

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——

櫻井武司

- | | |
|-------------------|-----------------|
| 1. はじめに | (2) 旱魃保険の需要の計測 |
| (1) サヘルの旱魃と農家家計 | (3) 旱魃保険需要の決定因子 |
| (2) 研究の課題 | 6. 結果と考察 |
| (3) 調査対象地域と村落の概要 | (1) 生産関数 |
| 2. 旱魃保険の意義とそのデザイン | (2) 旱魃保険の需要の計測 |
| 3. モデル | (3) 旱魃保険需要の決定因子 |
| (1) 時間軸 | 7. 結 論 |
| (2) 動学的家計モデル | 引用文献 |
| (3) 均衡条件 | 補 遺 |
| 4. データ | |
| 5. 関数の特定化と推計 | |
| (1) 生産関数 | |

1. はじめに

(1) サヘルの旱魃と農家家計

本稿の最終的な目標は、サヘルの草地資源の持続的な利用に旱魃保険が有効であるかどうかを検討することである。その目標を達成するために本稿は、サヘルの農村部に旱魃保険の需要が存在するかどうかを解明する⁽¹⁾。

サハラ砂漠南縁に広がるサヘルでは、しばしば起こる旱魃のために農業生産が打撃を受け、時には飢饉が発生している⁽²⁾。こうした旱魃は昔から起きていたことではあるが、近年ではテレビや雑誌などの映像を伴う媒体の進歩により、旱魃による深刻な飢饉や耕地の砂漠化が国際的な問題として認知されるようになった。もちろん餓死者がでたり、難民となったりする人々がいることは深刻な問題ではある。しかしショッキングな映像を提供する飢饉はサヘル全体から

見ればごく一部で起こっている現象であり、しかも早魃だけがその原因であるわけではない⁽³⁾。サヘルの大部分では早魃による影響を受けながらも、通常の生活が営まれてきた。なぜなら、農民は早魃のリスクを計算に入れて早魃に備え、またひとたび早魃が発生すればそれに対処して生き延びる術を持っているからである。

単純化して言えば、サヘルの農家家計の目的は食料の確保 (food security) である。経済学的にいうならば、収入が変動しても消費 (正確には消費に由来する効用) が変動しないようにすることである。したがって家計は、農業生産の変動をより少なくするよう努力するだけでなく、たとえ早魃により農業生産が落ち込んでも様々な方法で食料を確保できるように努めている。第1表にまとめたように、サヘルの農家家計は、食料生産だけでなく家計、村落、地域など様々なレベルで早魃のリスクに対処しており、自給的食料生産だけでなく食料の購入や贈与も重要な食料確保の手段となっている。したがって、食料の安定生産だけが food security 実現の方策ではない。こうした早魃リスクへの対処法は、さらにそれを行う時期により、事前 (早魃の起こる前) と事後 (早魃の起こった後)、その中間的なもの (早魃の進行に合わせて対処する) の三つに分類できる (第2表)。本稿ではこれらのすべての家計行動を明示的に分析の対象とするわけではないが、早魃保険について考察する際に、家計行動をこのように分類することは重要である。早魃保険は事前の対処法に当たるので、第2表の中の事前の行動とは代替関係にあると考えられる。しかし一方、早魃保険

第1表 食料確保のための家計のリスク管理戦略

リスク管理のレベル	食 料 源		
	自家生産	購 入	移 転
作物品種	○		
個々の耕作地	○		
家計の農業部門	○	○	
家計全体		○	
村 落		○	○
地 域		○	○

注. 農業部門は家計の一部であり、家計は農業以外にも収入源をもつ。Matlon [13] による。

の必要性は家計の事後の対処能力により規定される。なぜなら、家畜売却や自営的副業、出稼ぎ、海外からの送金などの現金収入により、旱魃の年といえども地元の市場で食料を購入できるからである。これは旱魃の被害が局所的であることを反映しているわけだが、こうした農業外活動は、農業生産の低下を補うというよりも旱魃のリスクを計算にいたれた通常の家計戦略の一環であるといえよう。

そうであれば、飢餓の救済という問題を除けば、サヘルの旱魃のどこに問題があるのだろうか？おそらく問題は、そうした農家家計の旱魃への対処行動が今後も持続できるのかという点にある。サヘルの農村をとりまく自然環境・経済環境は以前とは大きく変化している。1980年代以降の自然環境の変化として①急速な人口増加、②土壌と天然資源の劣化、③その結果として土地制約の増大、があげられる。一方、経済環境の変化は、④市場経済の農村部への浸透、⑤農業外収入の重要度の増加、⑥構造調整政策、により特徴づけられる。このような新しい環境は家計の旱魃への対処を以前よりも容易にしている可能性があるが、農家家計のよって立つ基盤を失わせ、旱魃に対して抵抗力のある従来

