

## H-3 サヘル農家の脆弱性と土壤劣化の関係解明および政策支援の考察

### (1) 環境変動に対する農家家計の脆弱性の評価

農林水産省農林水産政策研究所

国際政策部 アジアアフリカ研究室

櫻井武司

独立行政法人 国際農林水産業研究センター

国際情報部

内田 諭

<研究協力者>

ブルキナ・ファソ国 ワガドク大学 Kimseyinga Savadogo

平成15～17年度合計予算額 17, 388千円

(うち、平成17年度予算額 4, 359千円)

〔要旨〕西アフリカのサハラ砂漠南縁の内陸国ブルキナ・ファソを取り上げ、隣国のコートジボワールで発生した内乱（コートジボワール危機）が農家家計を一時的な貧困状態に陥れ、それが土壤劣化・砂漠化を引き起こす可能性について検討した。分析には、危機発生前と発生後に調査した農家家計レベルのデータを用いる。まず、危機はブルキナ・ファソで帰村者による家計サイズの増大と送金受け取りの減少を引き起こしていることを確認した。そのいずれもが耕作面積の拡大を招いている。分析の結果、家計サイズの増加は一人当たり0.32ヘクタール、送金受け取りの減少は100,000セーファー（約2万円）当たり1.91ヘクタールの耕作面積の拡大を引き起こすことが判明した。地域的には、送金受け取りの減少はギニア・サバナ地帯南部で、家計サイズの増大はスーダン・サバナ地帯北部で顕著に見られ、それらの地域における耕地拡大の影響が懸念される。一方、農家は減少した収入を補うために家畜を売却しており、ギニア・サバナ地帯南部とスーダン・サバナ地帯南部で家畜保有額の減少が起こっている。家畜保有額の減少は、100,000セーファー当たり0.31ヘクタールの耕作面積の拡大を引き起こすため、これらの地帯では、家畜の減少によっても耕作面積の拡大が起きている可能性がある。平均値でみると、家計当たりの化学肥料と厩肥の投入量はショックの後に増えている。そのため、農家の耕作面積は拡大しているものの、ヘクタール当たりの肥料投入量は危機の前後で同じ程度に保たれていた。しかし、家畜の減少が顕著なスーダン・サバナ地帯南部では、家畜保有額と単位面積当たりの堆肥投入量に有意な正の相関が見いだされ、家畜の減少により堆肥投入割合が低下していることがわかった。すなわち、スーダン・サバナ地帯南部では、家畜の減少が耕作面積の拡大と堆肥投入の減少を同時に引き起こしている。したがって、同地帯では危機に起因する土壤劣化が生じる可能性がある。本研究により、同地帯に対して選択的な政策支援をする必要があることが明らかになった。

〔キーワード〕サヘル、砂漠化、土壤劣化、貧困、ショック

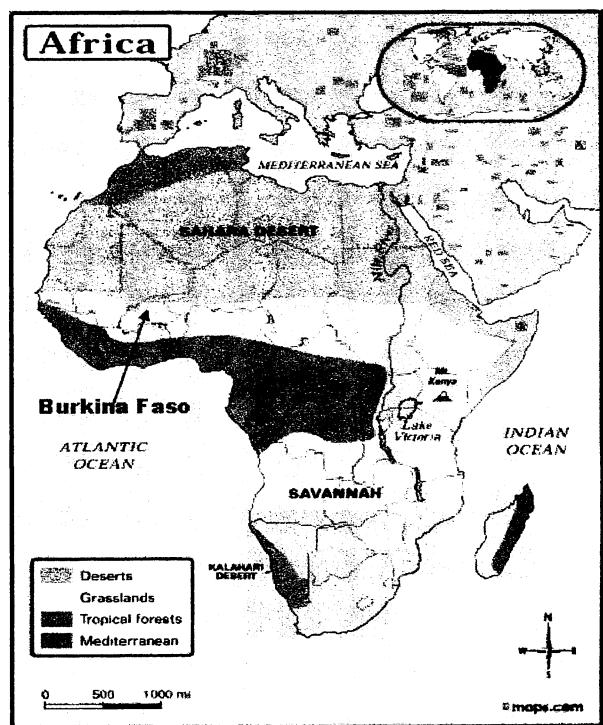
## 1. はじめに

発展途上国の貧困と環境資源の劣化の間には悪循環の関係があるとしばしば指摘される（例えば、Duraiappah<sup>1</sup>のレビューを参照）。しかし、多くの場合、データの制約からそれを実証するのは困難であり、実証したとしても両者の静的な相関関係の指摘にとどまっている（例えばCavendish<sup>2</sup>）。地球環境研究の課題である土壤劣化・砂漠化を例にとるなら、現地で生活を営む農民の慢性的貧困が誘発する土壤劣化・砂漠化は、非常に緩慢なプロセスをたどるので観測しがたいであろう。そもそも、一種の均衡にある慢性的貧困状態が土壤劣化・砂漠化を引き起こしているかどうかも定かではない。一方、一時的貧困については、それが個別の家計に散発的に生じる限り砂漠化・土壤劣化への影響は軽微である。むしろ、環境資源の頑強性が家計の一時的貧困に対して保険的機能を果たしていると考えられる。さらに、発展途上国の農村部には伝統的な相互扶助のメカニズムが残されている場合も多く、個別家計はそうした保険メカニズムを利用することで一時的貧困から比較的容易に回復できる（Bardhan and Udry<sup>3</sup>）。しかし、旱魃や戦争、経済危機のように広い地域全体に同時にショックが発生する場合は、地域内のリスクシェアリングのような保険メカニズムは有効ではない。そのため、多くの家計が同時に一時的貧困に陥り、それへ対処しようとする農民の行動が、土壤劣化や砂漠化を引き起こす可能性が出てくるのである。その点を実証することが、本研究の課題である。なお、1994年に採択され1996年に発効した国連砂漠化対処条約（United Nations Convention to Combat Desertification in Those Countries Experiencing Serious Drought and/or Desertification, Particularly in Africa）<sup>4</sup>では、砂漠化（desertification）を“land degradation in arid, semi-arid and dry sub-humid areas resulting from various factors, including climatic variations and human activities”と定義し、土地の劣化（land degradation）とは“loss or reduction of the biological or economic productivity”であるとしている。本研究ではその定義にしたがって、人間の活動に起因する土壤の劣化（生産性の低下）を砂漠化とする。

以上から、貧困と土壤劣化・砂漠化の動的な関係について実証するためには、広い地域全体に同時に発生する集計的ショックの影響に着目する必要があるといえよう。また、集計的ショックが貧困と資源劣化の悪循環の始まりの引き金をひくと考えられるため、悪循環に陥ることを阻止するという政策立案の観点からも、その発端のメカニズムを解明することには重要である。そこで本研究は、西アフリカの内陸国ブルキナ・ファソを対象に、集計的ショックの中でも特に戦乱ショックに焦点をあて、それが土壤劣化や砂漠化に及ぼす影響を解明することを目的とする。

ブルキナ・ファソはサハラ砂漠の南縁、いわゆるサヘル地域に位置する（図1）。植生区分では国土のほぼ全域がサバナ気候に属し、雨期と乾期の区別の明瞭な半乾燥気候を特徴とするが、

図1 ブルキナ・ファソの位置



年間降水量は東北部の400 mmから南西部の1200 mmまで大きな幅がある。農業は、熱帯半乾燥地帯に特有の不確実な降雨に依存しており、生産性が低いだけでなく、しばしば旱魃の被害を受ける。同国は、以前より砂漠化や土壤劣化の問題が深刻であると指摘されてきた。1970年代から80年代に頻発した旱魃がその発端とされるが、近年の人口増加および農業の低い生産性と高いリスクに起因する耕地拡大、非伝統的農法の採用、家畜数の増加、畜耕の採用などの人為的原因が問題を加速している。停滞する農業生産性が同国を世界の最貧困国の一つにとどめており、人口の61パーセントが「一人当たりの一日の消費支出1ドル以下」で定義した貧困線以下にある。そのため、同国の農村は伝統的に南隣にある湾岸国のコートジボワールに移民や出稼ぎ民を送り出してきた。移住した家族や親類からの送金および季節出稼ぎによる収入を重要な現金収入源としているのである（Reardon et al<sup>5</sup>, Reardon, Matlon, and Delgado<sup>6</sup>）。こうした収入は全収入の10～20パーセントを占めると考えられる。このように、ブルキナ・ファソの農家家計は、旱魃ショックを共有しない地域（森林地帯）やセクター（非農業）に所得源を多様化することで旱魃リスクに対処してきたのである。また、こうした地域内の人口移動は、農地への人口圧力を緩和する役割も果たしてきた。

ところが、そのコートジボワールで2002年9月に政府軍兵士の反乱が勃発し、内戦状態となった。戦闘自体は数ヶ月で沈静化したが、同国の国土は南北に分断されたままとなり、しかも外国人であるブルキナ・ファソ出身者に対する排斥活動が激しさを増した。そのため、コートジボワールに住むブルキナ・ファソ出身者の多くが帰国を余儀なくされ、ブルキナ・ファソ政府の公式発表によると、2003年7月までの帰国者数はおよそ35万人にのぼるという。以上から、コートジボワールに発生した戦乱（コートジボワール危機）はブルキナ・ファソの農村部に予期せぬ収入の減少をもたらしたと考えられる。また、帰村者を受け入れた村は、予期せぬ人口圧の増大も被った。本研究の仮説は、「こうした戦乱に起因する集計的なショックのため、ブルキナ・ファソの農家家計は短期的な収入を農業生産に求めて地力収奪的な農業を行う」というものである。本研究は、現地調査データを用いて、この仮説を検証する。

## 2. 研究目的

本サブテーマは、まず、コートジボワール危機によるショックがブルキナ・ファソの農村にどのような影響を与える、農家家計の行動にどのような変化をもたらしたかを、現地調査のデータに基づき明らかとし、それが土壤劣化・砂漠化を引き起こす可能性を検討する。

## 3. 研究方法

・広域村落調査：コートジボワール危機の影響の広がりを把握する目的で、ブルキナ・ファソ全域のなるべく広い範囲にわたり村落レベルの調査をする。

・詳細家計調査：コートジボワール危機がブルキナ・ファソの農家家計に及ぼす影響を解明するために、危機発生以前から行ってきた8か村256世帯を対象とする農家家計調査を継続する。

### （1）広域村落調査

ブルキナ・ファソは45の県（province）に分かれており、そこから13の県を調査対象として選択した（図2および付表1）。13県のうち、4つの県（南西から北東に向かって7番のComoé県、22番の

Les Bâlés県, 31番のPassoré県, 37番のSoum県)は, 1999年から国際農林水産業研究センターとワガドグ大学が共同で農家家計調査を実施してきた県なので, 今回の調査にも意図的に加えた。これら4つの県は, 同国の4つの異なる農業生態区分から1つずつ選ばれている(詳細家計調査の項を参照)。残りの9つの県は, 1996年に実施した国勢調査の結果に基づき, 総人口に対して国外出稼ぎ者数の多い県を選んだ。したがって, 調査対象とした13県は, ブルキナ・ファソ全体を代表するというよりは, 同国のコートジボワール危機の影響を代表していると想定される県である。この13県の人口の合計は, 1996年センサスに基づくとおよそ472万人であり, 同国全体の46.3%になる。これは13県の中に首都のOuagadougouや同国第二, 第三の都市であるBobo-DioulassoとKoudougouを含むためである。これらの都市人口を除くと, 13県の農村部人口はおよそ370万人程度であろう。

次に各県に属する郡(department)のリストから全く無作為に2つずつ郡を選び, 各郡からさらに無作為に8つの村を選んだ(なお, 県内の郡の数は県ごとに異なるが, だいたい8つ前後である)。したがって, 調査対象村落数は, 県ごとに16村, 全部で208村となった。ただし, すでに調査を実施してきた前出の4つの県については, 各県に従来から2つずつ調査対象村落があるのに, 新たに無作為で選んだのは14村である。

これら208の村の調査は, 初年度(平成15年度)の農作物の収穫後, 2003年12月から2004年1月にかけて実施した。調査では, 事前に作成した調査票を使い, 村長や村の各地区の代表者, 役人, 各種組織の世話人, 農産物や畜産物の流通業者などを集めたグループインタビューにより情報を得た。第二年度(平成16年度)には, 2005年2月から3月にかけて, それら208村を再訪し, 前年の調査の補足調査を行い, 同時にGPSにより各村の位置情報を得た。この位置情報に基づき, それぞれの村においてコートジボワール危機の前後で耕作域がどのように変化したかを, 衛星データを使って分析した(サブテーマ3を参照)。最終年度(平成17年度)には, 村落レベルのインタビューと衛星データを組み合わせたデータセットを作成し, 衛星データにより観察された耕作域の変化が村レベルで生じた戦乱ショックに起因するものであるかどうかを解析した。

## (2) 詳細家計調査

詳細家計調査は1999年から継続している。この調査を始めるにあたってブルキナ・ファソの代

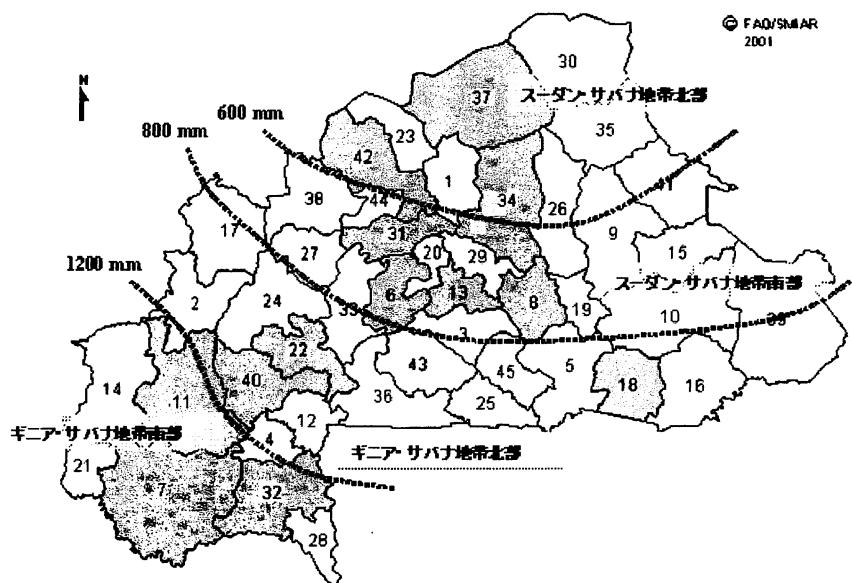


図2 ブルキナ・ファソの調査対象県の分布(灰色)

表的な4つの農業生態区分（スーダン・サバナ地帯北部、スーダン・サバナ地帯南部、ギニア・サバナ地帯北部、ギニア・サバナ地帯南部）から、それぞれ2つの村を選んだ（図3）。これら8つの村のうち、ギニア・サバナ地帯南部に属する2つの村を除く6つの村は、1980年から1985年にかけて、国際半乾燥熱帯作物研究所（ICRISAT, International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics）が農家調査の対象とした村である。当時と比較する目的で、同じ村を調査対象に選んだ。ギニア・サバナ地帯南部は国際半乾燥熱帯作物研究所の研究対象には含まれていなかったが、1999年に調査を企画した際に新たに付け加えた。各村では、まず簡単なセンサスを実施し、畜耕技術の採用に基づき農家を3つの階層に分けた。次に、合計が32農家になるように各階層の農家数に比例した農家数をそれぞれの階層から無作為に選んで、家計調査の対象を決定した。よって、調査対象農家の総数は、8

村、256世帯である。

なお本稿では、農業生態区分に基づく記述を多用するが、4つの農業生態は図3に示すように、降水量の違いにより区分されている。さらに各区分の農業の特徴を明らかにするために、コートジボワール危機が起こる前の2002年の農家家計調査データを集計した結果を付表2にまとめた。降水量が最も

少ないスーダン・サバナ地帯北部では、栽培可能な作物が限られているため作目の多様性に乏しい。換金作物の綿花の栽培は、ギニア・サバナ地帯北部でもっとも盛んであり、また同地域の主要作物の単位面積当たりの収量は、他地域と比べて高いことがわかる（ただし、2002年の降水量は過去10年の平均値を大きく下回るため、単収自体が低めである）。すなわち、年間降水量レベルの最も高いギニア・サバナ地帯南部が、農業生産性についても最高というわけではない。

調査方法は、村に滞在する調査員が調査対象の農家を訪問し、事前に用意した調査票を使ってインタビューするという方式である。質問項目が多いので、一度のインタビューは1時間程度に制限し、何度も繰り返し訪問することで調査票を完成させた。なお、調査にあたるチームの構成は以下の通りである。まず、ワガドグ大学経済学部の大学院生4名を助手として採用し、各地帯の調査責任者とした。次に村に滞在してインタビューにあたる調査員8名は、ワガドグ大学の学部学生を中心に公募で採用した。それぞれの地帯の現地語を母語とすることが条件である（なお、図に示した4つの農業生態区分ごとに異なる現地語が使われている）。調査票はブルキナ・ファソの公用語であるフランス語で作成し、調査責任者や調査員に対する調査内容の説明もフランス語で

