間という2つの分配の間でも相互扶助と社会階層が複雑に相互関連していることを示唆する(これを検証するためにはさらなる交差項をとる必要があるが、今のデータでは必要な分散に欠ける)。

7. 結論

本稿は、フィジー血族社会における災害援助物資の村内自己分配メカニズムとして、相互扶助(制度)と社会階層(統治)を検証した。援助が私的リスクシェアリングの一部として分配される場合、ターゲティング乖離～援助と私的移転を合わせた相互扶助全体で決まる災害対処力と援助単独のターゲティング精度との間の乖離～が問題となる。ターゲティング乖離が大きければ、ターゲティング精度は援助物資の分配効率性を捉えていない。援助物資が社会階層にしたがって分配される場合、搾取と規範に基づく有力者の優位が考えられ、それらを区別することは非常に難しい。いずれの場合も、有力者の地位が高いほどその優位が強い。相互扶助と社会階層は相互に関連し、有力者の被害が大きいほどその優位が強く、相互扶助でも有力者が優先される。

救援・早期復旧フェーズは、食糧援助に代表される救援物資からなり、避難者の救済、被災家屋の復旧は一族内の相互扶助に依存する。その結果、食糧援助におけるターゲティング乖離は、特に救援フェーズに、一族内で大きく、一族間で小さい。それに伴い、一族間分配では相互扶助と社会階層の相互作用も大きくなり、有力一族の優位と劣位が共存する。復旧・復興フェーズでは、相互扶助が家屋復旧に集中し、建設資材援助におけるターゲティング乖離は小さい。被害が大きい有力一族を優先した配分の後、個々の家屋被害に強く対応した一族内での配分となり、ターゲティング精度は援助供給量とともに上がる。それとは別に、同じタイミングで、一族内

有力者への優先配分も顕著となる。つまり、援助物資の分配において、血族関係に基づく相互扶助と階層が相互に関連する結果、被害が大きい有力一族が優遇され、復興物資では一族内の（特に高位の）有力者も優遇される。

これらの結果から、次の政策的含意を導くことができる。第一に、大規模な自然災害を除けば、被災後も村の中の相互扶助は存在し、援助物資の自己分配機能を持つ可能性が高い。したがって、災害援助の各フェーズにおける相互扶助を維持・強化することが、有効な政策となる。こうした自助機能の重視は、参加・分権型のコミュニティー開発(Mansuri and Rao 2004; World Bank 2002) に合い通じる。第二に、救援フェーズでのターゲティング問題がよく指摘されるが、実はそれは的外れかもしれない。ターゲティング乖離が最も大きい救援フェーズこそ、援助を含めた相互扶助全体の災害対処力が重要であるが、それを支援するために必要な情報が最も欠落している時期でもある。こうした構造的ジレンマを抱えながら援助物資の分配効率性を向上させるためにこそ、村の自助機能強化が鍵となる。第三に、災害援助フェーズを問わず、援助分配だけでなく相互扶助自体にも有力者・一族の優位が存在する。これは、階層的血族関係こそが相互扶助の基盤であるからに他ならない。有力者優位を何らかの形で矯正すると相互扶助機能の劣化につながることも予想される。また、搾取ではなく規範に基づく優位の場合はそうした介入自体の意味も問われる。政策担当者は、これまでの災害援助で見過ごされてきた、相互扶助全体の効率性と援助の公平性のトレードオフに注意する必要がある。

注

¹ 救援フェーズは、捜索・救助、避難、食料・水支給、臨時衛生・医療、避難所、交通機関の復旧等からなり、非政府組織ならびに国連人道問題調整部による人道的活動が中心となる。一方、長

期的視点から基幹インフラと日常生活の修復を図る復旧・復興フェーズでは、援助国、国連開発計画、世界銀行といった開発機関が主な役割を担う。早期復旧は、生活物資支給、精神医療、教育復旧、生業回復からなり、緊急・臨時の性格を持つ一方で、家屋建設や医療施設・学校の設置といった耐久的なものも含む傾向にある。