第2表 サヘルにおける家計のリスク管理

レベ ル	時 間 軸		
	事 前	同時進行	事 後
作物	耐性品種選択	早熟種の再播種	
耕作地	早蒔き、遅蒔き	再播種の際に作物を 変更	収穫をあきらめ放牧 に利用
	高密度播種 間作 土壌流出の管理 肥料投入を遅らせる	播種密度の変更	牧草を播く
農業部門	作物の多様化 土壌タイプの多様化 プロットの細分化	土壌タイプの変更	
家計・村落・地域	穀物ストック 家畜・資産の蓄え 社会的ネットワーク 農業外雇用のネットワーク	農業賃労働	食料節約 資産売却 食料援助 出稼ぎ

注. Matlon [13] による。

の生活を持続できなくしている可能性もある。ここでいう持続可能性とは、農業生産性の持続性や天然資源の持続的利用だけでなく、農民の生活をささえるローカルな市場経済の持続的発展を含む概念である。そして、そうした持続性は、サヘル農民に食料や雇用の機会を与えるサヘル周辺地域の持続的発展によっても大きく規定されるようになってきているわけである。

以上の問題意識にたち、本稿は自然環境の中でも草地資源の問題を取り上げることにする。その理由は、サヘルにおいて草地が重要な資源であるにもかかわらず、共有資源の管理という観点からの経済分析の対象にほとんどされてこなかったためである。特に過剰な放牧による草地資源の劣化の問題について、経済分析により解決策を見出す試みは皆無であった。草地は次の二つの点で、家畜を早魃時の保険代わりにすることを可能としている。第1に、草地の自然植生は農作物と比べて乾燥に強いので、早魃の被害を比較的受けにくい。つまり、穀物生産が早魃で大きく落ち込んだ時でも、草地には家畜の餌となる灌木や草が残っているのである。第2に、降水量は空間的に微小な範囲で変動がある。そのため、固定した農地が早魃の被害にあった時でも、広い草地には十分な降雨を得て生え残っている部分がある。自由に移動できる家畜は、そのような生え残りの草地を利用できるので、早魃時にも生き延びることができる。問題は、人口増加に伴い家畜数が増加し、過剰な放牧により草地資源が劣化していることである。Houerou [10]によると、ブルキナ・ファソ北部では草地の長期的牧養力は9 ha/TLU (tropical livestock unit) あるいは1ヘクタールあたりの生体重で28 kgであると推計されている。しかし、実際の家畜の密度は6 ha/TLUなので、33%の過剰である。サヘル全体では、牧養力は地域ごとに様々ではあるが、だいたい30%の過剰放牧であると推定されている。草地資源の劣化は、草地の牧養力を低下させ、結果として家計を早魃に対して脆弱にしている可能性がある。しかし、もしサヘルに早魃保険制度が導入され、農民がそれを購入できるようになれば、保険的な目的の家畜飼養が減少し、草地資源の持続的な利用が回復するかもしれない。以上が本稿の基本的なアイデアである(4)。

(2) 研究の課題

本稿で分析の対象とするのは、サヘルで定住し農業生産と家畜生産を営む農民である。家畜の生産に特化した遊牧民は対象としていない⁽⁵⁾。分析対象の農家家計の行動を単純化すれば、早魃により農業生産が不安定である状況で、比較的安定な資産として家畜を保有しているということになる⁽⁶⁾。この前提として、サヘルの農村部では金融市場が未発達で、銀行への預金や銀行からの借入れはほとんど行われていない（できない）という実態がある。

本稿では以上のような家計の家畜保有行動に基づき、サヘルの早魃と草地資源の関係について分析する⁽⁷⁾。具体的には、早魃の草地資源への影響を、農家の家畜飼養頭数の変化により間接的に判定しようとする。その前提となることは、サヘルの農民が利用できる草地資源は限定されているが、利用に関してはオープン・アクセスであり、共同体の制度として家畜頭数の制限が行われていないという事実である⁽⁸⁾。そのため、各家計が自分に必要なだけの家畜を放牧すると、その合計が過剰放牧（社会的に最適な家畜飼養数を上回る）になる可能性、つまりいわゆる「共有地の悲劇」が生じる可能性がある⁽⁹⁾。人口の増加はそうした過剰放牧の傾向に拍車をかけるであろう。ただし、すでに説明したように、家計は様々な手段を組み合わせる早魃に対処しているのであり、家畜の保有はそうした他の手段との関係において考察しなければならない。