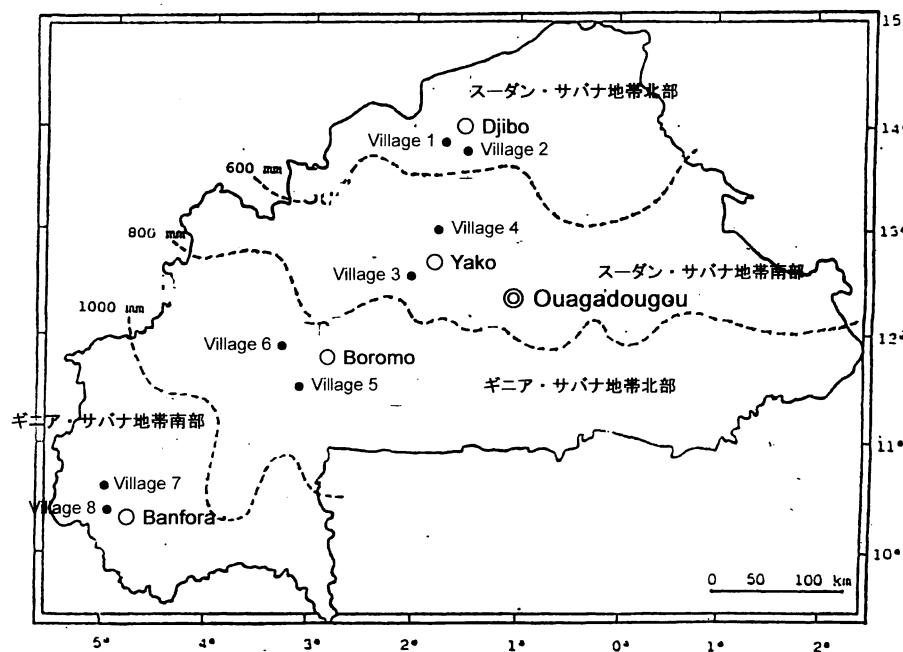


図3 詳細調査対象村落の位置

行った。したがって、調査員は、フランス語の調査票を使って、それぞれの現地語でインタビューしたことになる。質問を現地語にどう訳するかについては調査責任者と調査員の判断に任せており、コントロールしていない。

対象農家は始めの予備調査の時点で固定し、1999/2000年（1999年の作付け開始時期から2000年の乾期の終わりまでの1年間）、2000/2001年、2001/2002年、2002/2003年、2004/2005年の毎年、同じ農家を繰り返し調査した。したがって、データの構造はパネルデータである。調査の時期は、毎年、作付け時期（9月）、収穫後（2月）、乾期の終わり（5月）の3時期に設定し、農業生産だけでなく、農業外の経済活動などについても詳細に記録した。本サブテーマの課題は、この詳細家計調査により得られたデータを使って2002年9月に勃発したコートジボワール危機の影響を見ることがあるが、地球環境研究総合推進費の予算により実施した調査は2003年9月から2005年5月である。

第二年度までの分析の結果、スーダン・サバナ地帯南部の村3と村4で、コートジボワール危機の影響が顕著であることがわかったため、最終年度（平成17年度）には、同村の64戸の農家をすべてから危機の影響とその後の回復について詳細な聞き取りを実施した。

### （3）分析の枠組み

ショックには、農家家計レベルおよび村・地域レベルの2つのショックがある。前者は表1のようにまとめられる。これらのショックはすべての農家で起こるわけではないが、帰村者を家族のメンバーとして受け入れた場合、他の条件が一定であれば当該家族の一人当たりの所得は減少する。しかし帰村者の受け入れは家計の労働力の増加を意味するので、耕作可能地に余裕がある村や、農業外の雇用機会が十分ある村ならば、帰村者は自分の労働で収入を得ることができる（耕地拡大ができなくても、投入増により単収を上げることもあり得る）。したがって、帰村者の受け入れは家計の総所得も増やすことになるが、増えた人数分以上に所得を増加することは（少なくとも短期的には）無理であると考えられるので、ネットで見ても一人当たりの所得は減少するであろう。一方、コートジボワールからの送金や出稼ぎ収入の減少は、直接的に家計の一人当たりの収入の減少をもたらす。

表1 農家家計レベルのショック

出来事	結果	ショック	影響
帰村者の受け入れ	家計サイズの増大	一人当たりの所得減少	-
送金、出稼ぎ収入の減少	NA	一人当たりの所得減少	-

次の表2は、村・地域レベルのショックである。これらのショックは、たとえ当該農家が帰村者を受け入れたり、送金受け取り額が減少したりしていなくても、市場価格の変動を通じて被るショックである。まず、人口の増加は食料を中心とする消費財の需要を増大させ、価格を上昇させる可能性がある。一方で、送金・出稼ぎ収入の減少は、所得効果を通じて消費財の需要を低下させる。ネットの影響は個々の品目によって異なるので一般的な予測はできないが、仮に食料価格が全般的に上昇したとすると、購入食料に依存している農家（純購買農家）にとっては実質所得の減少、食料を販売する余剰のある農家（純販売農家）にとっては実質所得の上昇となる。次

に、人口増加による労働供給の増加は、賃金率の低下を起こすであろう。これも、雇用労働収入に依存する農家にとっては実質所得の減少であるのに対して、労働力を雇用している農家にとっては実質所得の上昇である。最後に、帰村者が農業に従事する場合、投入財の需要が増加して市場価格が上昇する。あるいは帰村者が農業に従事しなくても、食料価格（生産物価格）が上昇する場合、投入材の価格も上昇するだろう。投入財として、化学肥料のように村外から供給されるものを想定すれば、この効果はすべての農家にとって実質所得の減少となる。ただし、土地や堆肥のように市場取引が存在しない財の場合は、投入財の需要増加は直接的には実質所得に影響しない。

表2 村・地域レベルのショック

出来事	結果	ショック	影響
帰村者の受け入れ	消費財需要の増大	市場価格の上昇	+/-
	労働供給の増大	賃金率の低下	+/-
	生産投入財需要の増大	市場価格の上昇	-
送金、出稼ぎ収入の減少	消費財需要の減少	市場価格の低下	+/-
	生産投入財需要の減少	市場価格の低下	+

所得の減少が実際に起こっている場合、次の問は、それが砂漠化を引き起こすかどうかである。まず、村にあまり雇用機会がないことを考えると、帰村者本人は農業に従事することになるであろう。その場合、砂漠化の危険のあるような脆弱な土地への耕地拡大、あるいは、持続的ではない集約化が起こると砂漠化につながる可能性がある。

次に、原因はなんであれ所得の減少が起こった場合、信用市場のほとんど存在しないサブサハラ・アフリカの農村では、農家家計は自己資産を切り崩し、また、将来への投資を控えることになる。ブルキナ・ファソの農村で重要な資産は家畜である。また、投資機会としては、人的資本への投資（すなわち教育）と農業技術（とりわけ土壌保全技術）への投資がある。家畜については、たとえ飼養頭数が一定であっても、価格下落により農家家計の保有資産価値の低下が起こる。この場合、資金制約のない農家家計であれば、家畜に投資して資産価値を保とうとする可能性がある。逆に、価格が一定であっても、収入の減少を補填するために家畜を売却すれば、保有資産の総額は減ることになる。家畜資産を取り崩した場合、堆肥を通じた土壌肥沃度の維持が困難になることが予想されるが、一方、放牧圧が低下して地域レベルの砂漠化の進行を遅らせるかも知れない。したがって、ネットの影響は現段階では予測できない。さらに、土壌保全や教育への投資を減らした場合は、中・長期的には貧困を再生産するという悪影響がでるだろう。特に、土壌保全技術への投資が減少した場合には、砂漠化の危険があると判定できよう。

#### 4. 結果・考察

##### (1) 広域村落調査

###### ①危機に由来するショックの計測

まず、コートジボワール危機によるショックを定量化する。第一は、帰村者・避難民（以下、単に帰村者）の流入である。調査対象村全体で、1村当たり平均129人の帰村者がいることが判明した（表3）。1996年のセンサスに基づくと、人口のほぼ10分の1が増えたことになる。調査対象

の13県の人口は前述のように約370万人と推定されるので、13県の帰村者総数は37万人程度であろう。これに13県以外の農村と都市部を加えると、ブルキナ・ファソ全体では、少なくとも40万から50万人の帰村者を受け入れたと考えられる。

帰村者数の多いのは、農業生産性が低く気象変動の影響を受けやすいため従来から多くの移民・出稼ぎ者を出しているスーダン・サバナ南部、およびコートジボワールとの国境に近いギニア・サバナ南部である。前者は、村出身者の帰村が中心なのに対して、後者はまだ耕地に余裕があることから村出身者以外の避難民も含まれている。一方、コートジボワールから離れたスーダン・サバナ北部や農業生産性の高いギニア・サバナ北部には、帰村者が比較的少ない。表には示さないが、県ごとにみると、帰村者が顕著に多いのは、スーダン・サバナ南部の31番のPassoré県と6番のBoulkiemdé県、それからスーダン・サバナ北部に属する34番のSanmatenga県である。スーダン・サバナ地帯北部では、37番のSoum県の帰村者が非常に少ない。

表3 コートジボワール危機がブルキナ・ファソ農村にもたらしたショック

	村の人口(人)		送金に依存する農家比率(%) <sup>1)</sup>		国外出稼ぎに依存する農家比率(%) <sup>1)</sup>	
	危機以前	危機後(変化)	危機以前	危機後(変化)	危機以前	危機後(変化)
全体	1359	1488 (+129)	42.6	5.2 (-37.5)	35.7	6.7 (-28.9)
スーダン・ サバナ北部	1222	1303 (+81)	54.1	10.9 (-43.2)	43.2	2.1 (-41.1)
スーダン・ サバナ南部	1604	1764 (+160)	44.5	5.3 (-39.2)	26.8	4.0 (-22.8)
ギニア・ サバナ北部	1146	1189 (+43)	26.3	0.8 (-25.6)	26.5	8.6 (-17.9)
ギニア・ サバナ南部	1383	1607 (+224)	43.8	3.3 (-40.6)	48.6	13.3 (-35.3)

出所:208か村対象の広域村落調査

<sup>1)</sup> 農家比率は村ごとに実施したグループインタビューにより得られた数値であり、実際に個々の農家について調査した結果を集計したものではない。「依存している」、「依存していない」の判定基準は、村人集団の主観的認識によるため、「依存していない農家」の送金や季節出稼ぎ収入が皆無なのか、多少はあるのかは不明である。

送金受け取りについては、通常年の調査村の受け取り総額の平均値は620万FCFAであった。送金に依存していた農家の割合は、危機の前には平均で約43%にのぼったが、危機により5%にまで激減した（表3）。減少幅では、もともと依存率の高いスーダン・サバナ北部で最大であるが、他の地帯と比べると危機後にも送金を受け取っている農家の比率は高い。これは、同地帯では、ブルキナ・ファソ国内からの送金の比率が高いいためである。

一方、国外への季節出稼ぎによる収入は、通常年の調査村の出稼ぎ収入の総額の平均値は184万FCFAである。送金受け取りと比べると金額はずつと少なく、金額的には危機による影響も送金受け取りと比べると小さいと考えられる。表3に示すように、海外への季節出稼ぎに依存する農家の比率は、危機前の36%から7%に大きく減少した。出稼ぎ収入の依存率がもっとも減少した地帯は、送金の場合と同様にスーダン・サバナ北部である。ただし、危機前の依存率については、ギニア・サバナ南部が最大である。同地帯はコートジボワールの国境に近いため、出稼ぎが相対的に重要な地位である。

以上より、帰村者の受け入れによる村の人口の増加および送金や出稼ぎ収入の減少が起こっていることが確認された。そこで、こうしたコートジボワール危機に起因するショックの大きさが、村のどのような特性により決定しているのかを明らかにする目的で回帰分析を行う。被説明変数は、(1)村の人口に対する帰村者の比率(%), (2)送金に依存する農家比率の変化(%), (3)季節出稼ぎに依存する農家比率の変化(%)である。結果は表4に示した。なお、用いた説明変数の記述統計については付表3を参照。

表4 村レベルのショックの決定因子

説明変数	被説明変数	帰村者数の村人口に対する比率(%)	送金受け取り農家比率の変化(□%)	国外出稼ぎ農家比率の変化(□%)
<b>村レベルの変数</b>				
<金融資産>				
通常年の送金受取総額( $10^5$ FCFA)	115 (56.6)*	-968 (33.1)***	-54.9 (46.1)	
通常年の国外出稼ぎ総額( $10^5$ FCFA)	-36.6 (146)	48.3 (42.6)	-807 (55.3)***	
通常年の国内出稼ぎ総額( $10^5$ FCFA)	-216 (76.5)**	-93.7 (19.5)***	57.1 (78.9)	
通常年の送金受け取り農家比率(%)	-6.25 (8.00)	34.3 (17.3)*	4.13 (5.87)	
通常年の国外出稼ぎ農家比率(%)	-26.0 (84.5)	-30.7 (23.5)	-47.9 (43.5)	
通常年の国内出稼ぎ農家比率(%)	-77.9 (165)	359 (99.4)***	10.2 (38.0)	
<物的資産>				
村内の商業従事者数	0.05 (0.03)*	-0.05 (0.01)***	0.06 (0.05)	
舗装道路までの距離(km)	0.10 (0.11)	-0.07 (0.03)**	-0.05 (0.03)	
設置電話が開設されて以来の年数	-0.29 (3.65)	-1.55 (1.02)	0.66 (1.01)	
携帯電話通話可能かどうか(ダミー)	-8.81 (8.28)	-3.56 (3.83)	-3.49 (2.32)	
<人的資産>				
村の人口(100人)	-0.17 (0.19)	0.16 (0.10)	-0.12 (0.18)	
小学校設立以来の年数	-0.10 (0.35)	-0.07 (0.05)	-0.04 (0.06)	
7歳男児就学率(%)	-3.09 (2.42)	-2.65 (1.59)	-0.87 (1.17)	
7歳女児就学率(%)	6.09 (4.66)	2.13 (1.44)	-0.23 (0.69)	
村で多数を占める民族の人口比(%)	-0.45 (0.37)	0.10 (0.09)	0.05 (0.04)	
<社会関係資産>				
村内の組織・団体の数	-0.80 (0.99)	0.14 (0.23)	-0.12 (0.19)	
村内の組織・団体の設立以来年数の和	-0.12 (0.27)	-0.04 (0.08)	-0.04 (0.07)	
<自然資産>				
標準的な休閑年数	1.52 (0.74)*	-0.11 (0.28)	0.18 (0.35)	
食料不足年の頻度(過去5年中回数)	-1.69 (2.65)	1.20 (0.62)*	2.11 (0.79)**	
農業生態区分レベルの変数				
スーダン・サバナ地帯北部(ダミー)	12.4 (8.94)	5.78 (2.56)**	-11.8 (5.79)*	
スーダン・サバナ地帯南部(ダミー)	28.4 (18.0)	0.62 (4.44)	-8.60 (5.75)	
ギニア・サバナ地帯南部(ダミー)	41.9 (20.2)*	-0.74 (4.33)	1.06 (4.43)	
定数項	28.7 (29.8)	-4.06 (9.43)	4.57 (4.50)	
R <sup>2</sup>	0.20	0.90	0.83	
サンプル数 <sup>1)</sup>	201	199	201	

それぞれの被説明変数について別々に最小二乗法で推計。括弧内は標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%。

<sup>1)</sup> 欠測値のため、サンプル数は208か村よりも少なくなった。

表4から、帰村者比率は、ギニア・サバナ南部が他の地帯と比べて有意に高いことが確認できる。また、通常の年に送金受け取りの総額の多い村で帰村者比率が有意に高く、逆に国内出稼ぎ総額の多い村では帰村者比率が有意に低い。このことは、帰村者はコートジボワールに住んで送金していた人々であることを示唆する。また、村内の商業従事者数が多いほど帰村者比率が高いこと、標準的な休耕年数が長いほど帰村者比率が高いこと、以上の2点は村内に就業機会があることが帰村者を引きつける条件になっていることを意味する。一方、送金受け取りの減少幅は、スーダン・サバナ北部が他の地帯と比べて有意に小さい。通常年の送金受け取り額および送金受け取り農家の比率は、いずれも有意に正の影響があり、もともと送金の多い村ほど危機による減少幅が小さいことがわかる。一方、通常年の国内出稼ぎ額と国内出稼ぎに依存する農家比率も、送金受け取り農家の減少幅を有意に小さくする。これは、国内依存傾向の強い村では、送金元も国内である場合が多く、コートジボワール危機の影響を受けにくいためであろう。国外出稼ぎに依存する農家比率は、スーダン・サバナ北部で他と比べて有意に減少した。食料不足年の頻度が高い村では、送金依存農家の比率の減少幅も国外出稼ぎ農家の比率の減少幅も有意に小さい。食料生産のリスクの高い村では、危機の影響があってもなお、村外に依存せざるを得ないことを示している。

## ②価格への影響

まず、食料農産物の価格の変化について、2002年（危機の前）の価格と2003年（危機の後）の価格を比較する。なお、ここでの食料価格は、現地の主食であるソルガム、トウジンビエ、トウモロコシ、ササゲ、コメ（地元産）の市場価格の単純平均値である。その結果、すべての地帯で2003年の価格の方が統計的に有意に低い（表5）。これはそれぞれの年の収穫前の価格、収穫後の価格いずれについても当てはまる。厳密に言えば、2002年の収穫後の価格には危機の影響が反映し始めている可能性があるが、コートジボワールからの帰村者は2003年になってから増え始めているので、危機以前とみなしてよいだろう。価格低下の要因としては、次の2つの可能性がある。まず、2002年が2001年と比べて豊作だったため、2002年の収穫前よりも2003年の収穫前の方が食料の市場供給量が多く、収穫期前の価格上昇が抑えられた。もう一つは、コートジボワール危機による所得の減少のため食料需要が低下し、価格が下がった。これらの要因が、帰村者による食料需要の増大による食料価格の上昇を、平均値でみるとかぎり打ち消していると考えられる。

投入材については、2002年と2003年の作期（雨期）における市場価格を比較した。その結果、化学肥料（NPK）も農業労働者の賃金も、価格差はほとんどないことがわかった（表5）。