² 人類学者による民俗学的研究の多くが太平洋地域でなされているのとは対照的に、同地域での家計調査に基づく経済学的研究は非常に限られている。外部からの援助物資に強く依存する島嶼国では(Bertram 1986)、伝統的災害対処メカニズムが脆弱になっているとも指摘されており(Campbell 1984)、災害援助の効率性は極めて重要な問題である。

³ 家屋・農作物被害の情報は、各家計から聞き取りにより収集した。救援担当者が各村で行った被害調査と同じ家屋被害指標(全壊・半壊)を用いた。農作物被害額は、各主要作物の被害の量をもとに計算した。ほとんど全ての家計が農業に従事し、耕作機械・家畜を用いない伝統的農法で、主にタロイモ、キャッサバ、ココナッツ、カバを栽培している。カバからは、フィジー文化のシンボルであるカバの儀式で使われるカバ飲料が作られる(Turner 1986)。

⁴ 集会所等の村の施設も被害を受け、援助された建設資材を使って村人による共同復旧作業が行われた。2003年調査時では、援助の遅れから多くの施設が依然未復旧であった。

⁵ 労働移転が主に村の中で行われるのに対して、非労働移転は他の村、都市部との間にもよく見られる(Takasaki forthcoming-c)。ここでは単純化のため、村内の私的移転のみを考える。

⁶ Takasaki (forthcoming-b)は、家屋被害ならびに農作物被害の分散を村、一族、家計に分解し、家計間の分散が最も大きく、一族がそれに次ぐことを示している。つまり、台風は村にとっての集計的ショックであるが、村の中に限れば個別的ショックの要素が大きい。

⁷ 他の公的移転(public transfer)同様、災害援助が私的リスクシェアリングをクラウドイングアウトすることも考えられる(Attanasio and Rios-Rull 2000). それを検証することは本稿の域を超えるが、援助物資の供給量ならびに後述する補完性の違いから、潜在的クラウドイングアウト効果は食糧援助のほうが建設資材援助に比べてはるかに大きいと考えられる。

⁸ リスクシェアリング・グループとしての一族の重要性は、避難者救済以外に次の結果からも示される。(1) 家屋非被害者は、同じ一族の中の家屋被害に対して(2003年調査時に)漁業所得を増加させ、非労働移転を補填することで、一族内の家屋復旧を助けている(Takasaki forthcoming-b). (2) 2005年調査データによれば、非労働・労働移転は、(村の外との非労働移転を含めて)主に一族内(特にトカトカ内)で行われている(Takasaki forthcoming-c). (3) 疾病に対するリスクシェアリング(非労働移転)は、2005年に主に一族内(特にトカトカ内)で行われている(Takasaki 2010).

⁹ ここでは有力者・非有力者が援助物資から同じ便益を得ると想定しているが、有力者の相対的地位が高いほど有力者の搾取便益は小さく、非有力者の規範非遵守便益は大きいことも考えられる(社会階層が、経済格差つまり自己対処力の差と正に関係するからである). この場合、費用の地位格差に対する弾力性が便益のそれよりも大きければ、仮説2が成り立つ。

¹⁰ 家屋被害に比べて農作物被害を観察することは難しいが、共有農地所有者である一族内ではそれほど大きな問題ではないと考えられる。一方で、援助機関が村の中で直接物資を配分する場合には、観察可能性の違いにより、食糧援助のターゲティング誤差が建設資材援助に比べてはるかに大きくなることが予想される。

¹¹ Takasaki (2011)は、家計レベルの家屋被害と農作物被害の交差項を加えた分析を行っている。後述する台風被害に関する主な推定結果は、この交差項の有無によらない。

¹² 血族関係以外の社会的地位(教会, 婦人組合等の指導者)は, 援助物資の分配にほとんど影響しない(Takasaki 2011, forthcoming-a).