もちろん、草地資源は早魃自体によっても劣化し、それが農家の家畜飼養に影響するのだが、その点については本稿では捨象する。その理由は、それが重要でないからではなく、主にデータの制約によるものである（分析に用いたデータについては後述する）。つまり、草地資源の質を直接測定したデータも農民による草地利用に関するデータも欠くため、早魃や家畜の放牧により草地資源の質がどのように変化したかを知ることはできない。草地の質に関しては生態学者などによる研究があるが（例えば Houerou [10]）、それらは農家家計や農民事行動の調査と組み合わせられていないという欠点を持つ。したがって、草地資源の質の変動と農家家計の行動とを統合した実証的な研究は、本稿の範囲を超えた将来の課題である。

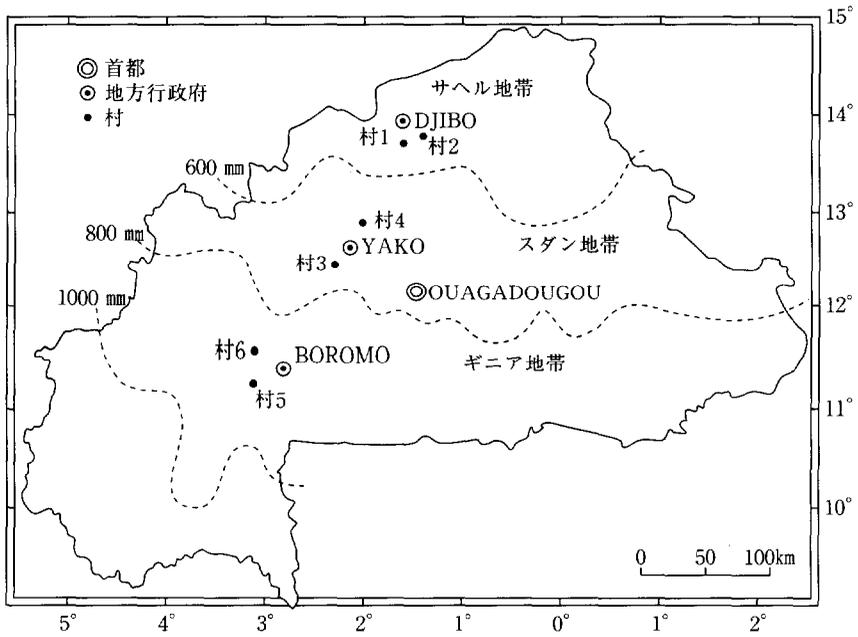
以上の議論より、草地資源の持続的利用に果たす早魃保険の役割を考えると、以下の3点の論証が必要であることがわかる。①早魃のリスク下での農業生産は、家畜の過剰放牧の原因である。②様々な早魃リスクへの対処法が存在するが、家畜は保険的な動機により保有されている。③早魃保険がもし導入されれば、家計はそれを購入して代わりに家畜保有を減らす。このうち①について著者はすでに、ポートフォリオ理論による農家家計の投資行動モデルに基づき、過剰放牧の条件を検討した(Sakurai [20])。その結果、家畜生産の方が農業生産と比べてリスクが少く期待収益も小さいという条件では、オープン・アクセス状態であっても過剰放牧が必ずしも起こるわけではないということが証明された。逆にいうと、農業生産のリスクが十分に高く、農業生産と家畜生産の期待収益の差が小さい時、過剰放牧は避けられない。②については、理論モデルより得られた仮説の一つ「農業生産のリスクが大きいかほど資産として家畜を多く保有する」を著者はすでに実証した(Sakurai [21])。つまり、農業生産のリスクだけを特異的に減少させる要素(土壌タイプの多様性指数、農地の分散化指数)は、家計の家畜保有量を有意に減少させる。このことから、家畜は早魃ショックに備えて予備的に蓄えられた資産であると結論できる。そこで、本稿では残された③の部分に焦点をあてる。

(3) 調査対象地域と村落の概要

調査対象となった地域や村落の特徴を概説する。データは、国際熱帯半乾燥地域作物研究所(International Crop Research Institute for Semi-Arid Tropics, ICRISAT)が西アフリカのブルキナ・ファソの農村部で1981年から1985年の5年間にわたり実施した家計基礎調査に基づく。

ブルキナ・ファソは西アフリカの小さな内陸国である(第1図)。1993年の国民1人当たりのGNPは300ドル、世界で19番目に貧しい。しかし、この金額はインドと同じである。1985年には国民1人当たりのGNPが150ドルで下から3番目だったことを考えると、他のアフリカ諸国と比べて比較的順調な経済発展を遂げた国であるといえるであろう。国土面積は27万4000平方キロメー