最後に家畜の価格を見ると、まず全体としては、ウシ、ヤギ・ヒツジとも、顕著な価格の低下が起こっている（表5）。理由としては、売却の増加による供給の増大、および収入減少による需要の低下がある。家畜については、コートジボワールへの輸出も大きな割合を占めており、危機により輸出が制限されたこと、輸出先での需要が低下したことでも価格低下の要因である。しかし、農業生態区分ごとにみると、有意な価格低下が起きたのはギニア・サバナ地帯だけである。家畜からの収入が所得に占める割合の高いスーダン・サバナ北部や、人口密度が高いためウシなどの大家畜の飼養頭数の少ないスーダン・サバナ南部では家畜の価格に有意な変化はない。これらの地帯では、所得の減少に対処するため家畜を売却する農家がいる一方で、その機会に家畜を買いまして飼養頭数を増やしている農家もある。そのため、ローカル市場では価格に有意な変化がなかったものと思われる。ただし、スーダン・サバナ北部でコートジボワールへの輸出むけ家畜

表5 コートジボワール危機のブルキナ・ファン農村部の物価への影響

	食料価格 <sup>1)</sup>		食料価格 <sup>1)</sup>		化学肥料価格		農業労働者		成牛価格 <sup>2)</sup>		山羊・羊価格 <sup>3)</sup>	
	収穫前 (FCFA/kg)		収穫後 (FCFA/kg)		作期 (10 <sup>3</sup> FCFA/50kg)		賃金 (FCFA/day)		収穫前 (10 <sup>3</sup> FCFA/頭)		収穫前 (10 <sup>3</sup> FCFA/頭)	
	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003
全体	160 (35)	131 <sup>*</sup> (36)	122 (32)	90 <sup>*</sup> (23)	12.3 (1.66)	655 (1.83)	655 (252)	97.6 (239)	92.3 <sup>*</sup> (34.0)	9.51 (34.0)	8.63 <sup>*</sup> (28.5)	8.63 <sup>*</sup> (4.89)
スーダン・サバナ北部	175 (19.2)	158 <sup>*</sup> (13.3)	152 (24.0)	94.6 <sup>*</sup> (20.8)	13.5 (1.45)	13.7 (1.44)	825 (228)	97.2 (228)	98.0 (29.0)	12.1 (26.1)	11.6 (26.1)	11.6 (7.04) <sup>*</sup> (6.34)
スーダン・サバナ南部	158 (31.4)	118 <sup>*</sup> (30.2)	118 (22.4)	96.4 <sup>*</sup> (18.7)	12.6 (5.93)	12.7 (3.39)	642 (236)	649 (198)	99.5 (23.7)	101 (20.9)	7.58 (20.9)	7.13 (2.25) <sup>*</sup> (1.99)
ギニア・サバナ北部	139 (42.3)	101 <sup>*</sup> (33.7)	92.5 (26.9)	69.3 <sup>*</sup> (18.0)	10.7 (2.18)	10.7 (2.12)	524 (230)	524 (230)	120 (39.6)	100 <sup>*</sup> (31.3)	10.4 (31.3)	8.65 <sup>*</sup> (4.49) <sup>*</sup> (3.42)
ギニア・サバナ南部	170 (33.9)	147 <sup>*</sup> (30.0)	123 <sup>*</sup> (28.2)	96.9 (21.5)	12.0 (0.86)	11.7 (1.77)	623 (226)	613 (214)	74.0 (29.9)	67.5 <sup>*</sup> (22.9)	8.52 (22.9)	7.51 <sup>*</sup> (3.70) <sup>*</sup> (2.99)

出所：208か村対象の広域村落調査。数値は村落レベルの観測値の平均、括弧内はその標準偏差である。2002年と2003年の値が「対応するサンプルのあるT検定」で1%水準で有意に異なる場合は、2003年の数値に\*をつけた。

1) 食料価格は、現地の主食であるソルガム、トウモロコシ、ササゲ、コメ(地元産)の市場価格の単純平均値。

2) 成牛価格は、雄成牛価格と雌成牛価格の単純平均値。

3) 山羊・羊価格は、雄山羊、雌山羊、雄羊、雌羊それぞれの価格の単純平均値。

生産を営んでいる農家は、輸出市場における価格低下の影響を被ったと考えられる。

そこで、こうした市場価格の変化が、コートジボワール危機に起因するものであるかどうかを確認するために、危機前後の価格の変化を被説明変数とする回帰分析を行った。表4で用いた3つのショック変数に加えて、国内出稼ぎに依存する農家比率の変化を説明変数とした。国内出稼ぎについては、コートジボワール危機の影響を直接受けるわけではないので、ショックの確認の際には分析の対象としなかったが、送金の減少や国外出稼ぎの停止により、その代替策として国内出稼ぎを行う農家があるため、危機の影響を間接的に受けている。村レベルのショックを表すこれら4つの変数は、価格決定モデルの中で内生変数であると見なされるので、二段階最小二乗法により推計した。一段階めに相当するのは、表4に示した推計である。

表6 村レベルの価格変化の決定因子

説明変数	被説明変数	収穫前食料価格の変化 (¤FCFA/kg)	収穫後食料価格の変化 (¤FCFA/kg)	収穫前成牛価格の変化 (¤10FCFA/頭)	収穫前山羊・羊価格の変化 (¤FCFA/頭)
	内生変数				
<b>&lt;村レベルのショック&gt;</b>					
<内生変数>					
帰村者数の村人口に対する比率(%)	-0.66 (0.43)	0.46 (0.23)*	-42.0 (25.9)	48.0 (51.5)	
送金受け取り農家比率の変化(¤%)	-0.19 (0.09)*	0.09 (0.06)	-8.18 (5.12)	10.3 (9.40)	
国外出稼ぎ農家比率の変化(¤%)	-0.02 (0.16)	-0.03 (0.11)	0.12 (5.66)	-23.1 (12.0)*	
国内出稼ぎ農家比率の変化(¤%)	-0.15 (0.46)	-0.38 (0.09)***	8.73 (25.6)	0.47 (32.2)	
<b>&lt;外生変数&gt;</b>					
<物的資産>					
村内の商業従事者数	-0.10 (0.05)*	-0.00 (0.02)	-3.72 (2.71)	-6.38 (6.54)	
舗装道路までの距離(100km)	-0.03 (0.13)	0.55 (6.21)	0.13 (0.06)*	-8.28 (17.8)	
設置電話が開設されて以来の年数	-2.43 (3.39)	3.87 (1.90)*	129 (235)	643 (641)	
携帯電話通話可能かどうか(ダミー)	-13.5 (8.47)	15.3 (4.03)***	245 (415)	-69.9 (796)	
<人的資産>					
小学校設立以来の年数	0.18 (0.31)	0.10 (0.18)	1.10 (15.6)	-2.21 (22.2)	
7歳男児就学率(%)	-3.97 (1.93)*	0.30 (1.70)	-267 (93.8)**	446 (249)*	
7歳女児就学率(%)	6.90 (3.97)	-0.49 (2.58)*	390 (165)**	-258 (338)	
村で多数を占める民族の人口比(%)	-0.42 (0.23)*	0.08 (0.20)	-12.0 (16.9)	-9.03 (21.7)	
<社会関係資産>					
村内の組織・団体の数	-0.30 (0.73)	-0.32 (0.32)	-41.5 (22.4)*	3.30 (53.2)	
村内の組織・団体の設立以来年数の和	-0.12 (0.19)	-0.37 (0.16)**	0.52 (19.7)	35.3 (27.0)	
<自然資産>					
標準的な休閑年数	2.81 (1.50)*	-0.93 (0.71)	7.18 (69.6)	-115 (143)	
食料不足年の頻度(過去5年中回数)	-0.88 (2.89)	2.20 (1.53)	35.6 (135)	188 (167)	
<農業生態区分>					
スーダン・サバナ地帯北部(ダミー)	21.2 (9.31)**	-29.9 (10.7)**	1470 (432)***	1560 (797)*	
スーダン・サバナ地帯南部(ダミー)	12.6 (12.9)	7.96 (10.3)	2530 (1060)**	180 (1290)	
ギニア・サバナ地帯南部(ダミー)	34.9 (18.5)*	-9.02 (12.5)	2860 (848)***	-1070 (2310)	
定数項	-19.8 (22.2)	-27.3 (17.5)	-1860 (1410)	-3170 (1710)*	
サンプル数	199	199	199	199	

それぞれの被説明変数について別々に最小二乗法で推計。括弧内は標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%。被説明変数の作成については、表5の脚注を参照。欠測値のため、サンプル数は208か村よりも少なくなった。

まず、表5に示された農業生態区分ごとの違いは、表6のそれぞれの区分ダミーの係数により確認できた。それらをコントロールした上で、村間の価格変化の違いが、村で生じたショックにより説明することがこの回帰分析の目的である。まず、収穫前の食料価格であるが、送金が減少すると食料を購入することができなくなるため、価格の低下が起こるはずである。それならば、係数は正にならねばならない。しかし、推計結果は、負でしかもゼロと有意に異なる。証拠はないが、食料生産のための資材（化学肥料など）の購入を送金に依存している場合、送金がなくなると食料が十分に生産できなくなる、収穫前から食料不足を見越して価格が上昇したのかもしれない。収穫後でも、有意水準は低いが、送金受け取り比率の変化の係数は負になっている。収穫後では、帰村者の比率が有意に正であり、食料需要の高まりが価格を上昇させたことがうかがえる。一方、国内出稼ぎの影響は、所得という点から見ると送金の場合と同じで、価格に正の影響があるはずである。負の影響があるということは、収穫後に国内出稼ぎに行くと、その分だけ食料需要が減少するので価格が低下するのだと解釈できる。家畜については、村レベルのショック変数で有意なものがほとんどなく、家畜価格は村のような局所的な需要ではなく、地域的な市場で決まることが示唆される。唯一、国外出稼ぎに依存する農家比率の変化が山羊・羊価格の変化に有意に負の影響があるが、もし収入の減少のために山羊・羊を地元で売却するなら価格が減少するため正の影響が見られるはずである。

以上から、価格の変化は農業生態区分ごとに特徴が見られるだけでなく、食料価格については危機の影響を村落レベルでも確認できた。しかし、家畜価格については、もっと広い範囲で価格が統合されているようである。

表7 コートジボワール危機がブルキナ・ファソの作物栽培面積に及ぼした影響

	新規開墾 の有無 <sup>1)</sup>	トウジンビエ 栽培面積 <sup>2)</sup>	ソルガム 栽培面積 <sup>2)</sup>	トウモロコシ 栽培面積 <sup>2)</sup>	綿花 栽培面積 <sup>2)</sup>	水稻 栽培面積 <sup>2)</sup>
全体	0.172 N=208	0.63 (0.91) N=202	0.82 (0.97) N=203	0.62 (0.97) N=208	0.64 (1.06) N=98	0.23 (0.82) N=142
スーダン・サバナ	0.140 N=49	1.04 (0.72) N=49	1.10 (0.74) N=49	0.71 (0.87) N=49	0.33 (0.65) N=12	0.14 (0.36) N=14
北部	0.078 N=64	0.83 (1.12) N=64	1.12 (0.98) N=63	0.41 (1.09) N=64	0.10 (1.37) N=20	0.40 (0.85) N=43
ギニア・サバナ	0.106 N=47	0.30 (0.46) N=47	0.40 (0.54) N=47	0.43 (0.54) N=47	0.21 (0.54) N=33	0.10 (0.30) N=41
南部	0.396 N=48	0.21 (0.84) N=42	0.53 (1.28) N=44	0.98 (1.12) N=48	1.52 (0.80) N=33	0.23 (1.16) N=44

出所：208か村対象の広域村落調査

<sup>1)</sup> コートジボワール危機への対応で耕地を新規に開墾した場合に1、既存の耕地（休閑地を含む）を利用した場合に0をとる。

<sup>2)</sup> 栽培面積への影響は、グループインタビュー時の村人による5段階評価（-2から+2）。-2は非常に強い負の影響（減少）、+2は非常に強い正の影響（増加）に基づく。当該作物が全く知られていないという理由で全く普及していない村を分析から除外したため、サンプル数は一定していない。

### ③栽培面積への影響

危機に由来する所得の減少に対処するため農家は栽培面積を拡大する、というのが本研究の基本的な仮説である。広域村落調査では、グループインタビューの際に、コートジボワール危機の結果、作物の栽培面積はどのように変化したかを農民に評価してもらっている。評価は、5段階（-2

から+2)で、-2は非常に強い負の影響(減少)、+2は非常に強い正の影響(増加)とした。また、危機に際して農民が新規開墾をしたかどうかは、はい、いいえの2者択一で質問した。その評価の平均値をまとめたのが表7である。新規開墾については、はいの場合に1、いいえの場合は0にした。

表8 作物栽培面積拡大の決定因子

被説明変数 説明変数	新規開墾の 有無	トウジンビエ面 積への影響	白ソルガム面積 への影響	メイズ面積 への影響
<b>内生変数</b>				
<村レベルのショック>				
帰村者数の村人口に対する比	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.02 (0.01)
送金受け取り家計比率の変化(口%)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.00)**	-0.01 (0.00)***	-0.01 (0.00)***
国外出稼ぎ家計比率の変化(口%)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
国内出稼ぎ家計比率の変化(口%)	-0.03 (0.02)	-0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)
<b>外生変数</b>				
<投入材価格(2003年)>				
化学肥料(10 <sup>3</sup> FCFA/50kg)	-0.06 (0.12)	0.07 (0.04)*	0.09 (0.09)	0.09 (0.07)
農業労働者賃金(10 <sup>2</sup> FCFA/日)	-0.03 (0.09)	-0.03 (0.02)	-0.00 (0.03)	0.07 (0.06)
<村落の特性>				
小学校設立以来の年数	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
7歳男児就学率(%)	0.01 (0.02)	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.02)
7歳女児就学率(%)	-0.00 (0.02)	0.01 (0.04)	0.01 (0.01)	0.02 (0.02)
村で多数を占める民族の人口比(%)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.00)**	-0.01 (0.01)**
村内組織・団体の数	-0.00 (0.03)	0.00 (0.01)	0.05 (0.02)***	-0.00 (0.02)
村内組織・団体の設立以来年数和	-0.02 (0.01)	0.01 (0.00)**	0.01 (0.01)**	0.00 (0.01)
標準的な休閑年数	0.14 (0.08)*	0.05 (0.03)*	0.04 (0.03)	0.04 (0.05)
食料不足年の頻度(過去5年中)	0.02 (0.11)	0.00 (0.05)	-0.09 (0.07)	-0.11 (0.08)
<農業生態区分>				
スーダン・サバナ地帯北部(ダミー)	0.54 (0.75)	0.52 (0.23)**	0.05 (0.36)	-0.15 (0.50)
スーダン・サバナ地帯南部(ダミー)	0.52 (0.64)	0.18 (0.30)	0.28 (0.47)	-0.02 (0.34)
ギニア・サバナ地帯南部(ダミー)	1.42 (0.80)*	-0.20 (0.20)	-0.70 (0.50)	0.92 (0.52)
定数項	-1.61 (1.60)	-0.68 (0.54)	0.28 (1.18)	-0.26 (0.81)
サンプル数	199	193	194	198

括弧内の数値は標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を意味する。被説明変数については表7の脚注を参照。  
村レベルのショックが内生変数なので、新規開墾は操作変数プロピット、栽培面積は二段階最小二乗法により推計した。

まず、新規開墾は、ギニア・サバナ南部の村落の4割近くで行われている。土地に余裕がある証拠である。同地帯では、危機への対応として換金作物の綿花の面積拡大が顕著であり、トウモロコシがそれについている。一方、スーダン・サバナ地帯では、北部、南部ともに食料となるトウジンビエとソルガムの栽培を拡大した。スーダン・サバナ北部では、トウモロコシの面積も拡大しているが、水のある湿地周辺に限られるため、拡大したとはいえた絶対的な面積はごく小さいと思われる。それらと対照的に、ギニア・サバナ北部では、どの作物についても危機への対応で面積の拡大はない。すでに集約化がすんでいるためであると考えられる。なお、低湿地で栽培する水稻については、栽培場所が限定されているため、危機の際でもほとんど拡大していない。

次に、こうした危機後に見られる耕作面積の拡大が、危機により村にもたらされたショックに

原因するのかどうかを調べるために回帰分析を行った。価格の場合と同じように、村レベルのショックとして4つの説明変数を取り上げ、それらが内生変数であることから、二段階最小二乗法により推計した。表7に示したうち、綿花と水稻いた結果を表8に示した。

新規開墾の確率に有意に影響する変数はほとんど見あたらないが、ギニア・サバナ南部のダミー変数の他、標準的な休閑年数が有意であった。すなわち、ギニア・サバナ南部に限らず、長い休閑を行えるだけ土地に余裕のある村で新規開墾が行われる傾向にあることを意味する。トウジンビエは、表7から読み取れる傾向通り、スーダン・サバナ北部で有意に拡大しているが、ソルガムとトウモロコシは、表7で見られる農業生態区分の違いは表8では有意でない。危機に由来のショックの影響は明らかで、3つの作物ともに、栽培面積の変化は、送金受け取り農家比率の変化により有意に負の影響を受ける。つまり、送金受け取りが減少すると、それら食用穀物の栽培部面積が拡大することを示しており、仮説を支持する結果となった。しかし、帰村者比率は、このようにして評価した作物ごとの栽培面積の拡大には影響していない。

表8からは、化学肥料価格や農業労働者の賃金は、あまり栽培面積の拡大に有意な影響を持たないことがわかるが、トウジンビエだけは化学肥料価格に反応する。トウジンビエは分析した作物の中ではもっとも乾燥地で栽培されるもので、乾燥に強いが化学肥料への反応性は弱い。表7や付表2からもわかるようにスーダン・サバナ北部では、トウジンビエが耕作面積の大半を占めている。推計結果は、化学肥料が高い場合は、他の作物から化学肥料を必要としないトウジンビエへの転換が進むことを意味している。