¹³ 食料援助における家計属性 W_i は, 大人一人当たり所得(対数), 農地(対数), 漁業資本(対数), 大人の中等教育ダミー, 家計構成員数(大人換算), 子供の割合, 年配者の割合, 家長年齢(対数), 女性家長ダミーからなり, 全て被災前のものである. 所得はターゲット分析でよく使われる指標である. 農作物被害・農業復旧に加えて援助・私的移転に直接影響される被災後所得に比べて, 被災前所得は逆誘引等(Barrett 2002)による内生性の問題が小さい. 一方で, 所得を決める他の要因(例えば技能)がリスクシェアリングの一部としての援助物資分配に影響する可能性は否定できない. 同じことは資産についても言える. そこで所得, 農地, 漁業資本を除いたモデルも推定したが, 結果はほとんど同じである. 食料援助における一族属性 W_g は, 一族に属する家計が村に占める割合(母集団ベース)と, 所得, 農地, 漁業資本の一族平均である. 一族の大きさは一族間分配に大きく影響することが考えられる(交渉力等). また, 有力一族は大一族である傾向があり, 一族の大きさをコントロールすることは, 一族の地位の影響を特定するために不可欠である. 復興標本データは調査時の家計属性のみを捉えており, 建設資材援助では, 食料援助で用いる上記9家計属性から所得, 農地, 漁業資本を除いたものを用いる. 一族属性は, 一族に属する家計が村に占める割合と一族平均農地である. 被災後の家計の誕生・消失はほとんどなく, 一族全体の農地(共有地)は一定であるから, これらは被災前の状況を捉えていると考えてよい.

¹⁴ 受給者の割振りのみを決定し, 受給者間の受給量配分には影響しない変数が欠如しているため, サンプルセレクションモデルは使えない. 代替モデルとして, 被災後 4-6 ヶ月, 2, 3 年目の分配を推定することが考えられるが, 当該期間以前の受給量が遅れを伴う内生変数となり, それをコ

ントロールすることは今のデータではできない。Takasaki (2011, forthcoming-a)は、被害・援助受給回顧データの測定誤差に伴う推定バイアスの問題を論じている。

¹⁵ 式(1)のプロビット推定は、一族内に受給者と非受給者が共存しない一族を除く。一族ダミー変数が受給者の割振りを完全に説明することになるからである。式(2), (3)では同じことが村について言える。一つの一族のみで構成される村も除かれる。受給者に絞った OLS 推定では、さらに標本数が減少する。被災後 1 年の建設資材援助プロビット推定で用いる標本では約 16%が受給者であり、標本全体で見た場合の 5%よりもはるかに大きい。層化・サンプリングウェイトを考慮した分析としない分析を行ったが、両者の結果に大きな違いはなく、前者のほうが統計的に強い。本稿では、後者の結果を報告する。本稿で報告されない他の属性変数の結果は、Takasaki (2011, forthcoming-a)と同様である。

¹⁶ 救援標本の家計間労働移転データが欠如しているため、家屋被害に対する相互扶助を直接立証することはできないが、Takasaki (2011)は次の間接的エヴィデンスを導いている。(1)家屋・農作物被害者は、村の復旧における共同労働が軽減される、つまり共同労働は村レベルのリスクシェアリングである。(2)2003 年調査時の農業所得は農作物被害によらない、つまり被害の大きさに比例した労働が農業復旧に投入された。これは、被害世帯が最大の所得源である農業の復旧を重視したことを意味するが、労働移転・建設資材を伴わない自己労働による農業復旧が比較的容易であったためだと考えられる。(3)被災家屋の復旧は農作物被害と負の関係にある。所得ショックに加えて、農業復旧に伴って労働扶助への貢献が小さくなり、労働移転を十分に得られなかったからである。