アフリカ



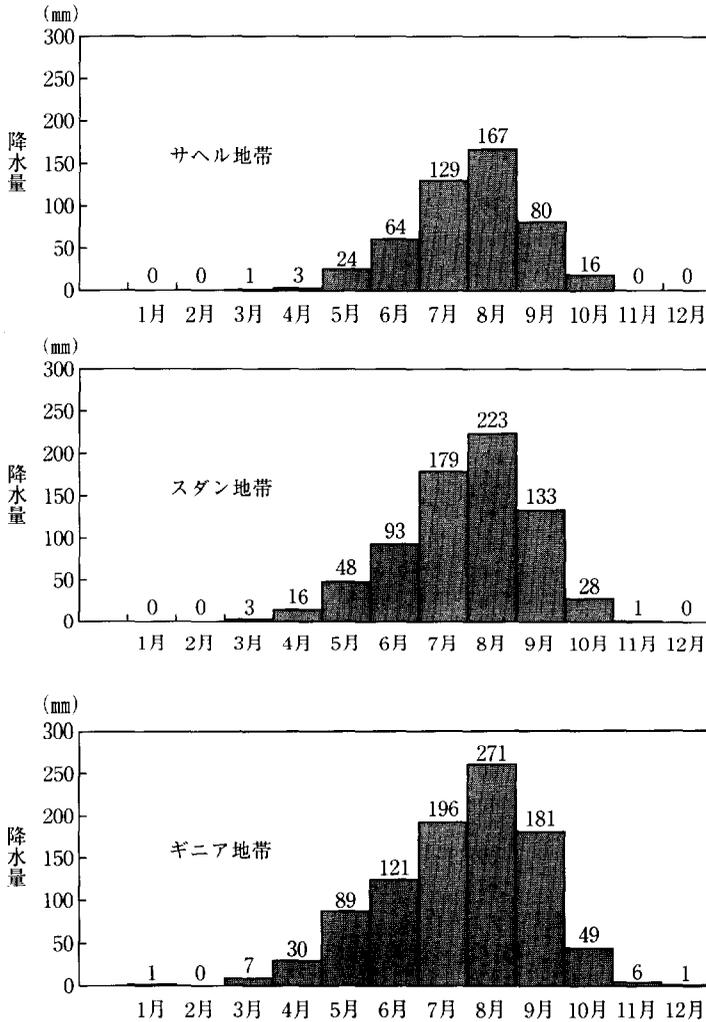
第1図 ブルキナ・ファソと調査村落の位置

トル、人口は980万人であり、人口密度は1平方キロメートル当たり35.8人である。1985年の人口は791万人であり、1980年から1993年間の平均人口増加率は年間2.6パーセントであった。急速な人口増加により人口密度が上昇していることがわかる。

ブルキナ・ファソは国全体として西アフリカ熱帯半乾燥地域に属するが、第1図に示すように、ギニア湾に近い南からサハラ砂漠に接する北に向けて、年間降水量が大きく減少する。年間降水量および植生や農業システムに基づいて、南からギニア（またはサバナ）地帯、スダン地帯、サヘル地帯の3地帯に分けることができる。ギニア地帯の年間降水量は1,000～1,300 mmで雨期の期間は140～180日間、スダン地域では700～1,000 mmで100～140日間、サヘル地域では350～700 mmで70～100日間である。第2図に長期降水量統計に基づく各地帯の月別平均降水量を示す。熱帯半乾燥地域の気候の特徴は、1年が雨期と乾期に明確に分かれている点である。乾期にはほとんど全く雨が降らないのに対して、雨期には降雨が見られる。ただし、雨期の降雨は間欠的であり、短期間に集中したり、降らない日が続いたりする傾向がある。

調査対象村落は、この3地帯からそれぞれ典型的かつ開発プロジェクトの影響を受けていない2村を選択した(第3表)。2村のうち一つは道路によるアクセスのよい村、もう一つはアクセスの悪い村という組み合わせである。それぞれの村で、血縁による農業生産単位を1戸として約25戸の家計を調査サンプルとした⁽¹⁰⁾。調査対象村落内で家畜を耕起に用いている家計の割合は10%前後であるが、畜耕の家計への影響を調べるために、畜耕家計が約50%含まれるように家計をサンプルした(第3表)⁽¹¹⁾。このようにして定めた調査対象家計を、村に滞在した調査員が毎週訪問して聞き取りを行った。