表9 コートジボワール危機がブルキナ・ファソの土壤肥沃度管理技術に及ぼした影響

	化学肥料 使用量の変化 <sup>1)</sup>	厩堆肥 使用量の変化 <sup>1)</sup>	ザイ採用 頻度の変化 <sup>1)</sup>	石列採用 頻度の変化 <sup>1)</sup>	草列採用 頻度の変化 <sup>1)</sup>
全体	-0.03 (1.19) N=208	0.55 (0.91) N=206	0.24 (0.80) N=134	0.33 (0.72) N=197	0.41 (0.80) N=167
スーダン・サバナ北部	-0.74 (0.94) N=49	0.10 (0.91) N=49	-0.02 (0.80) N=49	0.22 (0.74) N=49	0.00 (0.46) N=38
スーダン・サバナ南部	-0.17 (1.28) N=64	1.09 (0.89) N=64	0.62 (0.88) N=53	0.70 (0.89) N=64	0.95 (0.97) N=64
ギニア・サバナ北部	0.30 (0.51) N=46	0.23 (0.48) N=47	0.00 (0.00) N=4	0.05 (0.22) N=42	0.05 (0.22) N=40
ギニア・サバナ南部	0.56 (1.35) N=48	0.62 (0.89) N=45	0.00 (0.00) N=27	0.17 (0.49) N=42	0.24 (0.52) N=25

出所：208か村対象の広域村落調査

<sup>1)</sup> これらの変数は、グループインタビュー時の村人による5段階評価（-2から+2）に基づく。-2は非常に強い負の影響（減少）、+2は非常に強い正の影響（増加）である。当該技術が全く知られていないという理由で全く普及していない村を分析から除外したため、サンプル数は一定していない。

#### ④ 土壤肥沃度管理への影響

耕地面積の拡大が土壤劣化・砂漠化につながるかは、土壤肥沃度の管理の有無が重要である。本研究では、土壤肥沃度の管理技術として、化学肥料や厩堆肥の投入の他、ブルキナ・ファソのスーダン・サバナ地帯を中心に普及している、ザイ、石列、草列を取り上げる。石列と草列は、圃場の周辺に等高線沿いに構築するもので、表土の流出を食い止める作用がある（サブテーマ2を参照）。ザイは集水・保水技術の一つで、乾期に直径10～20cm、深さ5～20cm程度の穴を畑に掘

り、堆肥入れておき、雨期にそこに播種するというものである。作物の栽培面積と同様に、グループインタビューの際に、危機の影響が、それらの土壌肥沃度管理技術にどのように現れたかを農民に5段階（-2から+2）で評価してもらった。

結果は表9にまとめた。化学肥料は、全体の平均値をみるとほぼゼロとなり、危機による影響がないことになるが、スーダン・サバナ地帯とギニア・サバナ地帯では対照的な結果となっている。降水量が乏しく農業生産に恵まれないスーダン・サバナ地帯では危機後に化学肥料の使用が減少しているのに対して、降水量が多く農業生産に適したギニア・サバナ地帯では化学肥料の使用が増加している。前者は、危機による所得の減少のため化学肥料を減らすことで対応するのに対して、後者は、危機による所得の減少に農業生産の集約化により対処していると想像できる。表9によるとスーダン・サバナ北部では、化学肥料を減少させる一方、他の土壌肥沃度管理技術の採用が拡大している様子はみられない。つまり、危機後に作物の栽培面積は拡大したにもかかわらず、土壌肥沃度の管理が伴っていない。一方、スーダン・サバナ南部では、化学肥料が微減したのに対して、厩肥だけでなく、ザイや石列、草列の採用も拡大している。危機の際でも土壌肥沃度の管理がある程度は実施されていることがうかがえる。ただし、面積を拡大した村と土壌肥沃度管理を実施している村が同一であるとは限らない。ギニア・サバナ地帯では、厩肥の使用はあるものの、それ以外の土壌肥沃度管理技術はほとんど普及していない。化学肥料と厩肥・堆肥で土壌保全をしなくとも持続的な高収量が得られるためであろう。

こうした変化が、村レベルのショックに対応したものなのかどうか、回帰分析をした結果が表10である。ショック変数への反応をみると、まず、化学肥料と厩肥は、村レベルのショックにはまったく影響されていない。つまり、村の人口増加や所得の減少（それにより引き起こされた栽培面積の拡大）は肥料投入量には影響しない。しかし、耕地への中期的投資であるとみなされるザイや草列はショックに反応している。まず、ザイは、帰村者の多い村で採用が拡大する傾向がある。これは、ザイを作るには多くの人手が必要となるためであろう。一方、草列は、送金受け取りが減少すると拡大する傾向がある。草列がすぐに収量の増大につながるわけではないが、送金減少の埋め合わせとなることを期待しているのであろうか。しかし、国外出稼ぎが減少すると草列も減少するので、所得との関係はあまり明らかではない。ただし、草列については、化学肥料価格が正の効果があることから、化学肥料が高い場合に、化学肥料を代替するものとして草列に投資するのであると考察される。一方、化学肥料の方は、ショックには反応しないが、農業労働者の賃金は有意に負の影響を受ける。つまり、多くの労働投入を要するザイや石列、草列の構築は賃金の低い場合に可能なのであり、賃金が高くなるとそれらの土壌保全技術でなく化学肥料が使われるようになる。

もう一つ指摘すべき点は、ザイや石列、草列といった土壌肥沃度管理技術は、もともとブルキナ・ファソの農村の一部にあった在来技術なのかも知れないが、近年、NGOなどの部外者が盛んに普及を進めている技術であるということである。分析では、村落内の結束や外部とのネットワークの強度を測定する変数として「村内組織・団体の数」および「村内組織・団体の設立以来年数の和」を使っている。ザイと石列では前者が有意に正、草列では後者が有意に正という結果になり、NGOなどとの接触が密接な村ほど危機の際にこうした技術を採用する傾向にあることがわかる。

表10 農業技術の採用の決定因子

説明変数	被説明変数	化学肥料の 使用量	厩堆肥の使 用量	ザイの採用 頻度	石列の採用 頻度	草列の採用 頻度
<b>内生変数</b>						
<村レベルのショック>						
帰村者数の村人口に対する比	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)	0.00 (0.10)	
送金受け取り家計比率の変化(%)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.00)***	
国外出稼ぎ家計比率の変化(%)	0.00 (0.00)	0.01 (0.00)	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.00)***	
国内出稼ぎ家計比率の変化(%)	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.01 (0.02)	0.01 (0.01)	
<b>外生変数</b>						
<投入材価格(2003年)>						
化学肥料(10 <sup>3</sup> FCFA/50kg)	0.02 (0.04)	0.09 (0.06)	-0.13 (0.18)	0.01 (0.04)	0.12 (0.06)**	
農業労働者賃金(10 <sup>2</sup> FCFA/日)	0.12 (0.05)**	-0.01 (0.04)	-0.09 (0.06)	-0.10 (0.05)*	-0.02 (0.04)	
<村落の特性>						
小学校設立以来の年数	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	
7歳男児就学率(%)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.02 (0.01)**	0.01 (0.01)	-0.05 (0.08)	
7歳女児就学率(%)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.04 (0.01)**	-0.01 (0.01)	0.06 (0.10)	
村で多数を占める民族の人口比(%)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)	
村内組織・団体の数	0.02 (0.02)	0.03 (0.01)*	0.04 (0.01)***	0.03 (0.01)***	0.01 (0.02)	
村内組織・団体の設立以来年数和	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)	0.01 (0.01)	0.01 (0.00)**	
標準的な休閑年数	-0.06 (0.05)	0.02 (0.03)	-0.05 (0.06)	-0.00 (0.04)	0.01 (0.03)	
食料不足年の頻度(過去5年中)	-0.02 (0.04)	0.06 (0.06)	0.29 (0.11)**	0.06 (0.06)	0.07 (0.06)	
<農業生態区分>						
スーダン・サバナ地帯北部(ダミー)	-1.02 (0.48)*	-0.44 (0.38)	0.60 (0.51)	0.21 (0.40)	-0.40 (0.26)	
スーダン・サバナ地帯南部(ダミー)	-0.05 (0.27)	0.67 (0.32)*	0.46 (0.41)	0.10 (0.24)	0.24 (0.32)	
ギニア・サバナ地帯南部(ダミー)	0.81 (0.37)**	0.08 (0.54)	-0.74 (0.39)*	-0.64 (0.33)*	-0.18 (0.41)	
定数項	0.33 (0.49)	-0.43 (0.63)	0.16 (1.82)	-0.33 (0.47)	-1.35 (0.66)*	
サンプル数	198	196	130	187	158	

括弧内の数値は標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を意味する。被説明変数の作成については表9の脚注を参照。村レベルのショックを内生変数として、二段階最小二乗法により推計した。当該技術が全く知られていないという理由で全く普及していない村を分析から除外したため、サンプル数は一定していない。

## ⑤家畜飼養

ブルキナ・ファソの農村部において、家畜は恒常的な所得源として飼養されるだけでなく、今まで見てきたように予期せぬ所得の減少の際に換金する資産としても維持されている (Sakurai and

Reardon<sup>7</sup>, 櫻井<sup>8</sup>, Fafchamps et al<sup>9</sup>)。さらに、土壤肥沃度維持の観点からは、厩堆肥の原料の供給元としても非常に重要である。コートジボワールの危機では、収入を確保する目的で家畜が売却されたのであるから、それが厩堆肥の投入に及ぼす影響についても調べる必要がある。

表11 コートジボワール危機がブルキナ・ファソの家畜飼養頭数に及ぼした影響

	ウシ 飼養頭数 <sup>1)</sup>	ヒツジ 飼養頭数 <sup>1)</sup>	ヤギ 飼養頭数 <sup>1)</sup>	ニワトリ 飼養頭数 <sup>1)</sup>
全体	0.21 (1.35) N=208	-0.23 (1.23) N=208	-0.15 (1.36) N=208	-0.22 (1.40) N=208
スーダン・サバナ北部	-0.10 (1.49) N=49	-0.44 (1.53) N=49	-0.34 (1.57) N=49	-0.60 (1.54) N=49
スーダン・サバナ南部	0.02 (1.32) N=64	-0.44 (1.13) N=64	-0.52 (1.41) N=53	-0.63 (1.45) N=64
ギニア・サバナ北部	0.87 (0.95) N=47	0.53 (0.69) N=47	0.60 (0.65) N=47	0.57 (0.65) N=47
ギニア・サバナ南部	0.13 (1.39) N=48	-0.48 (1.13) N=48	-0.19 (1.32) N=48	-0.06 (1.39) N=48

出所：208か村対象の広域村落調査

<sup>1)</sup> 家畜飼養頭数への影響は、グループインタビュー時の村人による5段階評価（-2から+2）。-2は非常に強い負の影響（減少）、+2は非常に強い正の影響（増加）に基づく。

表11では、危機が家畜飼養頭数に及ぼした影響を5段階で評価したものを集計した結果である。全体でみると、ウシは微増だが、その他の小動物は微減である。ウシは畜耕にも使う生産財なので容易に売却しないためであろう。その中で、ギニア・サバナ北部では、他の地帯と異なり頭数を増やしている。ウシだけでなく、他の小動物の頭数もギニア・サバナ北部では増えている。表5と表6に示したように、同地帯では危機以降、家畜価格が低下しており、頭数の増加は売却数の減少または購入の増加によるものと考えられる。スーダン・サバナ地帯では、北部、南部ともすべての小動物が減少しており、小動物の売却により所得を確保するという危機への反応が見られる。しかし、ギニア・サバナ南部ではヒツジと比べてヤギやニワトリはあまり減少していない。

ウシ、ヒツジ、ヤギについて家畜飼養頭数の変化がコートジボワール危機に原因することを回帰分析により確認した。その結果は表12の前半の3列である。表11に見られるような地域的な傾向をダミー変数によりコントロールしてやると、ウシ飼養頭数の減少は国外出稼ぎ農家数の減少に帰することができ、ヒツジとヤギの飼養頭数の減少については、送金受け取り農家の減少が要因であることが判明した。いずれにしても、所得の減少が家畜飼養頭数減少を引き起こしていると結論できる。次に、こうした飼養頭数の変化も内生変数として、飼養頭数の変化が化学肥料と厩堆肥の使用量に与えた影響を分析した（表12の後半の2列）。ウシ飼養頭数の変化が、厩堆肥の使用量に有意に正の影響がある。したがって、ウシ頭数の減少は、厩堆肥の減少につながり、土壤肥沃度の維持に悪影響を及ぼす。しかし、ヤギやヒツジの頭数変化は、厩堆肥の使用量に影響はなかった。もし、化学肥料が厩堆肥の代替するものであるなら、ウシの飼養頭数の減少は化学肥料の使用量には正の影響があるはずである（すなわち、係数は負で有意）。しかし、化学肥料の使用量に関する回帰分析の結果は、家畜飼養頭数の変化は化学肥料の使用量の変化に影響がないことを示しており、化学肥料は厩堆肥を代替していないことが明らかとなった。つまり、ウシの減少による厩堆肥の減少は、土壤肥沃度の低下を招いていると考えられる。

表12 家畜の飼養頭数変化の決定因子と土壤肥沃度維持への影響

説明変数	被説明変数	ウシの 飼養頭数	ヒツジの 飼養頭数	ヤギの 飼養頭数	厩堆肥の 使用量	化学肥料の 使用量
<b>内生変数</b>						
<村レベルのショック>						
帰村者数の村人口に対する比		0.00 (0.01)	0.01 (0.02)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.02)
送金受け取り家計比率の変化(%)		0.00 (0.00)	0.01 (0.00)***	0.01 (0.00)*	-0.00 (0.00)	0.01 (0.01)
国外出稼ぎ家計比率の変化(%)		0.01 (0.00)**	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
国内出稼ぎ家計比率の変化(%)		-0.00 (0.01)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)	0.01 (0.01)	0.00 (0.02)
<家畜飼養頭数の変化>						
ウシの飼養頭数変化		NA	NA	NA	0.39 (0.22)*	-0.08 (0.67)
ヒツジの飼養頭数変化		NA	NA	NA	-0.67 (0.69)	-1.15 (1.47)
ヤギの飼養頭数変化		NA	NA	NA	0.49 (0.39)	0.51 (1.06)
<b>外生変数</b>						
<投入材価格(2003年)>						
化学肥料( $10^3$ FCFA/50kg)		NA	NA	NA	0.08 (0.09)	0.03 (0.10)
農業労働者賃金( $10^2$ FCFA/日)		NA	NA	NA	0.00 (0.05)	0.17 (0.10)
<村落の特性>						
小学校設立以来の年数		0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
7歳男児就学率(%)		0.01 (0.01)	0.03 (0.08)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
7歳女児就学率(%)		-0.01 (0.01)	-0.15 (0.13)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)
村で多数を占める民族の人口比(%)		-0.02 (0.01)	0.00 (0.06)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)
村内組織・団体の数		0.06 (0.01)***	0.04 (0.01)***	0.05 (0.01)***	0.00 (0.01)	0.05 (0.03)
村内組織・団体の設立以来年数和		0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
標準的な休閑年数		-0.02 (0.05)	0.00 (0.06)	0.03 (0.06)	0.03 (0.03)	-0.07 (0.07)
食料不足年の頻度(過去5年中)		0.02 (0.09)	-0.03 (0.08)	0.00 (0.08)	0.04 (0.07)	-0.05 (0.10)
<農業生態区分>						
スーダン・サバナ地帯北部(ダミー)		-0.47 (0.54)	-0.93 (0.43)**	-0.75 (0.43)	-0.60 (0.80)	-1.95 (1.11)
スーダン・サバナ地帯南部(ダミー)		-0.51 (0.49)	-0.72 (0.30)**	-0.77 (0.40)*	0.68 (0.55)	-0.65 (0.79)
ギニア・サバナ地帯南部(ダミー)		-0.87 (0.66)	-1.65 (0.55)**	-0.85 (0.55)	-0.32 (1.04)	-0.73 (1.75)
定数項		1.86 (0.73)**	1.49 (0.69)*	1.28 (0.60)*	-0.82 (0.63)	1.06 (1.20)
サンプル数		198	198	199	194	196

括弧内の数値は標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を意味する。被説明変数は表9と表11の脚注を参照。

## ⑥衛星データを用いた耕作面積変化の測定

表7からもうかがえるように、コートジボワール危機はブルキナ・ファソのスーザン・サバナ地帯の北部と南部およびギニア・サバナ地帯南部で耕作面積の拡大を引き起こしたと考えられる。しかし、それは村人グループの主観的認識に基づくものであり、客観的に実証されたものではない。そこで、本研究では、サブテーマ3で開発した手法により衛星データを使って各村落における耕作面積（一定の面積中に含まれる耕作面積の割合）の変化が、危機に由来するものであるかどうかを検討した。

手法の詳細についてはサブテーマ3を参照していただきたいが、広域調査対象の208村落のうち、148村落について2000年から2004年までの5年間の耕作面積を測定することができた。耕作面積は、1から10までの指標化されており、1が最小、10が最大である。まず、危機の前後でこの指標の平均値に変化があるかどうかを検定した。結果は表13である。危機前の2年間の平均値と危機後の2年間の平均値の比較では、全体では統計的な有意差はないが、農業生態区分ごとに比べるとスーザン・サバナの北部と南部では、危機後に耕作域が有意に拡大している。一方、ギニア・サバナ南部では逆に耕作域が有意に減少し、ギニア・サバナ北部でも有意差はないが耕作域が減少した。ただし、ギニア・サバナ南部では計測の異常値が多く耕作域を測定できた村が7つしかないため、数値の解釈は慎重になるべきである（手法に改善の余地が残されている）。比較を危機直前の2002年と危機直後の2003年に絞り込むと、ギニア・サバナ北部の耕作域減少の幅が小さくなり、サンプル全体としても統計的に有意に耕作域が拡大したことが確認できた。