参考文献

- Amin, Samia and Markus Goldstein eds. (2008) *Data Against Natural Disasters: Establishing Effective Systems for Relief, Recovery, and Reconstruction*, Washington, D.C.: World Bank.
- Attanasio, Orazio and Jose-Victor Rios-Rull (2000) "Consumption Smoothing in Island Economies: Can Public Insurance Reduce Welfare?," *European Economic Review*, Vol. 44, No. 7, pp.1225-1258.
- Bardhan, Pranab and Dilip Mookherjee (2000) "Capture and Governance at Local and National Levels," *American Economic Review*, Vol. 90, No. 2, pp.135-139.
- Barrett, Christopher B (2002) "Food Security and Food Assistance Programs," in: Bruce L. Gardner and Gordon C. Rausser eds., *Handbook of Agricultural Economics*, Amsterdam: Elsevier.
- Bertram, Geoffrey (1986) "Sustainable development in Pacific microeconomies," *World Development*, Vol. 14, No. 7, pp.809-822.
- Campbell, J.R. (1984) *Dealing With Disaster: Hurricane Response in Fiji*, Honolulu: Pacific Islands Development Program, East-West Centre.
- Conning, Jonathan and Michael Kevane (2002) "Community-Based Targeting Mechanisms for Social Safety Nets: A Critical Review," *World Development*, Vol. 30, No. 3, pp.375-394.
- de Ville de Goyet, Claude (2008) "Information gaps in relief, recovery, and reconstruction in the aftermath of natural disasters," in: Samia Amin and Markus Goldstein eds., *Data Against Natural Disasters: Establishing Effective Systems for Relief, Recovery, and Reconstruction*, Washington, D.C.: World Bank, pp. 23-58.
- Dercon, Stefan (2002) "Income Risk, Coping Strategies, and Safety Nets," *World Bank Research Observer*, Vol. 17, No. 2, pp.141-166.

- Dercon, Stefan and Pramila Krishnan (2005) "Food Aid and Informal Insurance," in: Stefan Dercon ed., *Insurance Against Poverty*, Oxford and New York: Oxford University Press, pp. 305-329.
- Jayne, Thomas S, John Strauss, Takashi Yamano and Daniel Molla (2002) "Targeting of Food Aid in Rural Ethiopia: Chronic Need or Inertia?," *Journal of Development Economics*, Vol. 68, No. 2, pp.247-288.
- Mansuri, Ghazala and Vijayendra Rao (2004) "Community-Based and -Driven Development: A Critical Review," *World Bank Research Observer*, Vol. 19, No. 1, pp.1-39.
- McKenzie, Emily, Biman Prasad and Atu Kaloumaira (2005) "Economic impact of natural disasters on development in the Pacific: Volume 1 Research report," The University of the South Pacific.
- Morduch, Jonathan (2005) "Consumption Smoothing across Space: Testing Theories of Risk-Sharing in the ICRISAT Study Region of South India," in: Stefan Dercon ed., *Insurance Against Poverty*, Oxford and New York: Oxford University Press, pp. 38-58.
- Morris, Saul S and Quentin Wodon (2003) "The Allocation of Natural Disaster Relief Funds: Hurricane Mitch in Honduras," *World Development*, Vol. 31, No. 7, pp.1279-1289.
- Munshi, Kaivan and Mark Rosenzweig (2009) "Why is mobility in India so low? Social insurance, inequality, and growth," NBER Working paper 14850, National Bureau of Economic Research.
- National Disaster Management Office (2003) "Report on Tropical Cyclone Ami," Ministry of Regional Development, Fiji.
- Platteau, Jean-Philippe and Anita Abraham (2002) "Participatory Development in the Presence of Endogenous Community Imperfections," *Journal of Development Studies*, Vol. 39, No. 2, pp.104-136.