第4表に農業生産システムの概要を示した。主要な作物の種類は降水量の条件により異なるが、同じ作物で比べると明らかに降水量が少ないほど単位面積当たりの収量が低い。家畜の飼養にも地帯間の差が見られ、スダン地帯では小家畜が多く飼われているのが特徴である。第3図と第4図にそれぞれ調査地域の雨量の変動と調査対象農家の農業生産の変動を示した。第3図から明らかな



第2図 各地帯の月別降水量分布

注. 長期統計に基づく, サヘル地帯は Djibo, スダン地帯は Yako, ギニア地帯は Boromo で測定した降水量を用いた。

第3表 調査村落およびサンプル家計の特性

	サヘル地帯		スダン地帯		ギニア地帯	
	村1	村2	村3	村4	村5	村6
村落特性						
人口 (1983年)	755	636	1,321	1,224	1,145	865
人口密度 (/km ²)	41	41	67	40	85	25
家計数 (1983年)	110	133	88	88	119	123
道路アクセス	○	×	○	×	○	×
畜耕 (%)	10	8	8	17	19	15
家計構造* (%)						
核家族	47	44	79	90	69	42
垂直拡大	22	10	0	6	17	39
水平拡大	24	12	7	2	11	9
垂直・水平	7	34	14	2	3	10
合計	100	100	100	100	100	100
主要な部族 (%)						
リナイベ	52	68	0	0	0	0
フラニ	29	8	2	0	4	13
モシ	17	14	98	100	0	4
ダガラ	0	0	0	0	62	0
ブワベ	0	0	0	0	34	84
家計サンプル						
サンプル数	25	18	21	23	28	26
畜耕家計 (%)	24	55	43	48	57	54
家長の年齢						
畜耕	50	57	53	52	49	45
非畜耕	45	55	59	50	48	53
15歳以下 (%)						
畜耕	59	65	58	62	61	62
非畜耕	63	64	61	60	65	64

注(1) ICRISAT の調査データより作成。

(2) *家計の定義は1. はじめにの注(10)を参照。垂直拡大家計は家計内に父一息子それぞれの家族を含む家計、水平拡大家計は家計内に兄弟それぞれの家族を含む家計、垂直・水平家計はその両方の家族を含む家計である。

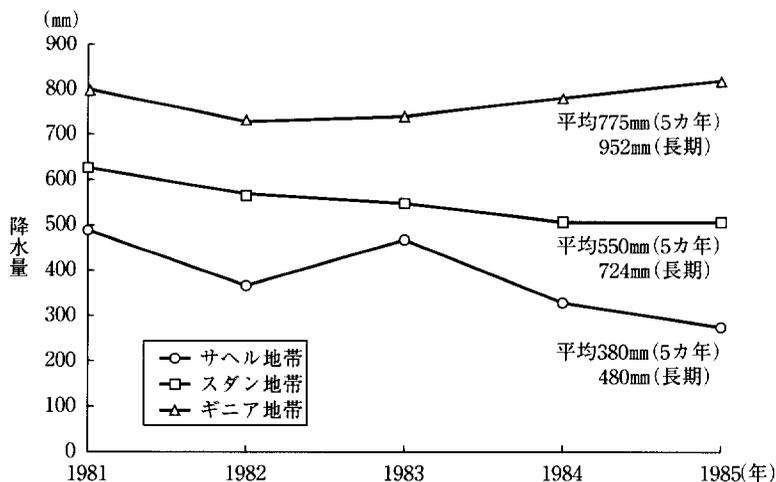
第4表 調査村落の農業生産システム

	サヘル地帯	スダン地帯	ギニア地帯
年間降水量 (mm)	382	550	774
穀物単収 (kg/ha)			
ミレット	254	278	338
白ソルガム	247	333	473
作付け品種 (面積%)			
ミレット	92	27	13
白ソルガム	4	53	31
赤ソルガム	0	4	15
メイズ	1	2	4
綿花	0	1	30
落花生	1	9	5
その他	2	4	2
合計	100	100	100
家畜 (頭数/家計)			
牛 (耕起用を除く)	7	2	8
山羊	12	22	6
羊	6	10	6
耕起に家畜を使用 (%)	9	12	17