表13 コートジボワール危機がブルキナ・ファソの耕作面積に及ぼした影響

	危機前2年と危機後2年の平均値の比較		危機前後の比較	
	2001年と2002年	2003年と2004年	2002年	2003年
全体 (N=148)	3.32 (1.24)	3.50 (1.31)	3.47 (1.56)	3.85 (1.94)**
スーザン・サバナ北部 (N=49)	2.74 (0.80)	3.31 (1.11)**	2.51 (1.00)	3.10 (1.66)**
スーザン・サバナ南部 (N=57)	2.92 (0.79)	3.43 (1.24)**	3.37 (1.11)	4.12 (1.96)***
ギニア・サバナ北部 (N=35)	4.36 (1.13)	3.80 (1.61)	4.40 (1.33)	4.34 (1.92)
ギニア・サバナ南部 (N=7)	5.43 (2.01)	3.86 (1.49)**	6.29 (2.87)	4.43 (2.44)

出所: SPOT/VEGETATIONデータから計測(サブテーマ3を参照)。耕作面積の割合を1から10の段階に指標化してある。

平均値の違いは「対応するサンプルのあるT検定」により検定した。\*\*は有意水準1%未満、\*\*\*は同5%未満を意味する。

次に、村レベルの耕作面積の変化が、村で生じた危機によるものかどうかを回帰分析により確認した。被説明変数に使用したのは、2002年と2003年の耕作面積指標であり、村固有の特性を固定効果としてダミー変数によりコントロールし、固定効果回帰により2時点での変化のある変数（ショック変数）の影響を見た。上で論じたように、ギニア・サバナ南部のデータは件数が少なく、信頼度も低いため分析から除いた。回帰分析の結果は、表14である。

まず、ギニア・サバナ南部の7村を除くすべての村落と一緒に分析したところ、有意に推計された変数はなかった。農業生態区分ごとに異なる効果を持つ変数があるため、打ち消しあって、見え

なくなっているものと思われる。そこで、3つの農業生態区分ごとに回帰分析を行った。スーダン・サバナ北部では、人口の増加が耕作面積を拡大し、また送金受け取りの減少も耕作面積を拡大する。よって、明らかにコートジボワール危機が耕作面積を拡大したといえる。しかし、国外出稼ぎ農家比率が送金受け取り農家比率と逆の効果を持つことは予想に反している。おそらく、国外出稼ぎをやめた農民は必ずしも農業に従事せず、国内出稼ぎをしたり、非農業の仕事につくのであろう。この点については、同地域において、農業労働者の賃金が耕作面積を有意に縮小していることから、耕地の拡大と農業外就労が代替関係にあることが示唆される。次にスーダン・サバナ南部では、人口の影響は見られないが、送受け取りの減少は有意に耕作面積を拡大しており、コートジボワール危機による耕作面積拡大が確認できる。ギニア・サバナ北部では、表13に示したように、平均値を比べる限り危機後の耕作面積の拡大は起こっていないが、回帰分析からは人口の増加が耕地を拡大することがわかる。しかし、送金や出稼ぎは耕地面積には影響しない。

表14 村の耕作面積の決定因子

説明変数	被説明変数	村周辺域の耕作強度指標			
		全サンプル	スーダン・サバ ナ北部	スーダン・サバ ナ南部	ギニア・サバナ 北部
<b>村レベルの変数</b>					
村の人口(1000人)	-0.09 (0.72)	2.92 (0.73)*	-0.03 (0.61)	13.3 (4.28)*	
送金受け取り農家比率(100%)	-0.48 (0.77)	-1.99 (0.24)**	-0.44 (0.04)***	-0.11 (4.56)	
国外出稼ぎ農家比率(100%)	-0.08 (0.65)	1.54 (0.24)**	0.82 (0.90)	1.80 (5.08)	
国内出稼ぎ農家比率(100%)	0.41 (1.18)	0.14 (0.93)	-4.04 (1.92)	-0.55 (1.18)	
トウジンビエの実質価格(収穫前)	-2.39 (2.15)	-5.86 (0.42)***	-4.27 (3.25)	-0.20 (3.54)	
ソルガムの実質価格(収穫前)	1.86 (3.10)	-9.31 (7.31)	-1.31 (2.10)	5.97 (7.32)	
トウモロコシの実質価格(収穫前)	-0.93 (1.88)	0.84 (4.72)	-7.35 (2.36)*	-0.40 (2.08)	
ササゲの実質価格(収穫前)	-0.96 (1.46)	-6.67 (4.83)	1.84 (2.16)	1.21 (2.20)	
農業労働者の実質賃金	0.19 (0.15)	-1.97 (0.33)**	-0.01 (0.27)	0.29 (0.26)	
定数項	5.45 (6.46)	30.3 (16.6)	18.8 (7.65)*	-17.8 (5.16)*	
サンプル数	141	49	57	35	

被説明変数は2002年(危機前)と2003年(危機後)の各村落の耕作面積。村の特性を固定効果として、それぞれの被説明変数について別々に固定効果回帰により推計した。括弧内は標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%。

#### ⑦小括：広域村落調査

広域村落調査からは、次の点が結論できる。(i)コートジボワール危機はブルキナ・ファソ農村に帰村人口の増加と現金収入減少という影響を与えた。(ii)その結果、耕作面積の拡大と家畜飼養頭数の減少が起こっている。(iii)コートジボワール危機が化学肥料や厩堆肥の使用に直接影響を与えた証拠は見られない。(iv)しかし、ウシ飼養使用頭数の減少は厩堆肥の使用を減らしたが、化学肥料による代替はない。(v)耕作面積の拡大の要因は人口の増加と送金の減少である。(vi)ウシ飼養頭数の減少は国外海外出稼ぎの減少である。(vii)スーダン・サバナの北部と南部では、危機の影響の現れ方に違いがあるが、おそらく(v)と(vi)が同時に起こっている村があり、土壤保全に悪影響があると予想できる。(viii)ただし、スーダン・サバナ南部では、様々な非伝統的な土壤保全技術がNGOなどによって普及しており、危機が土壤劣化に与えるインパクトを軽減している可能性がある。

## (2) 詳細家計調査

### ①家計レベルの分析方法

以上の広域村落調査で明らかにしたコートジボワール危機の村落レベルのインパクトを、実際の農家経営の主体である家計レベルでも確認することが目的である。農家家計レベルのショックとして次の2つが予想される。第一に、コートジボワールからの帰村者を家族のメンバーとして受け入れることによる家計サイズの増大であり、第二には、コートジボワールからの送金や出稼ぎ収入が途絶することによる所得の減少である。

家計サイズの増大と送金・出稼ぎ収入の減少は、一人あたりの所得減少を引き起こしていることは疑いない。すなわち、ショックに起因する一時的な貧困が生じている。こうした一時的貧困に対して家計は、短期的には家畜の売却や農業外収入の増大、あるいは送金元の変更により対処し、さらに食料生産を増やすことになる。そこで、本研究では、一時的貧困から脱しようとする家計の事後的な対処行動が当該地域で以前から問題となっている土壌劣化や砂漠化を引き起こす可能性について検討を加える。

分析の枠組みを単純なモデルで示すと次のとくである。

$$\Delta A_i = F(\Delta S_i, \Delta T_i, \Delta N_i, \Delta L_i, \mathbf{W}_i, \mathbf{X}_i, \mathbf{V}) \quad (1)$$

$$\Delta C_i = G(\Delta S_i, \Delta T_i, \Delta N_i, \Delta L_i, \mathbf{W}_i, \mathbf{X}_i, \mathbf{V}) \quad (2)$$

$$\Delta M_i = H(\Delta S_i, \Delta T_i, \Delta N_i, \Delta L_i, \mathbf{W}_i, \mathbf{X}_i, \mathbf{V}) \quad (3)$$

ここで、 $\Delta$ は2003年の乾期の値と2002年の乾期の値の差を示す。コートジボワールで戦乱が勃発したのは2002年9月であるから、この差は戦乱の前後の違いを意味する。また、添え字の*i*は家計*i*を指す。左辺の被説明変数は、 $A$ が家計の総耕作面積、 $C$ は1haあたりの化学肥料の投入量、 $M$ は1 haあたりの厩堆肥の投入量である。説明変数に関しては、 $S$ が家計サイズ（人数）、 $T$ が送金受け取り金額、 $N$ が農業外収入の金額、 $L$ が保有する家畜の資産価値である。これらは、家計レベルのショックを表す変数で、ここでは内生変数として扱う。一方、外生変数は、 $\mathbf{W}$ が2002年乾期の時点の家計の資産を表す変数のベクトルであり、 $\mathbf{X}$ は2002年と2003年で変化しない家計特性の変数のベクトルである。また、 $\mathbf{V}$ は村落や地域レベルの変数群である。推計には、外生変数の $\mathbf{X}$ 、 $\mathbf{V}$ を操作変数として、(1)、(2)、(3)式をシステムとして同時推計する三段階最小二乗法を用いる。また、パネルデータであることを生かして、それぞれの式を固定効果モデルによっても推計する。その際には、被説明変数、説明変数とも家計*i*、年*t*（ただし*t*=2002, 2003）のレベル変数となる。説明変数*S*、*T*、*N*、*L*が内生変数である可能性は無視することになるが、固定効果により $\mathbf{W}$ 、 $\mathbf{X}$ 、 $\mathbf{V}$ では捕捉しきれない家計や村落の特性をコントロールすることができるという利点がある。

### ②家計レベルのショックの計測

調査対象の家計でショックの存在を計測する。前項で説明したショック変数について、サンプル農家全体の平均値を示したのが表15である。危機前後を比較すると、家計サイズが有意に増大し、送金受け取り額が有意に減少していることがわかる。家計サイズの増加については、広域村落調査の結果とほぼ整合的な結果である。なお、この家計サイズの増加には自然増加も含んでいるため、コートジボワール危機に起因するものだけとは限らない。ただし、調査では新規に家計に加わったメンバーについては、その理由を尋ねており、成人的場合はたいてい帰村者であることを確認している。送金受け取り額につ

いては、広域村落調査で示した受け取り農家比率の減少ほどの大幅な減少ではない。これは広域調査では危機の直接の影響を尋ねたのに対して、家計調査では事後的な対処をした後の数値であるためである。

表15 家計レベルのショック<sup>1)</sup>

	家計サイズ			送金受取額 (10 <sup>3</sup> FCFA) <sup>2)</sup>			家畜保有額 (10 <sup>3</sup> FCFA)			農業外収入 (10 <sup>3</sup> FCFA)		
	2002年	2003年	差	2002年	2003年	差	2002年	2003年	差	2002年	2003年	差
全体	10.9	11.3	+	67.6	53.7	-	242	228	0	38.3	36.5	0
	(8.39)	(8.74)	**	(85.2)	(69.2)	**	(377)	(342)		(78.1)	(105)	
スーダン・ サバナ北部	8.32	8.36	0	22.9	49.3	+	179	280	+	13.7	30.9	+
	(5.27)	(5.74)		(21.4)	(83.3)	**	(252)	(535)	**	(13.7)	(43.9)	***
スーダン・ サバナ南部	12.1	13.8	+	70.3	50.5	0	243	157	0	34.5	30.9	0
	(9.67)	(10.9)	***	(103)	(65.3)		(512)	(187)		(69.9)	(17.5)	
ギニア・ サバナ北部	12.6	12.5	0	98.9	70.4	-	327	300	0	72.8	51.8	0
	(10.3)	(9.72)		(90.7)	(66.5)	***	(386)	(292)		(125)	(110)	
ギニア・ サバナ南部	10.2	10.1	0	73.2	42.7	-	231	171	-	37.0	34.0	0
	(6.49)	(6.41)		(83.6)	(58.7)	***	(318)	(176)	*	(58.5)	(31.7)	

<sup>1)</sup> 数値はそれぞれ2002年乾期(危機以前)と2003年乾期(危機以後)の平均値。括弧内はその標準偏差である。対応するサンプルの差をT検定した結果、平均値の差が有意水準5%で0と異なる場合を“”で、有意水準1%で0と異なる場合を“”で示した。

<sup>2)</sup> この送金受け取り額には、出稼ぎにいった家族からの送金、家族以外(親戚、独立した子供など)からの送金、友人からの送金を含む。また、コートジボワール以外の外国やブルキナ・ファソ国内の別の地域からの送金も含む。物品の贈与の場合は、金額に換算した。

表16 家計の送金元(地元以外)の比率<sup>1)</sup>

	スーダン・サバナ 北部		スーダン・サバナ 南部		ギニア・サバナ 北部		ギニア・サバナ 南部	
	2002年	2003年	2002年	2003年	2002年	2003年	2002年	2003年
家族 国内大都市(%)	9.2	24.5	0.0	0.0	4.2	0.0	0.0	0.0
国外(%) <sup>2)</sup>	6.2	1.1	0.6	0.0	6.5	0.0	0.7	0.0
親戚 国内大都市(%)	26.2	32.6	6.2	11.3	56.0	51.3	8.1	14.5
国外(%) <sup>2)</sup>	9.2	0.0	89.7	50.0	22.0	29.5	83.9	40.3
友人 国内大都市(%)	46.2	15.8	2.1	28.2	10.1	5.1	5.4	1.6
国外(%) <sup>2)</sup>	0.0	0.0	1.4	0.0	0.6	0.0	2.0	3.2
政府、援助機関等(%)	3.1	25.8	0.0	10.5	0.6	14.1	0.0	40.3
地元以外からの送金頻度	16	95	37	62	43	44	37	31
地元内の送金頻度	51	108	43	97	162	174	90	99
すべての送金頻度	67	203	80	159	205	218	127	130

<sup>1)</sup> 数値は当該農業生態区分に属する2か村の調査対象家計が受け取った地元以外からの送金(現金だけでなく物品の贈与も含む)の回数の合計に対する、それぞれの送金元の比率(%)である。下段の数字はそれぞれ、上段の比率の基になった地元以外からの1ヶ月当たり送金の回数、地元内(同村内、近隣村、近隣都市)からの1ヶ月当たりの送金の回数、両者の合計回数である。

<sup>2)</sup> 国外からの送金には、コートジボワールからだけでなく、それ以外の外国からの送金も含む。

この点に関して、家計が被ったショックとそれへの対処を区別する目的で、送金元の変化を表16にまとめた。表中の送金元が国外であるのは、必ずしもコートジボワールだけに限定するものではないが、2002年と比べて2003年に大幅に減少している場合は、コートジボワール危機の影響であると考えてよいだろう。国外にいる家族からの送金（出稼ぎ者からの送金を含む）については、すべての農業生態区分で、2003年にはほとんど消失している。国外在住の親戚からの送金についても、ギニア・サバナ地帯北部を除いて、2003年に送金受け取り回数の大幅な減少が起こっており、コートジボワール危機の影響と考えられる。しかし、友人からの送金については、戦乱とは関係なく国外からの例は非常に少ない。

表16からは、こうした送金受け取りの減少に対して、各家計は送金受け取り回数の増加および送金元の変更によって対応していることも見て取れる。まず、スーダン・サバナの2つの地帯では、送金受け取り回数の合計が2倍以上になっている。しかし、ギニア・サバナの2つの地帯では受け取り回数自体にはほとんど変化がない。送金元の変化では、まず、どの農業生態区分でも政府や援助機関からの贈与が顕著に増えており、調査対象家計が戦乱の影響を救済する施策の恩恵を受けたことがわかる。次に明らかなことは、スーダン・サバナに属する両地帯とギニア・サバナ地帯南部では、国外からの送金減少に対して国内大都市に住む親戚からの送金受け取りを増しているということである。さらに、スーダン・サバナ地帯南部では、国内大都市に住む友人からの送金受け取りも顕著に増えている。それに対して、スーダン・サバナ地帯北部では、国内大都市に在住する友人からの送金が減少しており、増えているのは、家族と親戚がブルキナ・ファソ国内の大都市から送金する場合である。表15に示してある送金受け取り額の変化は、各家計でこのような対処をした結果である。上述したようにすべての地域でコートジボワール危機の影響とみなせる送金受け取りの減少が見られるが、実際に受け取った金額を見ると、平均値が統計的に有意に減少しているのはギニア・サバナに属する2つの地帯だけであり、スーダン・サバナ地帯南部では減少しているものの統計的には有意ではなく、スーダン・サバナ地帯北部では逆に有意な増加が起こった。表16に示すように、スーダン・サバナ地帯北部では家族によるブルキナ・ファソ国内大都市からの送金頻度が増大しているためであろうと考えられる。

一方、表15によると、家畜保有額と農業外収入について、減少傾向にあるものの、全体でみると偏差が大きいため統計的に有意な差ではない。農業生態区分ごとに調べると、コートジボワールに接する最南部のギニア・サバナ地帯南部で家畜保有額が有意に減少しているが、スーダン・サバナ地帯北部では、家畜資産が有意に増えている。この要因を解明するために、農業生態区分ごとに家畜価格と家畜売却頭数の変化を表17にまとめた。この表からわることは、まず、ブルキナ・ファソ全域で2003年に家畜価格が低下したということである。これは広域村落調査と一致する結果である。ウシやヒツジについては、スーダン・サバナ地帯南部を除いて純売却頭数も2003年に減少している。これらはコートジボワールに輸出する家畜であり、戦乱の影響で輸出ができなくなったため価格の低下と売却頭数の減少が起こったと考えられる。一方、地元での換金性の高い小動物（ヤギやブタ、ニワトリ）は、スーダン・サバナ地帯北部以外では純売却数が増加し、その結果、市場価格の低下が起こったのである。これら2つの要因により、表15に現れたような、全般的な家畜資産の減少が起こった。その中で、家畜生産の盛んなスーダン・サバナ地帯北部では、家畜価格が下がった機会に家畜頭数を増やしており、家畜価格の低下にもかかわらず家畜保有額が増加した。スーダン・サバナ地帯北部では、農業外収入も有意に増加している。