- Ravuvu, Asesela (1983) *Vaka I Taukei: The Fijian Way of Life*, Suva: Institute of Pacific Studies.
- Sawada, Yasuyuki (2007) "The impact of natural and manmade disasters on household welfare," *Agricultural Economics*, Vol. 37, No. s1, pp.59-73.
- Skoufias, Emmanuel (2003) "Economic Crises and Natural Disasters: Coping Strategies and Policy Implications," *World Development*, Vol. 31, No. 7, pp.1087-1102.
- Takasaki, Yoshito (2010) "Natural disasters and informal risk sharing against illness: networks and groups," Tsukuba Economics Working Paper 2010-008, University of Tsukuba.
- Takasaki, Yoshito (2011) "Targeting cyclone relief within the village: kinship, sharing, and capture," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 59, No. 2, pp.387-416.
- Takasaki, Yoshito (forthcoming-a) "Do local elites capture natural disaster reconstruction funds?," *Journal of Development Studies*.
- Takasaki, Yoshito (forthcoming-b) "Do the commons help augment mutual insurance among the poor?," *World Development*.
- Takasaki, Yoshito (forthcoming-c) "Groups, networks, and hierarchy in household private transfers: Evidence from Fiji," *Oxford Development Studies*.
- Townsend, Robert M. (1995) "Consumption insurance: an evaluation of risk-bearing systems in low-income economies," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 3, pp.83-102.
- Turner, James W. (1986) "'The water of life': kava ritual and the logic of sacrifice," *Ethnology*, Vol. 25, No. 3, pp.203-214.
- Turner, James W. (1992) "Ritual, habitus, and hierarchy in Fiji," *Ethnology*, Vol. 31, No. 4, pp.291-302.
- World Bank (2002) *Reaching the poor: a renewed strategy for rural development*, Washington, D.C.: World Bank.

表1. 社会的地位, 台風被害, 食糧援助, 家屋建設資材援助, 復旧の家計平均.

| | 救援標本 | 復興標本 |
|-----------------------------|-------------|---------------|
| 社会的地位 | | |
| 一族酋長 (0/1) | 0.01 (0.11) | 0.03 (0.16) |
| 一族指導者 (0/1) | 0.09 (0.29) | 0.11 (0.31) |
| 一族・トカトカ指導者 (0/1) | 0.14 (0.34) | 0.19 (0.40) |
| 酋長一族 (0/1) | 0.22 (0.42) | 0.27 (0.44) |
| 酋長・村長一族 (0/1) | 0.42 (0.49) | 0.47 (0.50) |
| 台風被害 | | |
| 家屋被害 (0/1) | 0.53 (0.50) | 0.53 (0.50) |
| 家屋全壊 (0/1) | 0.08 (0.27) | 0.19 (0.39) |
| 家屋半壊 (0/1) | 0.45 (0.50) | 0.34 (0.47) |
| 農作物被害 (0/1) | 0.87 (0.33) | |
| 大人一人当り農作物被害額 (F\$) | 35.1 (46.1) | |
| 食糧援助 | | |
| 受給者 (0/1) | | |
| 被災後3ヶ月 | 0.77 (0.42) | |
| 被災後6ヶ月 | 0.95 (0.21) | |
| 一月当り受給量 (日) | | |
| 被災後3ヶ月間 (受給者のみ) | 12.9 (7.9) | |
| 被災後6ヶ月間 (全標本) | 9.8 (6.5) | |
| 家屋建設資材援助 | | |
| 受給者 (0/1) | | |
| 被災後1年 | | 0.05 (0.21) |
| 被災後2年 | | 0.19 (0.39) |
| 被災後2年9ヶ月 | | 0.25 (0.43) |
| 受給量 (受給者のみ) (F\$) | | |
| 被災後1年間 | | 2159 (2888) |
| 被災後2年間 | | 2137 (2868) |
| 被災後2年9ヶ月間 | | 2680 (3032) |
| 復旧 | | |
| 大人一人当り月農業所得 (F\$) | | |
| 被災前 | 60.9 (90.0) | |
| 調査時 | 34.7 (59.0) | 152.2 (325.9) |
| 調査時の家屋建て替え状況 (全壊家屋のみ) (0/1) | | |
| 全ての全壊家屋 | 0.38 (0.50) | 0.40 (0.49) |
| 家屋建設資材受給者のみ | | 0.51 (0.50) |
| 家屋建設資材非受給者のみ | | 0.20 (0.41) |
| 調査時の家屋修理状況 (被害家屋のみ) (0/1) | 0.62 (0.49) | |
| 観測値数 | 340 | 906 |

注. 括弧内の数字は標準偏差を示す. 2003年価格ベース.