注. 年間降水量は1981～85年の平均である。Christensen〔6〕がICRISATの調査データより作成したもの。

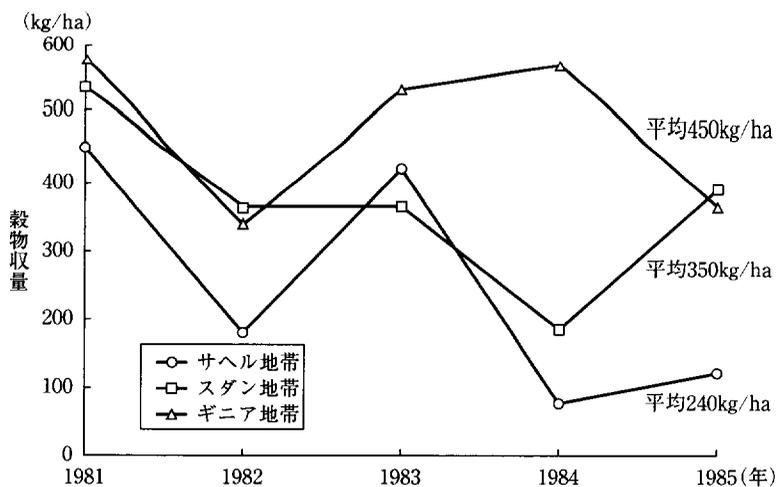
ように、調査を実施した1981年から1985年は、年間降水量が長期平均を常に下回っていた。これは1980年代の前半にサヘルで連続して旱魃が起きたと一般的に認識されていることと一致している。とくに1984年の収穫が最悪だったとしばしば語られるが、第4図からもわかるようにサヘル・スダン地帯のすぐ南のギニア地帯では5カ年の平均を上回る収穫があったのである。このことから、旱魃が広汎な地域に一律に打撃を与えるわけではないことが確認できよう⁽¹²⁾。

最後に、調査対象農家の資産と収入について整理する。第5表は、1984年の収穫後の平均資産状況である。旱魃を反映して、サヘル地帯でとりわけ大人換算1人当たりの穀物資産が小さくなっている⁽¹³⁾。地帯間の穀物資産の違いは、ちょうど年間降水量の大きさの違いと一致し、サヘル、スダン、ギニア地帯の



第3図 調査村落年間降水量

注. グラフの数値は、各地帯にある二つの調査村でそれぞれ年間降水量を測定し平均したもの、ICRISATのデータに基づき作成した。



第4図 調査村落の穀物収量

注. サンプル家計の収量に基づき平均値をとった。穀物収量とは各種食料用穀類の重みづけ平均収量である。Christensen〔6〕による。

第5表 家計の平均資産

	サヘル地帯	スダン地帯	ギニア地帯
家畜	41,125(72.5%)	17,893(46.0%)	18,853(39.4%)
穀物在庫	7,632(13.5%)	14,060(36.1%)	19,793(41.4%)
輸送手段	3,628(6.4%)	3,442(8.8%)	4,184(8.8%)
農機具類	2,432(4.3%)	2,135(5.5%)	3,216(6.7%)
合計	56,732(100%)	38,914(100%)	47,806(100%)

注. 金額の単位は大人換算1人当たりFCFA. 1984年雨期の収穫直後の資産状況である。家畜資産は1983/84収穫年の平均価格で評価し、農産物価格は1984年の収穫期の平均価格で評価した。Christensen〔6〕がICRISATの調査データより作成した。

順で大きくなる。それに対して、家畜資産は、サヘル地帯で飛び抜けて大きい
が、スダン地帯とギニア地帯ではほぼ同じである。その結果、総資産額ではサ
ヘル地帯が最も大きく、次いでギニア地帯、中間に位置するスダン地帯は最も
平均資産が小さいことがわかった。スダン地帯では人口増加の結果、飼養可能
な家畜頭数が頭打ちとなったためと説明されている。サヘル地帯とスダン地帯
の違いは家畜資産だけではない。第6表に示すように、サヘル地帯の方がロー
カルな経済活動が全般的に活発であり、農業外収入の金額が大きいのである。
一般的には、年間降雨量が最も少ないサヘル地帯がもっとも深刻な早魃の被害
を受けていると信じられており、実際に早魃のあったこの年にサヘル地帯の農
民はスダン地帯よりもたくさんの食料援助を受け取っている。しかしここで示
したように、スダン地帯の方が農業生産に依存する割合が高く総資産が小さい
ため、早魃に対して脆弱であったことがわかる。ただし、サヘル地帯では家計
の家畜保有の分布が二極化する傾向があり(第7表)、同地帯内のすべての家計
が等しく早魃に対して十分な備えがあるとは限らない。