以上から、コートジボワール危機に起因するショック、およびそれへの対処は、農家家計レベルで見た場合も農業生態区分ごとに異なっていることが明らかとなった。しかし、対処行動は家計の特性によ

表17 家畜価格と家畜純売却数の変化<sup>1)</sup>

		スーダン・サバナ		スーダン・サバナ		ギニア・サバナ		ギニア・サバナ	
		北部		南部		北部		南部	
		2002年	2003年	2002年	2003年	2002年	2003年	2002年	2003年
ウシ	売却価格(FCFA) <sup>2)</sup>	92500	42300	65200	70000	121600	57900	69400	47900
	純売却頭数 <sup>3)</sup>	6	1	-1	-5	14	1	16	6
ヒツ	売却価格(FCFA) <sup>2)</sup>	23400	19500	7600	5700	6200	5300	12000	10600
	純売却頭数 <sup>3)</sup>	8	2	2	5	-2	4	3	2
ヤギ	売却価格(FCFA) <sup>2)</sup>	8200	7600	7500	6200	6200	4000	6300	7600
	純売却頭数 <sup>3)</sup>	7	-3	8	18	2	5	-4	3
ブタ	売却価格(FCFA) <sup>2)</sup>	NA	NA	5200	5100	6200	5500	8100	9500
	純売却頭数 <sup>3)</sup>	0	0	4	6	3	10	1	1
トリ	売却価格(FCFA) <sup>2)</sup>	800	600	900	900	600	600	1000	1000
	純売却頭数 <sup>3)</sup>	7	5	77	95	-11	4	-7	13

<sup>1)</sup> 数値はそれぞれ2002年乾期(危機以前)と2003年乾期(危機以後)のもの。<sup>2)</sup> 当該農業生態区分に属する2か村の調査対象家計が実際に家畜を売却した際の1頭／羽当たりの価格の重み付け平均値。<sup>3)</sup> 当該農業生態区分に属する2か村の1ヶ月あたりの売却頭／羽数の合計と1ヶ月あたりの購入頭／羽数の合計の差。負の数の場合は、2か村全体として購入数が売却数を上回ることを意味する。

っても影響を受けると予想される。本稿では、土壌管理への影響を調べることを目的に、家計レベルのショックを、外生的なショックそのものではなく、ショックへの対処の結果を含めた内生的ショックとして定義した。そこで、内生的ショックの有無や大小が家計や地域のどのような特性によって決定しているかを明らかにするため、(1), (2), (3)式に含まれるショック変数をそれぞれ被説明変数とする4つの式を個別に最小二乗法により推計した。これは、(1), (2), (3)式に対する三段階最小二乗法の始めの1段階目に相当する。結果は表18である。なお、これらの推計式では、村の様々な特性を説明変数とせずに村のダミー変数を用いている。村の数が8つしかないため、村の特性を表す変数を多数用いるだけの自由度がないためである。それぞれの村のどのような特性がショックに影響を及ぼしているかは、前に示した広域村落調査の結果と対照させて見る必要がある。詳細家計調査対象8村の特性を広域村落調査と比較するために、付表4を添付した。

まず、家計構成員の数の変化については、(i)スーダン・サバナ地帯南部で有意に増加している。(ii)畜耕技術を採用している家計で有意に増加している。(iii)それ以外に家計サイズの変化を説明できる変数は見いだせない。すでに示したようにスーダン・サバナ地帯南部は帰村者数が多く、整合的な結果となった。しかし畜耕技術との関連は不明である。

次に、送金受け取り額の変化については以下の6点がわかった。(i)前年の農業生産や家畜などの資産の乏しい家計ほど、送金受け取り額を減少させている。(ii)前年の送金受け取り額の多い家計ほど、送金受け取り額が減少している。(iii)前年の農業外収入の少ない家計ほど、送金受け取り額が増加している(減少の程度が小さい)。(iv)家計構成員の少ない家計ほど、送金受け取り額が減少している。(v)家長が読み書きできない場合は送金受け取り額が有意に減少している。(vi)農業生態区分については、定数項にあたるギニア・サバナ地帯南部で送金受け取り額がもっとも減少している。(iv)と(v)は、出稼ぎ先の多様化や人間関係のネットワーク構築などにより安定した送金元を確保できる能力の有無によるものと考えられる。おそらく(i)の結果も、富裕層ほど安定した送金元を持っているためであると解釈できる。一方、

(ii)については、他の要因をコントロールすると、前年の送金受け取り額が大きければ減少の幅も大きくなりうるためである。(iii)の解釈は難しいが、農業外収入の少ない家計は、相対的に送金への依存度が高いため、ショックがあっても送金受け取り額を減らさないようなリスク分散ができているものと思われる。

一方、家畜保有額の変化については次の5点を指摘できる。(i)個々の家計の特性では有意な変数が少なく、主として家計資産と地域レベルの特性により決定している。(ii)前年の農業生産の乏しい家計は家畜保有額を減らしている。(iii)前年の家畜保有額が多い家計ほど、家畜保有額の減少が大きい。(iv)スーダン・サバナ地帯南部とギニア・サバナ地帯南部では家畜保有額が減少した。(v)スーダン・サバナ地帯北部では、家畜保有額が増加した。(ii)と(iii)は、家畜を多く保有し売却する余裕のある家計、あるいは家畜以外の手段のない家計が、収入を確保するために家畜を売却した結果であると解釈できる。(iv)と(v)は、表15および表17の結果と整合的である。

表18 家計レベルのショックを決定する因子<sup>1)</sup>

説明変数	被説明変数	家計構成員数 の変化 (□人)	送金受取額の 変化 (□10 <sup>5</sup> FCFA)	家畜保有額の 変化 (□10 <sup>5</sup> FCFA)	農業外収入の 変化 (□10 <sup>5</sup> FCFA)
<b>2002年乾期時点の家計資産</b>					
農業生産(10 <sup>3</sup> ha*mm) <sup>2)</sup>					
家計構構成員の数(人)	-0.05 (0.09)	0.05 (0.02)***	0.34 (0.09)***	-0.05 (0.03)	
送金受取額(10 <sup>5</sup> FCFA)	-0.04 (0.04)	0.01 (0.01)	0.04 (0.04)	0.07 (0.01)***	
保有家畜の価値(10 <sup>5</sup> FCFA)	-0.39 (0.29)	-0.84 (0.06)***	-0.30 (0.27)	-0.38 (0.10)***	
農業外収入額(10 <sup>5</sup> FCFA)	0.02 (0.07)	0.04 (0.02)**	-0.66 (0.07)***	0.00 (0.03)	
農業外収入額(10 <sup>5</sup> FCFA)	0.22 (0.30)	-0.12 (0.06)*	-0.22 (0.29)	-0.49 (0.10)***	
<b>家計の特性</b>					
フラン民族(ダミー)	-0.86 (0.89)	-0.19 (0.18)	0.34 (0.84)	-0.22 (0.31)	
モシ民族(ダミー)	-0.14 (1.15)	0.04 (0.23)	-0.16 (1.08)	-0.11 (0.40)	
家長は読み書きできる(ダミー)	0.81 (0.60)	0.31 (0.12)**	0.60 (0.56)	0.24 (0.21)	
家長の年齢(10 <sup>2</sup> )	1.93 (1.46)	0.27 (0.29)	-0.70 (1.39)	-0.51 (0.51)	
畜耕技術を採用(ダミー)	1.08 (0.51)**	-0.10 (0.10)	0.89 (0.48)*	-0.11 (0.18)	
<b>村落の特性</b>					
スーダン・サバナ北部(ダミー)	0.09 (0.87)	0.67 (0.17)***	1.72 (0.81)**	-0.11 (0.30)	
同地帯の村1(ダミー)	0.74 (0.83)	-0.05 (0.17)	2.81 (0.78)***	-0.05 (0.29)	
スーダン・サバナ南部(ダミー)	2.77 (1.38)**	0.58 (0.28)**	1.44 (1.29)	0.12 (0.48)	
同地帯の村3(ダミー)	-0.46 (0.85)	-0.00 (0.17)	-0.42 (0.80)	-0.47 (0.30)	
ギニア・サバナ北部(ダミー)	0.75 (0.73)	0.51 (0.15)***	1.63 (0.69)**	-0.02 (0.26)	
同地帯の村5(ダミー)	-0.80 (0.86)	0.26 (0.17)	-0.22 (0.80)	-0.18 (0.30)	
ギニア・サバナ南部村7(ダミー)	1.01 (0.80)	0.56 (0.16)***	0.67 (0.75)	-0.04 (0.28)	
定数項	-1.26 (0.96)	-0.67 (0.19)***	-1.69 (0.90)*	0.25 (0.33)	
R <sup>2</sup>	0.16	0.62	0.43	0.25	

<sup>1)</sup> 最小二乗法により個別に推計した。括弧内の数値は標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を意味する。

<sup>2)</sup> 農家家計の農業生産は、家計の耕作面積(ha)と地域の降水量(mm)の積を代理変数としている。2002年乾期時点での資産としての農業生産であるため、2001/2002年雨期の耕作面積と降水量を用いて作成した。

最後に農業外収入については、(i)家計構成員数の多い家計ほど、農業外収入を増やしている。(ii)前年の農業外収入の多い家計ほど、農業外収入が減少している。(iii)前年の送金受け取り額の少ない家計ほど、農業外収入が増加している(減少の程度が小さい)。(iv)は農業外収入が多いほど、減少する余地も大きいということである。(iii)については、送金受け取り額の少ない家計は、農業外収入に依存する割

合が高く、ショックがあっても農業外収入の減少にはつながらないのであろう。こうした家計の要因をコントロールすると、表15にあるようなスーダン・サバナ地帯北部での農業外収入の有意な増加は確認できなくなった。

### ③ショックへの対処と土壌保全

家計レベルのショックが、家計の農業生産行動に様々な影響を与えてることは想像に難くない。本稿では、土壌劣化・砂漠化の可能性を探るという目的から、耕地の拡大と土壌肥沃度保全に焦点を絞る。サンプル家計全体の傾向は表19にまとめた。ブルキナ・ファソでは移動耕作と休閑による地力の維持が行われており、共同体による慣習的な土地制度が続いている。したがって、必要があれば、休閑期間を短縮したり、農耕に適さないためにあまり利用されていない土地を利用することで、耕作面積を比較的容易に拡大することができる。表19に示すように、コートジボワール危機後に、家計の総耕作面積は有意に拡大していた。この耕地拡大が地力の維持管理を伴うものであるかどうかが問題であるが、表19からわかるように、家計レベルでは化学肥料使用量、厩堆肥使用量とも有意に増加している。その結果、耕作面積が拡大したにもかかわらずヘクタールあたりの肥料投入量には変化がなかった。このことから、平均値でみれば、ショックによって引き起こされた耕作面積の拡大は、必ずしも地力収奪的なものではないと言えるかもしれない。しかし、農業生態区分ごとにみると、スーダン・サバナ地帯南部でのみ耕作面積の有意な増大が見られる。一方、化学肥料、厩堆肥については総使用量、単位面積当たりの投入量とともに、ギニア・サバナ地帯北部で顕著に増えているが、ギニア・サバナ地帯南部では化学肥料の単位面積当たりの投入量が有意に減少した。さらに、表18で見たように、ショックの規模は家計によっても異なる。したがって、農業生産への影響も家計ごとに見る必要がある。

そこで先に提示した(1), (2), (3)式を三段階最小二乗法で推計した。家計のショックを捕捉する内生変数の他、コートジボワール危機以前の2002年乾期時点の家計資産を説明変数とする。所得を減少させるようなショックを受けた家計は、農業以外の残された所得手段が乏しい場合、農業生産の拡大により対処すると予想できる。したがって、ショックは農業生産の変化に対して正の影響があると考えられる。ただし分析に用いたショック変数は「変化」を示すだけなので、ショックが負の変化の場合（例、送金収入の減少）、それに対して正の反応があれば（例、耕作面積の拡大），推計される符号は負になる。一方、資産を持つ家計は、資産の取り崩しにより、所得が減少するようなショックに対処するので、ショックが農業生産を拡大する傾向（上述の正の影響）を緩和すると考えられる。よって、資産は一般に農業生産の変化に対して負の影響があると予測される。推計結果は表20である。まず、耕作面積の変化については、以下の通り。(i)家計サイズは、一人増えるごとに耕作面積が0.32 ha増える。(ii)送金受け取り額の減少は100,000 FCFA（約2万円）あたり耕作面積を1.91 ha拡大する。(iii)家畜保有額の減少は100,000 FCFA（約2万円）あたり耕作面積を0.31ha拡大する。(iv)家計資産は有意な影響はない。以上より、調査地域の農家家計は、資産の多寡による貧富の違いとは無関係に、ショックに対しては耕作面積の拡大で対応していることが明らかとなった。

化学肥料および厩堆肥の投入割合の変化について、上に対応させて見ると、(i)家計サイズの増大により肥料の投入割合が減少する。家計サイズの増大が耕作面積を拡大しても、それに応じた肥料が手当できないので単位面積あたりの投入量が減ってしまうためであると解釈できる。これは家計サイズ増大による一人あたりの所得の減少もその一因であり、また化学肥料については、綿花栽培の盛んなギニア・サバナ地帯北部を除くと調査地全般にわたり信用市場が未発達であることにも起因している。(ii)送金受

け取り額の変化は肥料投入割合に影響しない。(iii)家畜保有額の増加は、化学肥料の使用には影響しないが、厩肥の投入割合を増やす。逆にいうと、家畜保有額が減ると厩肥投入割合も減少する。(iv)農業外収入の増加は、化学肥料投入を減らす。これは、家計にとって農業外収入を得るための投資と化学肥料の購入が代替的であることを意味している。したがって、農業外収入が減少するようなショックの際には、化学肥料の投入による農業生産の増大により対応していることがわかる。一方、家計資産については、(v)前年の農業生産が大きいほどショックによる肥料投入の減少が大きい。これは、農業生産

表19 ショックが家計の農業技術に及ぼす影響<sup>1)</sup>

	総耕作面積 (ha)			化学肥料投入割合 (kg/ha)			化学肥料総使用量 (kg)			厩肥投入割合 (cart/ha) <sup>2)</sup>			厩肥総使用量 (cart) <sup>2)</sup>		
	2002年	2003年	差	2002年	2003年	差	2002年	2003年	差	2002年	2003年	差	2002年	2003年	差
				年	年		年	年		年	年		年	年	
全体	6.56 (5.50)	6.95 (5.88)	+ **	27.8 (45.6)	30.3 (44.8)	0	200 (363)	241 (417)	+ *	2.21 (7.95)	2.36 (6.97)	0	9.86 (16.7)	15.0 (32.2)	+ ***
スーダン・ サバナ北部	5.73 (5.08)	5.05 (3.58)	0	1.04 (4.95)	0.52 (0.95)	0	7.33 (32.5)	3.70 (8.08)	0	1.77 (1.36)	2.38 (2.80)	+ *	9.99 (11.2)	12.0 (14.5)	0
スーダン・ サバナ南部	6.18 (5.65)	7.69 (6.37)	+ ***	9.53 (11.9)	8.43 (11.2)	0	78.6 (164)	82.4 (172)	0	2.56 (4.88)	2.25 (2.25)	0	13.1 (18.5)	13.7 (16.2)	0
ギニア・ サバナ北部	7.72 (6.36)	8.14 (7.50)	0	36.0 (30.9)	59.4 (40.0)	+ ***	284 (374)	514 (543)	+ ***	1.26 (2.61)	2.83 (3.09)	+ ***	9.06 (17.3)	25.7 (46.1)	+ ***
ギニア・ サバナ南部	6.57 (4.71)	6.87 (4.91)	0	61.0 (69.1)	49.3 (59.8)	- *	405 (498)	339 (443)	0	3.22 (14.5)	2.00 (12.4)	0	7.53 (18.5)	8.44 (38.8)	0

<sup>1)</sup> 数値はそれぞれ2002年作期(戦乱前)と2003年作期(戦乱後)の平均値。括弧内はその標準偏差である。対応するサンプルの差をT検定した結果、平均値が有意に異なる場合の有意水準1%を\*\*\*、5%を\*\*、10%を\*でそれぞれ示した。

<sup>2)</sup> 厩肥の計測単位は耕地に厩肥を運搬するのに使う荷車(cart)である。1回あたり、およそ400kgを運搬する。

表20 コートジボワールショックに対する家計の反応(三段階最小二乗法モデル)<sup>1)</sup>

説明変数	被説明変数	家計レベルの耕作面積の変化(ha)	化学肥料投入割合の変化(kg/ha)	厩肥投入割合の変化(cart/ha)
<b>家計レベルのショック(内生変数)</b>				
家計構成員数の変化(人)	0.32 (0.19) *	-9.62 (4.15) **	-0.79 (0.34) **	
送金受取額の変化( $10^5$ FCFA)	-1.89 (0.94) **	22.9 (20.8)	-2.26 (1.69)	
保有家畜価値の変化( $10^5$ FCFA)	-0.31 (0.18) *	1.35 (3.90)	0.60 (0.32) *	
農業外収入の変化( $10^5$ FCFA)	0.13 (1.12)	-46.7 (24.7) *	-3.25 (2.00)	
<b>2002年乾期時点の家計資産</b>				
農業生産( $10^3$ ha*mm) <sup>2)</sup>	-0.16 (0.10)	-4.27 (2.19) *	-0.40 (0.18) **	
家計構成員の数(人)	0.09 (0.08)	3.01 (1.75) *	0.29 (0.14) **	
送金受取額( $10^5$ FCFA)	-0.87 (0.93)	2.45 (20.5)	-3.23 (1.66) *	
保有家畜の価値( $10^5$ FCFA)	-0.08 (0.13)	0.15 (2.85)	0.44 (0.23) *	
農業外収入額( $10^5$ FCFA)	0.59 (0.60)	-16.6 (13.3)	-1.54 (1.08)	
定数項	0.31 (0.39)	-1.61 (8.64)	0.87 (0.70)	
R <sup>2</sup>	0.21	0.004	0.008	