表2. 食糧援助分配.

| | 被災後3ヶ月 | | | 被災後3ヶ月間 | | | 被災後6ヶ月間 | | |
|---------------------------------|-----------------------------------|----------|----------|-------------------------------|-----------|-----------|----------------------|----------|---------|
| | 受給者 - プロビット推定限界効果 (他の説明変数は平均値) | | | 受給者間の一月当り受給量 (対数)(日) - OLS | | | 一月当り受給量(対数)(日) - OLS | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 台風被害 | | | | | | | | | |
| 家屋被害 | -0.136 * | -0.133 * | -0.133 * | 0.055 | 0.055 | 0.055 | -0.128 | -0.133 | -0.133 |
| | (0.053) | (0.055) | (0.054) | (0.068) | (0.081) | (0.083) | (0.087) | (0.083) | (0.084) |
| 大人一人当り農作物被害額 (対数)(F\$) | -0.026 | -0.025 | -0.023 | -0.085 *** | -0.084 ** | -0.086 ** | -0.019 | -0.023 | -0.024 |
| | (0.020) | (0.018) | (0.017) | (0.023) | (0.030) | (0.030) | (0.027) | (0.031) | (0.031) |
| 一族の家屋被害割合 | | -0.080 | -0.074 | | -0.219 | -0.100 | | -0.459 * | -0.412 |
| | | (0.103) | (0.099) | | (0.143) | (0.167) | | (0.222) | (0.238) |
| 一族平均大人一人当り農作物被害額 (対数)(F\$) | | 0.015 | 0.018 | | 0.254 ** | 0.223 * | | 0.039 | 0.033 |
| | | (0.055) | (0.056) | | (0.085) | (0.091) | | (0.141) | (0.143) |
| 社会的地位 | | | | | | | | | |
| 一族指導者 | -0.236 * | -0.250 * | -0.104 | 0.138 | 0.100 | -0.060 | -0.180 | -0.170 | -0.246 |
| | (0.132) | (0.125) | (0.271) | (0.176) | (0.188) | (0.332) | (0.150) | (0.176) | (0.389) |
| 曾長一族 | | 0.012 | -0.557 | | -0.155 | -2.213 ** | | 0.083 | -1.539 |
| | | (0.067) | (0.488) | | (0.116) | (0.617) | | (0.125) | (0.896) |
| 台風被害と社会的地位の交差項 | | | | | | | | | |
| 大人一人当り農作物被害額 (対数) × 一族指導者 | | | -0.037 | | | -0.060 | | | -0.246 |
| | | | (0.062) | | | (0.332) | | | (0.389) |
| 一族平均大人一人当り農作物被害額 (対数) × 曾長一族 | | | 0.170 | | | 0.733 ** | | | 0.580 |
| | | | (0.159) | | | (0.222) | | | (0.312) |
| 一族ダミー | Yes | No | No | Yes | No | No | Yes | No | No |
| 村ダミー | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 相関係数/擬似相関係数 | 0.133 | 0.112 | 0.114 | 0.480 | 0.448 | 0.455 | 0.237 | 0.158 | 0.161 |
| 対数尤度 | -145.7 | -156.4 | -156.0 | | | | | | |
| 観測値数 | 310 | 327 | 327 | 249 | 252 | 252 | 325 | 327 | 327 |

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001.