第6表 家計の年間平均収入

	サヘル地帯	スダン地帯	ギニア地帯
農 業			
農業生産	7,800	14,660	26,400
農業賃金	2,470	3,070	1,220
小 計	10,270(28.9%)	17,730(61.3%)	27,620(46.9%)
家 畜	8,990(25.3%)	680(2.4%)	4,030(6.8%)
農業外 (ローカル)			
建 設	930	10	50
商 業	2,240	2,840	4,620
工 芸	4,220	1,150	4,100
採 集	2,790	130	1,190
サービス	520	390	5,150
食品加工	340	1,260	8,880
小 計	11,040(31.1%)	5,780(20.0%)	23,990(40.7%)
農業外 (出稼ぎ)	2,290(6.4%)	2,570(8.9%)	2,180(3.7%)
移 転			
公的食料援助	1,690	120	0
私的食料贈与	810	250	200
海外からの送金	420	1,790	860
小 計	2,920(8.2%)	2,160(7.5%)	1,060(1.8%)
合 計	35,510(100%)	28,930(100%)	58,880(100%)

注. 金額の単位は大人換算1人当たりFCFA。1984/85収穫年1年間を対象。農業生産は1984年雨期の収穫をすべて生産者価格で評価したものから、その生産に要した投入物(自家労働を除く)の金額を引いたもの。農業賃金は1985年の雨期に近隣の他の家計の農地で働いた際の報酬をすべて金額に換算した。家畜収入は、家畜の純売り上げに自家消費分の金額を加えた。農業外収入(ローカル)は、同じ地帯内での雇用または自営による収入である。他の地帯へ行った場合を出稼ぎに分類した。いずれの農業外収入も、家計構成員による収入である。移転の項目の中の「海外からの送金」は、家計非構成員で他の地帯(主として海外、例えばコートジボワール)に居住するものが送金したケースである。

第7表 家畜資産の分布

家畜資産額(FCFA/AE)	サヘル地帯	スダン地帯	ギニア地帯
0～25,000	54.7%	46.6%	71.1%
25,000～50,000	15.0%	40.9%	11.1%
50,000～75,000	2.2%	9.4%	1.7%
75,000～100,000	5.9%	1.0%	2.3%
100,000～200,000	10.3%	0.0%	9.3%
200,000～	9.2%	2.0%	4.5%
合 計	100%	100%	100%

注. 1984/85収穫年の開始時点における家畜保有額に基づく。FCFA/AEは大人換算1人当たりの金額。Christensen〔6〕による。

- 注(1) サヘルとは西はモーリタニア南部から東はスーダン中南部まで東西に帯状に延びるサハラ砂漠南縁部を指す。植生はステップとサバナであり、気候は熱帯半乾燥地域に属する。西アフリカの熱帯半乾燥地域を West Africa Semi-Arid Tropics (WASAT) と称するが、ほぼ同じ地域をカバーしていると考えてよい。なお、本稿では後半で、サヘル地域を気候（主に降水量）と農業システムに基づきさらに細かく区分した。その区分では、最北に位置してサハラ砂漠に近い地域をサヘル地帯、その南をスダン地帯、最南の地域をギニア地帯（またはサバナ地帯）と呼び区別する。ギニア地帯北部で気候が半乾燥から半湿潤へと変わるので、ギニア地帯全域は広い意味でのサヘルにも含まれないといってよいが、本稿ではギニア地帯北部を調査対象としているため、これら3地帯を合わせてサヘルと総称した。なお、全体をサヘル（英語では Sahel）と呼び、その一部の地域をさらにサヘル地帯（英語では Sahelian zone）と呼ぶのはまぎらわしいが、そのような習慣なので受け入れていただきたい。なおアフリカの内陸国スーダン（Sudan）とスダン地帯（Sudanian zone）もまぎらわしい。本稿でスダン地帯とよぶ地帯は、国名のスーダンと地理的な関係はない。
- (2) 近年では 1973～74 年と 1983～85 年がサヘルの大飢饉の年として知られている。
- (3) この点については、多くの著作が出版されている。例えば Chole〔5〕や Rau〔18〕を参照。
- (4) 農家家計の food security を実現するためには、旱魃保険だけがその手段ではないことは明らかである。しかし、灌漑投資を前提とするような農業技術の普及やインフラ投資を必要とする生産物・要素市場の整備は、大規模な公共投資を要求するため、サヘル地域においては実現可能性が低い。しかも、たとえ投資が可能でも、灌漑農業が可能な地域は非常に限定されている。また、保険市場の代わりに信用（クレジット）市場を創設するという方法があるが、一般に発展途上国のフォーマルなクレジット市場では、債務不履行というモラル・ハザードの問題が深刻であり、それを解決するには多大な取引費用を出費する必要がある。以上より、本稿で提案する旱魃保険が、比較的低コストで実現可能性の高い food security の手段であると考えられる。
- (5) 過剰放牧による草地資源劣化の問題は、家畜の移動範囲が比較的限定されている定住民にとって一層深刻な問題である。また、農業生産を担う定住民の生活の安定がサヘル全域の食料安全保障（food security）にとって重要であるという観点からも、定住民を扱うことの意義は大きい。なお、草地の利用に関して、定住民と遊牧民の間の摩擦が問題となっているが、本稿では取り上げていない。
- (6) 金融市場、土地市場が未発達なサヘルにおいては、家畜がほぼ唯一の資産保有手段である。もちろん家畜は農耕（主に耕起）にも用いられるし、直接、食料として消費もされる。しかし、農耕用の家畜の数は保有家畜数のごく一部であるし、山羊や羊のように農耕には全く使われない家畜も多い。また、家畜の保有が貯蓄代わりであるこ