<sup>1)</sup> 三段階最小二乗法により同時推計した。括弧内の数値は標準誤差。\*\*, \*はそれぞれ有意水準5%, 10%を意味する。

<sup>2)</sup> 家計の農業生産は、家計の耕作面積(ha)と地域の降水量(mm)の積を代理変数としている。2002年乾期時点での資産としての農業生産であるため、2001/2002年雨期の耕作面積と降水量を用いて作成した。

が大きい家計ほど肥料を多投する傾向があり、ショックの際には肥料投入の減少が大きい（大きく肥料を減らすことが可能である）ためである。(vi)家計構成員数が多いほど、肥料投入量が増加する。厩堆肥については、その利用には労働力を必要とするため、働き手の多い家計ほど増やすことができると解釈できる。化学肥料の場合の理由は明らかではないが、家族が多いほど化学肥料を入手するためのネットワークを築きやすいのかもしれない。(vii)厩堆肥は、前年の送金受け取り額が小さい家計ほど、ショック後の増加が大きい。送金受け取り額の低い家計は、ショックに応じて農業生産を拡大する場合には、現金支出を必要としない厩堆肥を利用するためであろう。

以上の結果はほぼ仮説通りであり、矛盾無く解釈可能である。しかし、決定係数 $R^2$ の値が極端に低いことから、家計レベルの農業生産活動の変異を十分に説明できていないと考えられる。そこで、方法の節で説明したように、固定効果を用いて(1), (2), (3)式をそれぞれ個別に推計し、結果を比較した。このモデルでは、2002年と2003年の両年にわたって変化しない家計の特性は家計の固定効果により捉える。また、三段階最小二乗法モデルでは明示的に取り入れていなかったマクロレベルのショックを、2003年のダミー変数と各農業生態区分の交差項として導入した。

表21 コートジボワールショックに対する家計の反応(固定効果モデル)<sup>1)</sup>

説明変数	被説明変数 家計レベルの耕作面積 (ha)	家計レベルの耕作面積 (kg/ha)	化学肥料投入割合 (cart/ha)
<b>家計レベルのショック変数</b>			
保有家畜価値( $10^5$ FCFA)	-0.28 (0.14)**	-0.59 (0.79)	-0.01 (0.08)
送金受取額( $10^5$ FCFA)	-0.80 (0.44)*	-0.45 (3.14)	0.20 (0.32)
農業外収入( $10^5$ FCFA)	-0.35 (0.40)	-2.16 (2.34)	-0.09 (0.24)
家計構成員数(人)	0.10 (0.09)	1.31 (0.79)	-0.01 (0.08)
<b>マクロレベルのショック変数</b>			
スーダン・サバナ地帯北部*2003年	0.06 (0.30)	-0.10 (5.21)	0.84 (0.52)
スーダン・サバナ地帯南部*2003年	1.17 (0.51)**	-6.13 (5.67)	-0.39 (0.56)
ギニア・サバナ地帯北部*2003年	-0.02 (0.43)	22.9 (4.74)***	1.61 (0.48)***
ギニア・サバナ地帯南部*2003年	0.07 (0.40)	-15.9 (4.85)***	0.45 (0.49)
定数項	7.11 (0.71)***	16.9 (8.83)*	1.95 (0.89)**
ハウスマン検定のP値	0.05	0.00	0.87
$R^2$	0.25	0.17	0.07

<sup>1)</sup> 固定効果モデルによりそれぞれの式を個別に推計した。括弧内の数値は標準誤差。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を意味する。

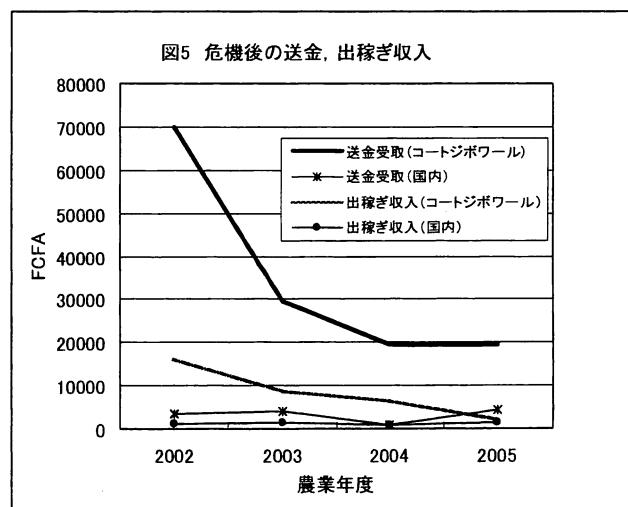
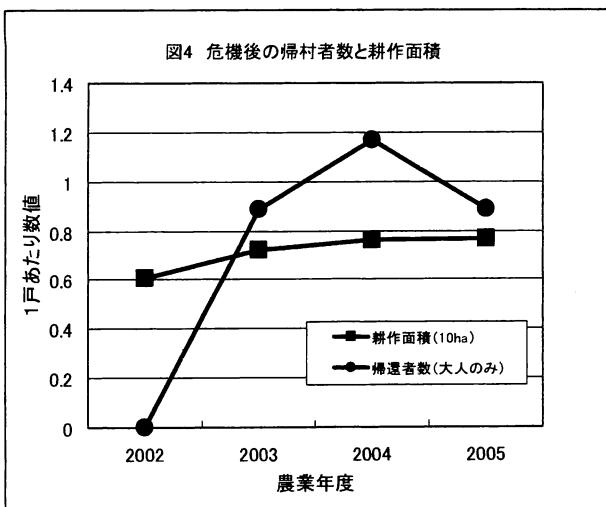
推計結果は表21である。まず、耕作面積については、スーダン・サバナ地方南部で、2003年に家計あたり1.51 ha増大した。しかし、家計サイズについては、三段階最小二乗法モデルの結果と異なり、固定効果モデルでは耕作面積に有意な影響を示さなかった。これは、固定効果モデルでは、家計サイズの増加がスーダン・サバナ地帯南部のショック変数により捕捉されているためであると考えられる。それ以外には、送金受け取り額と家畜保有額は、ともに耕作面積に対して有意に正の影響があり、三段階最小二乗法モデルと一致する結果となった。さらに、農業外収入も、耕作面積に有意に正の効果があることが示された。以上から、農業以外の所得が減少するようなショックに際して、家計は耕作面積の拡大により農業生産を増やすことで対処していることが確認された。

一方、化学肥料の投入割合については、家計レベルの変数で有意な影響を持つものは存在しない。しかし、ギニア・サバナ地帯北部では、2003年の化学肥料の使用は1 haあたり24 kg多く、ギニア・サバナ

地帯南部では、1 haあたり16 kgの減少となっている。これらの結果は、表19にまとめた地域ごとの化学肥料使用量の変化と一致している。なお、表19からもわかるように、スーダン・サバナの2つの地帯では、ショックの有無にかかわらず、常に化学肥料の使用量が非常に少ないため、ショックによる有意な増減は観察されないと考えられる。厩堆肥についても化学肥料と同様で、家計レベルの変数には有意な影響を持つものはない。しかし、地域レベルでは、ギニア・サバナ地帯北部で、1 haあたり荷車1.44台分の厩堆肥が多く投入されており、表19の結果と一致する。ギニア・サバナ地帯北部で厩堆肥が増えたのは、農業生産の条件に恵まれた同地域ではショックへの対応として農業生産の集約化が全般に起こっているためである。

#### ④ショックの影響は持続しているか

コートジボワール危機によるショックが広範囲にわたるものであったとしても、それがまったく一過性のものならば、土壤劣化や砂漠化につながる可能性はあまり高くないと考えられる。したがって、このショックがどれほど持続的なものであるかを、調べておく必要がある。ここまで分析で、スーダン・サバナ地帯の南部で危機の影響がもっとも顕著に現れている。そこで、同地帯に属する二つの村（村3と村4）で、危機後の状況について再調査を実施し、とりまとめた。



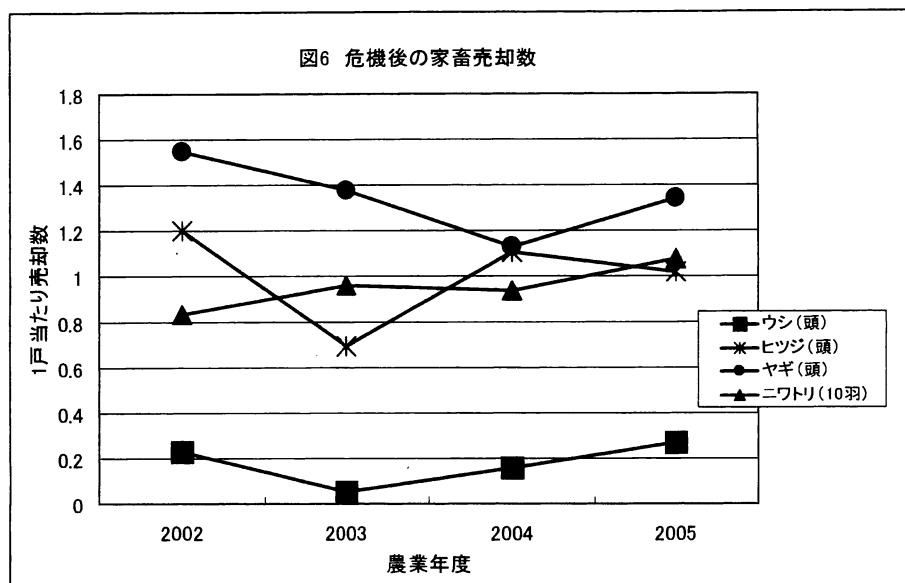
まず、図4は各農家にコートジボワールから戻ってきた大人の数の平均値の推移を示してある。農耕が始まる前に戻り、農繁期を村で過ごした大人の数であり、耕作面積に直接的に影響する数値である。なお、多くの場合、家族そろって帰還しており、子供も含めた帰還者数は図に示した数の2から3倍になる。2002年の収穫以後から2003年の作付けが始まるまでの間に帰還した者が多いのだが、2004年や2005年になってもコートジボワール情勢が好転しないため新たに帰還する者がいる。しかし、その一方、毎年、次の作付け時期を待たずにコートジボワールに戻る者もかなりいる。コートジボワールに戻る際に、村に妻子を残すケースもよくある。帰還者の多くは、コートジボワールの森林地帯でカカオやコーヒーの農園を所有しており、長期の不在によりそうした資産を失うわけにはいかないという事情があるためである。なお、調査対象64戸のうち、コートジボワールの戦乱により所有するカカオやコーヒーの農園を失った家が3戸あった。このような事情で、コートジボワールでは膠着状態が続いているが、一部の帰還者は現地に戻りつつあり、図4からもわかるように帰還者数のピークは2004年であった。一方、1戸

当たりの耕作面積も、帰還者の増加に伴って増えている。2005年には帰還者数が減少したにもかかわらず、耕作面積は減少せずに2004年より微増している。一度拡大した耕作面積は減少しないのだとすると、土壤肥沃度維持の観点からは問題であり、砂漠化の原因にもなりかねないだろう。

耕作面積が縮小しない理由の一つに、家族サイズは小さくなつても、所得が回復していないことがある。図5は、危機以降の農家1戸あたりの送金受け取り額と出稼ぎ収入を示した。コートジボワールからの送金は危機により激減し、2005年になって、減少傾向には歯止めがかかったが回復はしていない。コートジボワールへの出稼ぎは、送金と比べて額は少ないが、2005年になっても減少が続いている。一方、ブルキナ・ファソ国内からの送金と国内の出稼ぎは、増加してきているものの、危機前にコートジボワールから得ていた水準にはほど遠い。なお、調査した限りにおいて、コートジボワール以外の国への国外出稼ぎや、コートジボワール以外の国からの送金受け取りは、皆無であった。

スーダン・サバナ地帯では、土壤肥沃度維持のために厩堆肥を投入することが行われている。家畜、とりわけウシの頭数が厩堆肥の投入量を決める重要な要因であるが、危機後に家畜の売却がどう推移したかを図6に示した。ここで2002年とあるのは、2002年中でも危機後を意味する。危機以前の水準が不明であるが、表17を見れば、スーダン・サバナ地帯南部ではウシを除き2003年の乾期の純売却数が2002年の純売却数を上回っていることから、2002年の危機前の水準は2003年より下だったと考えられる。

2002年の危機直後に売却数が急増し、その後、ニワトリを除いて売却数はいったん低下したものの、2005年にかけて、まだだんだんと売却数は増え、危機直後の水準に近づいている。送金などの収入が減少しているため、購入数が増えているとは考えにくく、こうした売却数の増加は家畜飼養頭数の減少につながっていると思われる。畜耕だけでなく厩堆肥生産に重要な役割を果たすウシについては、もともと売却する頻度は多くないが、2003年以来売却数が増える傾向があり、土壤肥沃度管理の点からも懸念がある。



##### ⑤小括：詳細家計調査

コートジボワールで発生した戦乱は、ブルキナ・ファソで帰村者による家計サイズの増大と送金受け取り額の減少を引き起こし、そのいずれもが耕作面積の拡大を招いた。家計サイズの増大は一人あたり0.32 ha、送金受け取り額の減少は100,000 FCFA(約2万円)あたり1.91 haの耕作面積の拡大を引き起す。地域ごとに見ると、送金受け取り額の減少はギニア・サバナ地帯北部と南部で、家計サイズの増大はスーダン・サバナ地帯南部で顕著に見られるため、それらの地域における耕地拡大の影響が懸念される。一方、ショックに対処する農家行動は、家畜保有額や農業外収入に影響を与えたと考えられるが、調

対象家計全体の平均値で見る限り影響は明らかではなかった。しかし、決定因子の分析から、ギニア・サバナ地帯南部とスーダン・サバナ地帯南部では家畜保有額の顕著な減少が起こっていることが判明した。家畜保有額の減少は、100,000 FCFAあたり0.31 haの耕作面積の拡大を引き起こすため、これらの地帯では、家畜の減少によっても耕作面積の拡大が起きている可能性がある。さらに固定効果モデルによって、農業外収入の減少も同様に耕作面積を拡大することが示された。

また平均値でみると、家計あたりの化学肥料と厩肥投入量は、ショックの後に増えている。そのため、農家の耕作面積は拡大しているものの、単位面積あたりの肥料投入量は危機の前後で同じ程度に保たれていた。しかし、本稿の分析は、家計サイズの増大は耕作面積を拡大する一方で、単位面積あたりの化学肥料と厩肥の投入量の減少を引き起こしていること示している。このことは、家計サイズの増大が顕著であるスーダン・サバナ地帯南部では、地力の維持が困難であることを示唆する。また、家畜保有額の減少が耕作面積の拡大だけでなく、単位面積あたりの厩肥の投入量の減少を招くことも判明した。家畜保有額は、スーダン・サバナ地帯南部およびギニア・サバナ地帯南部で有意に減少していることから、これらの地域ではショックによる家畜の減少が土壌劣化を引き起こす可能性があると言えるだろう。ギニア・サバナ地帯南部の状況は、帰還者の一部がコートジボワールにもどり始めた現在でも続いている。それに対して、もともと農業生産の条件に恵まれたギニア・サバナ地帯北部では、ショックに対して家計は農業生産の集約化により対処している。

以上をまとめると、コートジボワール危機に由来するショックは、ブルキナ・ファソの農家家計に地力収奪的な農業を引き起こしている。農業生態区分ごとにみると、そうした傾向は、スーダン・サバナ地帯南部およびギニア・サバナ地帯南部で顕著であり、その主たる原因是人口増加と家畜の減少である。これらの地帯に焦点を絞って政策的介入を実施することにより、今回のショックが貧困と資源劣化の悪循環の発端となることを阻止すべきであろう。

## 5. 本研究により得られた成果

本研究は、コートジボワールで発生した危機が、隣国のブルキナ・ファソの農村に土壌劣化や砂漠化を引き起こす可能性を実証した。危機の影響は、帰村者による村落人口の増大とコートジボワールからの送金受け取りの減少に顕著に現れており、そのいずれもが耕作面積の拡大を招いたことを明らかとした。しかも、農家は減少した収入を補うために家畜を売却しているが、家畜の減少は単位面積当たりの堆肥投入量の減少を引き起こすことも見いだした。以上のことは、ブルキナ・ファソ全土で同様に生じているのではなく、スーダン・サバナ地帯南部でもっとも深刻である。同地帯では、帰村者がコートジボワールに戻り始めても、送金や出稼ぎの収入が回復しないため耕作面積は拡大したままであり、家畜の売却が増え続けている。したがって、同地帯では危機に起因する土壌劣化が生じる可能性がある。本研究により、同地帯に対して特に政策支援をする必要があることが明らかになった。

## 6. 引用文献

<sup>1</sup> Duraiappah, A. K., "Poverty and Environmental Degradation: A Review and Analysis of the Nexus," *World Development*, Vol. 26, 1998, pp. 2169-2179.

<sup>2</sup> Cavendish, W., "Empirical Regularities in the Poverty-Environment Relationship of Rural Households: Evidence from Zimbabwe," *World Development*, Vol. 28, 2000, pp. 1979-2003.

<sup>3</sup> Bardhan, P. and C. Udry, *Development Microeconomics*, Oxford University Press, Oxford, 1999.

<sup>4</sup> United Nations, "United Nations Convention to Combat Desertification in Those Countries Experiencing Serious Drought and/or Desertification, Particularly in Africa," A/AC.241/27, 12 September 1994.

<sup>5</sup> Reardon, T., C. Delgado, and P. Matlon, "Determinants and Effects of Income Diversification amongst Farm Households in Burkina Faso," *Journal of Development Studies*, Vol. 28, 1992, pp. 264-287.