括弧内の数字は、列(1)が標準誤差、(2), (3), (5), (6), (8), (9)がクラスター標準誤差、(4), (7)がロバスト標準誤差を示す。

ここに示されていない説明変数は、大人一人当たり所得(対数)、農地(対数)、漁業資本(対数)、大人の中等教育ダミー、家計構成員数(大人換算)、子供割合、年配者割合、家長年齢(対数)、女性家長ダミー、定数項である。

列(2), (3), (5), (6), (8), (9)では、さらに一族に属する家計が村に占める割合(母集団ベース)と大人一人当たり所得、農地、漁業資本の一族平均が加わる。

表3. 家屋建設資材分配 - 受給者.

| | 被災後1年 | | | 被災後2年 | | | 被災後2年9ヶ月 | | |
|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| 台風被害 | | | | | | | | | |
| 家屋全壊 | 0.303 *** (0.101) | 0.230 ** (0.103) | 0.215 ** (0.098) | 0.551 *** (0.063) | 0.486 *** (0.080) | 0.476 *** (0.080) | 0.754 *** (0.041) | 0.722 *** (0.053) | 0.718 *** (0.054) |
| 家屋半壊 | 0.228 *** (0.069) | 0.107 * (0.046) | 0.102 * (0.044) | 0.429 *** (0.056) | 0.308 *** (0.058) | 0.302 *** (0.058) | 0.455 *** (0.055) | 0.329 *** (0.058) | 0.325 *** (0.058) |
| 一族の家屋全壊割合 | | 0.000 (0.071) | -0.029 (0.067) | | 0.082 (0.116) | 0.142 (0.113) | | -0.027 (0.106) | 0.019 (0.102) |
| 一族の家屋半壊割合 | | 0.058 (0.065) | 0.042 (0.062) | | -0.027 (0.088) | 0.079 (0.085) | | 0.082 (0.084) | 0.182 * (0.085) |
| 社会的地位 | | | | | | | | | |
| 一族指導者 | 0.059 (0.099) | 0.032 (0.048) | 0.032 (0.047) | 0.272 ** (0.098) | 0.162 ** (0.068) | 0.175 ** (0.070) | 0.219 * (0.096) | 0.135 * (0.072) | 0.143 * (0.075) |
| 曾長一族 | | 0.029 (0.031) | -0.092 (0.044) | | 0.004 (0.045) | 0.323 * (0.171) | | 0.050 (0.044) | 0.276 * (0.150) |
| 台風被害と社会的地位の交差項 | | | | | | | | | |
| 一族の家屋全壊割合 × 曾長一族 | | | 0.687 ** (0.227) | | | 0.289 (0.305) | | | 0.334 (0.299) |
| 一族の家屋半壊割合 × 曾長一族 | | | 0.001 (0.165) | | | -0.845 ** (0.255) | | | -0.705 ** (0.239) |
| 一族ダミー | Yes | No | No | Yes | No | No | Yes | No | No |
| 村ダミー | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 擬似相関係数 | 0.160 | 0.158 | 0.173 | 0.263 | 0.272 | 0.285 | 0.356 | 0.371 | 0.379 |
| 対数尤度 | -95.5 | 110.8 | 145.4 | -249.0 | 257.2 | 356.4 | -258.2 | 435.9 | 464.6 |
| 観測値数 | 262 | 404 | 404 | 546 | 568 | 568 | 615 | 652 | 652 |

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001.

プロビット推定限界効果(他の説明変数は平均値)が示される。

括弧内の数字は、列(1), (4), (7)が標準誤差, (2), (3), (5), (6), (8), (9)がクラスター標準誤差を示す。

ここに示されていない説明変数は、大人の中等教育ダミー、家計構成員数(大人換算)、子供割合、年配者割合、家長年齢(対数)、女性家長ダミー、定数項である。列(2), (3), (5), (6), (8), (9)では、さらに一族に属する家計が村に占める割合(母集団ベース)と一族平均農地が加わる。

表4. 家屋建設資材分配 - 受給者間の受給量(対数).