<sup>6</sup> Reardon, T., P. Matlon, and C. Delgado. "Coping with Household-level Food Insecurity in Drought-Affected Areas of Burkina Faso," *World Development*, Vol. 16, 1988, pp. 1065-1074.

<sup>7</sup> Sakurai, T. and T. Reardon, "Potential Demand for Drought Insurance in Burkina Faso and Its Determinants," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79, 1997, pp. 1193-1207.

<sup>8</sup> 櫻井武司「サヘルの草地資源と旱魃保険の可能性—ブルキナ・ファソの農家家計調査より—」『農業総合研究』第51巻3号, 1997, pp. 1~63.

<sup>9</sup> Fafchamps, M., C. Udry, and K. Czukas, "Drought and Saving in West Africa: Are Livestock a Buffer Stock?" *Journal of Development Economics*, Vol. 55, 1998, pp. 273-305.

## 7. 国際共同研究等の状況

サヘル砂漠化プロジェクト, Kimseyinga Savadogo (ブルキナ・ファソ, ワガドグ大学経済学部教授)。1998年より協力関係にある。同氏の役割は, (i)経済学研究者として共同研究に取り組む, (ii)農家家計調査の実施を担当する, (iii)社会科学, 自然科学を問わず, 日本側研究者のフィールドワークについて円滑な実施ができるよう支援する。

## 8. 研究成果の発表状況

### (1) 誌上発表

〈論文（査読あり）〉

① 櫻井武司：農業経済研究, 78, 1, 34-49 (2006)

「戦乱ショック, 貧困, 土壌劣化—ブルキナ・ファソの農家家計データを用いた実証—」

〈査読付論文に準ずる成果発表〉

なし

〈その他誌上発表（査読なし）〉

① 宮田悟編：21世紀の国際共同研究戦略の構築, 国際農林水産業研究センター, 58-70 (2004)

「アフリカ：国際共同研究の動向と課題（執筆担当：櫻井武司）」

② 国際農林水産業研究センター, 平成15年国際農林水産業試験研究成績概要集, 54-55 (2004)

「サヘル農家の脆弱性と土壌劣化の関係の解明（櫻井武司）」

③ 櫻井武司：第15回国際開発学会全国大会報告論文集, 104-107 (2004)

「コートジボワール危機とブルキナ・ファソの砂漠化—広域現地調査に基づく定量的分析—」

④ 櫻井武司：平成16年度 農林水産政策研究成果情報, 23-24 (2005)

「サブサハラ・アフリカにおける戦乱が砂漠化に及ぼす影響」

### (2) 口頭発表（学会）

① 櫻井武司：農林水産政策研究所定例研究会, 東京, 2004年6月8日

- 「ショックと資源管理■ コートジボワール危機とブルキナ・ファソの砂漠化について」
- ② 櫻井武司：第15回国際開発学会全国大会，東京，2004年11月27-28日  
 「コートジボワール危機とブルキナ・ファソの砂漠化－広域現地調査に基づく定量的分析－」
- ③ 櫻井武司：総合地球環境学研究所インキュベーションセミナー，京都市，2005年2月14日  
 「サヘル農民の脆弱性と復元力について－コートジボワール危機のインパクトの測定－」
- ④ Takeshi Sakurai : International Symposium on Perspectives of R&D for Improving Agricultural Productivity in Africa - What and how can Japan contribute to Africa? Tokyo, July 14-15, 2005  
 "Lessons learnt from international assessments – Synthesis of the reports on African development"
- ⑤ 櫻井武司：TEA会，札幌市，2005年7月16日  
 "Civil War Shock, Transient Poverty, and Desertification: A Natural Experiment in West Africa"
- ⑥ 櫻井武司：2005年度日本農業経済学会大会，札幌市，2005年7月17-19日  
 「戦乱ショックに起因する貧困と砂漠化－ブルキナ・ファソの農家家計データを用いた実証－」
- ⑦ 櫻井武司：環境経済・政策学会2005年大会，東京，2005年10月9-10日  
 「一時的貧困と環境破壊：西アフリカの砂漠化の事例」
- ⑧ Sakurai, T. and K. Savadogo, 第5回貧困削減開発戦略研究会，箱根町，2005年12月10-11日  
 "War-induced Covariate Shocks and Households' Coping Behavior in Burkina Faso: An Onset of Desertification?"
- ⑨ Sakurai, T. and K. Savadogo, 日本経済学会2006年度春季大会，福島市，2006年6月3-4日  
 "Household Coping with Covariate Shock and Natural Resource Degradation: Evidence from Ivorian Crisis" (論文採択済み)
- ⑩ Sakurai, T. and K. Savadogo, Third World Congress of Environmental and Resource Economists, Kyoto, July 3-7, 2006  
 "War-Induced Transient Poverty and Environmental Degradation: Evidence from Burkina Faso, West Africa" (selected for presentation)

(3) 出願特許

なし

(4) シンポジウム、セミナーの開催（主催のもの）

- ① Séminaire Spécial "Pauvreté Transitoire et Dégradation Environnementale: Le Cas de Burkina Faso" (2006年3月9日，ワガドグ大学，観客50名)

(5) マスコミ等への公表・報道等

なし

9. 成果の政策的な寄与・貢献について

2003年9月30日から10月2日に東京で開催されたTICADIII（第3回アフリカ開発会議）における国際農林水産業研究センター設置のブースにて，わが国のアフリカの砂漠化問題への対応の実例と

して本研究を紹介した。2005年6月に刊行された平成16年版農林水産政策研究成果情報に本研究が掲載され、農林水産省内部をはじめ政策立案にかかわる関係各方面で「サヘル農家の脆弱性と土壤劣化の関係解明および政策支援の考察」の成果が広報され活用された。また、2006年3月9日には、ブルキナ・ファソのワガドク大学にて、研究協力者のKimseyinga Savadogo教授とともに本研究の成果を広めるための特別セミナーを開催した。セミナーには、大学関係者だけでなく、ブルキナ・ファソ政府の関連部門からの出席者も集まり盛況であった。今後、外務省や環境省を通じて、砂漠化対処条約に対するわが国の対応策に貢献できるよう努めたい。

付表1 ブルキナ・ファソの県名(図2を参照)

県の番号	県の名前	調査対象県
1	Bam	
2	Banwa	
3	Bazéga	
4	Bougouriba	
5	Boulgou	
6	Boulkiemdé	□
7	Comoé	□
8	Ganzourgou	□
9	Gnagna	
10	Gourma	
11	Houét	□
12	Ioba	
13	Kadiogo	□
14	Kénédougou	
15	Komondjari	
16	Kompienga	
17	Kossi	
18	Koulpélogo	□
19	Kouritenga	
20	Kourwéogo	
21	Leraba	
22	Les Bâlés	□
23	Loroum	
24	Mouhoun	
25	Nahouri	
26	Namentenga	
27	Nayala	
28	Noumbiel	
29	Oubritenga	
30	Oudalan	
31	Passoré	□
32	Poni	□
33	Sanguié	
34	Sanmatenga	□
35	Séno	
36	Sissili	
37	Soum	□
38	Sourou	
39	Tapoa	
40	Tuy	□
41	Yagha	
42	Yatenga	□
43	Ziro	
44	Zondoma	
45	Zoundwéogo	

付表2 各農業生態区分の農業の特徴

	スー・ダ・ン・サ バ・ナ・北・部	スー・ダ・ン・サ バ・ナ・南・部	ギニア・サ・バ ナ・北・部	ギニア・サ・バ ナ・南・部
平均年間降水量、1995～2004年(mm)	482	760	904	1146
2002年の年間降水量(mm)	448	501	647	916
家計あたりの栽培面積(ha) <sup>1)</sup>	6.38	9.31	7.80	7.58
作物の栽培面積比率(%)				
ソルガム(白)	7.3	29.6	24.8	8.9
ソルガム(赤)	0.0	2.5	1.6	10.0
トウジンビエ	72.0	17.8	10.5	4.2
トウモロコシ	4.8	2.4	12.0	27.5
コメ	0.0	3.1	2.0	9.6
綿花	0.0	0.0	43.0	20.5
ササゲ	12.2	35.6	0.8	19.1
落花生	0.7	6.6	5.4	12.9
その他(ゴマ、大豆など)	3.0	2.4	0.1	4.4
作目の多様化(シンプソン指数) <sup>2)</sup>	0.35	0.69	0.61	0.67
主要作物の単収(kg/ha)				
ソルガム(白)	565	427	595	250
トウジンビエ	243	449	609	103
トウモロコシ	557	573	1141	763
コメ	125	402	1106	1326
主要作物に対する化学肥料投入量(kg/ha)				
ソルガム(白)	2.07	15.5	0.68	25.4
トウジンビエ	1.13	4.26	0	55.7
トウモロコシ	3.62	13.5	42.8	98.6
コメ	0	16	0	7.88
綿花	na	na	83	202
主要作物に対する厩堆肥投入量(kg/ha)				
ソルガム(白)	1480	1760	223	709
トウジンビエ	515	480	355	303
トウモロコシ	12270	19030	1413	2047
コメ	0	0	0	0
綿花	na	na	964	75
農家1戸あたりの家畜飼養頭数				
雄ウシ	0.08	0.86	1.79	0.82
雌ウシ	0.03	0.16	0.02	0.20
ヒツジ	4.61	7.16	4.17	5.92
ヤギ	7.53	9.20	3.81	5.67
ニワトリ	7.08	30.4	63.4	32.1

出所：詳細家計調査データ(2002年)

<sup>1)</sup> 間作や混作の場合、作目ごとに栽培面積を複数回加えているので、栽培面積の合計は実際の耕作面積よりも大きい。<sup>2)</sup> 作目が多品目化し、圃場が分散化するほど、大きな値をとる指標。数値は0と1の間にあり、多様化するほど1に近づく。

付表3 広域調査対象村落の特性

変数	208か村の 平均値	スーダン・サ バナ北部	スーダン・サ バナ南部	ギニア・サ バナ北部	ギニア・サ バナ南部
<b>村レベルのショック(内生変数)</b>					
帰村者数の村人口に対する比率(%)	13.7 (44.0)	8.26 (12.9)	10.7 (11.3)	4.25 (4.90)	32.7 (87.8)
送金受け取り家計比率の変化(口%)	-37.5 (26.2)	-43.2 (42.2)	-39.2 (39.0)	-25.6 (18.6)	-40.6 (36.6)
国外出稼ぎ家計比率の変化(口%)	-28.9 (32.0)	-41.1 (41.9)	-22.8 (23.9)	-17.9 (19.0)	-35.3 (35.0)
国内出稼ぎ家計比率の変化(口%)	1.28 (16.9)	3.90 (20.8)	2.91 (11.1)	-4.19 (8.84)	1.73 (23.1)
<b>村の特性(外生変数)</b>					
<金融資産>					
通常年の送金受取総額(10 <sup>5</sup> FCFA)	61.7 (146)	60.0 (211)	74.1 (160)	39.3 (49.7)	68.9 (103)
通常年の国外出稼ぎ総額(10 <sup>5</sup> FCFA)	18.3 (31.3)	13.0 (18.2)	21.7 (43.5)	17.3 (25.6)	20.4 (27.7)
通常年の国内出稼ぎ総額(10 <sup>5</sup> FCFA)	6.41 (13.1)	12.4 (22.7)	6.66 (8.23)	3.56 (8.14)	2.66 (3.52)
通常年の送金受け取り家計比率(%)	42.6 (36.9)	54.1 (42.4)	44.5 (40.4)	26.3 (19.0)	43.8 (34.4)
通常年の国外出稼ぎ家計比率(%)	35.7 (33.4)	43.2 (43.0)	26.8 (24.6)	26.5 (22.6)	48.6 (35.8)
通常年の国内出稼ぎ家計比率(%)	36.0 (36.7)	59.4 (41.9)	43.6 (31.9)	12.9 (21.1)	24.2 (31.4)
<物的資産>					
村内の商業従事者数	21.9 (57.0)	15.1 (43.6)	32.4 (84.1)	28.9 (48.1)	8.15 (14.0)
舗装道路までの距離(km)	35.8 (34.2)	70.5 (35.0)	17.8 (16.2)	35.5 (36.1)	24.1 (20.3)
設置電話が開設されて以来の年数	0.13 (0.72)	0.08 (0.57)	0.20 (0.80)	0.09 (0.58)	0.13 (0.87)
携帯電話通話可能かどうか(ダミー)	0.14 (na)	0.06 (na)	0.23 (na)	0.11 (na)	0.15 (na)
<人的資産>					
村の人口(100人)	13.6 (12.3)	12.2 (8.85)	16.0 (14.4)	11.5 (8.15)	13.8 (15.1)
小学校設立以来の年数	11.4 (12.5)	7.06 (8.10)	14.1 (12.4)	14.0 (14.6)	9.96 (12.8)
7歳男児就学率(%)	60.5 (26.4)	49.0 (29.7)	68.4 (20.8)	68.5 (24.2)	54.0 (26.1)
7歳女児就学率(%)	52.1 (29.5)	44.2 (30.6)	60.9 (26.0)	60.2 (28.3)	40.6 (28.4)
村で多数を占める民族の人口比(%)	82.3 (20.2)	80.0 (20.8)	96.5 (5.36)	72.4 (21.0)	75.3 (21.4)
<社会関係資産>					
村内の組織・団体の数	4.70 (5.78)	2.34 (2.08)	4.16 (4.39)	4.72 (4.78)	7.88 (8.86)
村内の組織・団体の設立以来年数の和	18.7 (17.0)	11.6 (10.7)	31.3 (20.5)	7.39 (6.61)	20.0 (12.7)
<自然資産>					
標準的な休閑年数	2.93 (2.57)	3.48 (1.30)	2.77 (2.07)	1.60 (2.34)	3.90 (3.63)
食料不足年の頻度(過去5年中回数)	3.14 (1.77)	2.88 (2.28)	3.91 (1.43)	2.87 (1.46)	2.67 (1.53)

出所：208か村対象の広域村落調査

括弧内は標準偏差

付表4 家計調査対象村落の特性

変数	広域調査 208か村の 平均値	スーダン・サ バナ北部		スーダン・サ バナ南部		ギニア・サ バナ北部		ギニア・サ バナ南部	
		村1	村2	村3	村4	村5	村6	村7	村8
<b>村レベルのショック(内生変数)</b>									
帰村者数の村人口に対する比率(%)	13.7 (44.0)	0.42	0.11	48.6	27.1	2.28	1.74	5.26	0.00
送金受け取り家計比率の変化(口%)	-37.5 (26.2)	-0.5	1.0	-70	-80	-4.0	-20	-84	-20
国外出稼ぎ家計比率の変化(口%)	-28.9 (32.0)	0.0	0.0	-34	-57	0.0	0.0	0.0	-80
国内出稼ぎ家計比率の変化(口%)	1.28 (16.9)	0	-25	20	30	-10	10	0.0	0.0
<b>村の特性(外生変数)</b>									
<金融資産>									
通常年の送金受取総額(10 <sup>5</sup> FCFA)	61.7 (146)	0.75	3.0	50	50	1.25	15	150	150
通常年の国外出稼ぎ総額(10 <sup>5</sup> FCFA)	18.3 (31.3)	0	0	10	10	0	0	0	100
通常年の国内出稼ぎ総額(10 <sup>5</sup> FCFA)	6.41 (13.1)	8.0	10	3.5	3.5	50	0.7	0	0
通常年の送金受け取り家計比率(%)	42.6 (36.9)	0.45	1.0	90	90	1.0	5.0	11	40
通常年の国外出稼ぎ家計比率(%)	35.7 (33.4)	0	0	40	60	0	0	0	10
通常年の国内出稼ぎ家計比率(%)	36.0 (36.7)	75	100	20	30	10	20	0	0
<物的資産>									
村内の商業従事者数	21.9 (57.0)	4	0	20	15	17	0	0	0
県庁所在地までの距離(km)	36.4 (19.0)	18	15	16	17	24	30	17	13
舗装道路までの距離(km)	35.8 (34.2)	92	92	16	19	5	19	21	17
設置電話が開設されて以来の年数	0.13 (0.72)	0	0	0	0	0	0	0	0
携帯電話通話可能かどうか(ダミー)	0.14 (na)	0	0	0	0	1	1	1	1
<人的資産>									
村の人口(100人)	13.6 (12.3)	7.12	9.11	12.4	11.8	17.5	12.1	21.7	15.2
小学校設立以来の年数	11.4 (12.5)	0	0	1	6	24	16	20	8
7歳男児就学率(%)	60.5 (26.4)	0.0	10	50	70	80	40	40	70
7歳女児就学率(%)	52.1 (29.5)	0.0	10	40	90	80	60	10	70
村で多数を占める民族の人口比(%)	82.3 (20.2)	58	45	99	100	60	92	90	60
<社会関係資産>									
村内の組織・団体の数	4.70 (5.78)	1	0	5	8	5	3	4	4
村内の組織・団体の設立以来年数和	18.7 (17.0)	4	0	20	15	17	7	13	7
<自然資産>									
標準的な休閑年数	2.93 (2.57)	3	3	4	1	3	3	5	3
食料不足年の頻度(過去5年中回数)	3.14 (1.77)	3	5	5	5	5	5	0	5
スーダン・サバナ地帯北部(ダミー)	0.24 (na)	1	1	0	0	0	0	0	0
スーダン・サバナ地帯南部(ダミー)	0.31 (na)	0	0	1	1	0	0	0	0
ギニア・サバナ地帯北部(ダミー)	0.22 (na)	0	0	0	0	1	1	0	0
ギニア・サバナ地帯南部(ダミー)	0.23 (na)	0	0	0	0	0	0	1	1

出所:208か村対象の広域村落調査

括弧内は標準偏差