| | 被災後2年間 | | | 被災後2年9ヶ月間 | | |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 台風被害 | | | | | | |
| 家屋全壊 | 2.655 *** (0.297) | 2.150 *** (0.511) | 1.950 *** (0.520) | 2.734 *** (0.233) | 2.416 *** (0.356) | 2.274 *** (0.366) |
| 家屋半壊 | 0.611 * (0.295) | 0.529 (0.393) | 0.340 (0.404) | 0.758 ** (0.236) | 0.757 * (0.351) | 0.576 (0.354) |
| 一族の家屋全壊割合 | | 2.070 * (0.963) | 1.531 (1.168) | | -0.133 (0.643) | -0.154 (0.637) |
| 一族の家屋半壊割合 | | 2.321 * (0.911) | 1.977 (1.022) | | -0.283 (0.693) | -0.177 (0.694) |
| 社会的地位 | | | | | | |
| 一族指導者 | 0.540 (0.278) | 0.977 * (0.394) | 1.178 ** (0.436) | 0.375 (0.301) | 0.512 (0.418) | 0.706 (0.456) |
| 曾長一族 | | 0.164 (0.664) | -0.792 (1.871) | | 0.371 (0.514) | -1.431 (1.348) |
| 台風被害と社会的地位の交差項 | | | | | | |
| 一族の家屋全壊割合 × 曾長一族 | | | 9.417 * (4.186) | | | 9.875 * (4.368) |
| 一族の家屋半壊割合 × 曾長一族 | | | -3.851 (3.982) | | | -2.409 (2.076) |
| 一族ダミー | Yes | No | No | Yes | No | No |
| 村ダミー | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 相関係数 | 0.685 | 0.661 | 0.681 | 0.671 | 0.617 | 0.635 |
| 観測値数 | 129 | 95 | 95 | 173 | 137 | 137 |

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001.

OLS推定結果が示される。

括弧内の数字は、列(1), (4)が標準誤差, (2), (3), (5), (6)がクラスター標準誤差を示す。

ここに示されていない説明変数は、大人の中等教育ダミー、家計構成員数(大人換算)、子供割合、年配者割合、家長年齢(対数)、女性家長ダミー、定数項である。

列(2), (3), (5), (6)では、さらに一族に属する家計が村に占める割合(母集団ベース)と一族平均農地が加わる。

付表. 家計, 一族属性の家計平均.

| | 救援標本 | 復興標本 |
|---------------------------|---------------|---------------|
| 大人一人当り月間所得 (F\$) | 114.1 (116.3) | 227.3 (316.4) |
| 農地 (acre) | 4.94 (6.04) | 2.83 (4.82) |
| 漁業資本 (F\$) | 484 (1505) | 313 (2139) |
| 大人の中等教育 (0/1) | 0.84 (0.37) | 0.81 (0.40) |
| 家族構成員数 (大人換算) | 4.95 (2.25) | 4.36 (2.15) |
| 子供の割合 (<15) | 0.32 (0.21) | 0.28 (0.22) |
| 高齢者の割合 (>65) | 0.06 (0.14) | 0.09 (0.21) |
| 家長の年齢 | 48.4 (13.7) | 51.4 (14.6) |
| 女性家長 (0/1) | 0.11 (0.31) | 0.09 (0.29) |
| 一族に属する家計が村に占める割合 (母集団ベース) | 0.38 (0.21) | 0.42 (0.29) |
| 観測値数 | 340 | 906 |

注. 括弧内の数字は標準偏差を示す. 救援標本は被災前の属性, 復興標本は調査時の属性である. 2003年価格ベース.

Distributing disaster aid within the village: kinship, mutual help, and hierarchy

Yoshito Takasaki

University of Tsukuba

Abstract

Distributing natural disaster aid within villages in developing countries strongly relies on village institution and governance. This paper examines mutual help and social hierarchy as self-distribution mechanisms. Using original household survey data gathered in rural Fiji, the paper compares relief/early recovery phases (food aid) and recovery/reconstruction phase (housing construction materials). When aid is distributed as part of informal risk sharing, of central importance is not targeting performance – how well it is targeted toward victims – but coping capacity determined by both aid and private transfers. Kinship-based risk sharing and hierarchy interact with each other in distributing disaster aid, giving rise to elite domination.

JEL code: O12, O17