とと、自家消費されることは全く矛盾しない。本稿は、家畜保有が保険の代わりであると論じているのではなく、家畜は資産保有手段であるとし、さらに資産保有の動機の中に早魃リスクの回避が含まれていると主張する。

- (7) ここで草地資源と呼ぶのは、家畜を放牧するための場所全般である。しかし、それらの草地は放牧のために維持管理された草地ではなく、耕作されていない休耕地にすぎない。サヘルでは、通常、移動耕作(3年から15年の連続耕作の後、3年から15年の休耕期間がある)が行われているため、豊富な休耕地が存在し、そこに生じる自然植生を利用して放牧が行われている。休耕地をふくめたすべての土地が特定の個人(家計)に属していて、村落の共有地や所有者の確定していない土地は全く存在しない。土地を売買しないという意味では、所有権があるとは言えないが、少なくとも固定した利用権がすべての土地に設定されていると考えられる。しかし、休耕地で放牧することに関しては、その利用権とは関係ない。つまり利用権は耕作を目的としたものに限定されていると言ってよい。したがって休耕地であれば、自分の土地か他人の土地かにかかわらず、許可を得る必要もなく自由に家畜を放牧させてよい。その意味で、サヘルの草地資源は利用に関してオープン・アクセスである。
- (8) この点については、筆者自身の現地調査により、農民が記憶できる範囲の過去から現在(1997年)にわたり、制度上の変化がないことが確認されている。草地資源の希少化は事実であるが、それが制度の変革を誘導するには至っていないといえる。
- (9) 共有地という用語は、共同で所有・管理する草地が存在するような印象を与えるので、適切ではないが、「共有地の悲劇」という用語が一般化しているので、そのまま使用した。事実は、注(7)で述べたように利用に関してはオープン・アクセスであり、また共同で所有する土地は存在しない。
- (10) 家計(household)をいかに定義するかは、難しい問題である。農業生産、農業外の経済活動、食事の用意と摂取、それぞれ家計内の小単位で独立して行っている場合が多い(特に、妻が複数いる場合など)。しかも、その単位は活動の種類ごとに異なる。しかし、そのような場合でも、主食となる穀物を共同作業で生産し共有の貯蔵庫に保管する場合が普通で、そのような共同農作業に従事し主食を共有する集団が「家計」とであると認識されている。
- (11) 耕起に用いる家畜は保有家畜のごく一部であり、また資産的保有と農耕目的の保有では、家畜保有の動機が異なる。したがって、畜耕家計を多めにサンプルしたことは、本稿の分析に問題となるようなバイアスを与えていないと考えられる。
- (12) ここでは早魃を降水量の不足による収穫の低下という意味で用いている。すると早魃は、村単位、家計単位あるいは極端には耕作地単位で定義できる。いわゆる早魃年には被害を受ける家計の割合、村の割合が多くなるわけだが、それでもすべての村が一様に被害を受けるわけではない。

- (13) 家計のサイズ（家計構成メンバーの数）は、人数の単純和でなく、大人の数に換算してある。つまり、主に食料消費量に応じた係数（性と年齢により決まる）を用いて、子供の数を大人に換算してある。その係数の例をあげると、0歳男性(0.27)、0歳女性(0.27)・・・10歳男性(0.87)、10歳女性(0.78)・・・20歳以上男性(1.00)、20歳以上女性(0.73)。なお、本稿では、これ以降、大人換算1人当たりという表現をしばしば用いるが、これは、家計単位の数値を大人の数に換算した家計サイズで割ったものである。

2. 早魃保険の意義とそのデザイン

「はじめに」で述べたように、本稿で論証すべき課題は、サヘルにおいてフォーマルな早魃保険への有効な需要が存在するかどうかである。次に、需要の強度を決定する家計側の因子を明らかにすることにより、早魃保険の草地資源への影響を考察する。サヘルでは、現在のところフォーマルな早魃保険は存在しないが、その代わりに各家計は、第1表と第2表にまとめたように所得源や資産の分散を通じたインフォーマルな自己保険的手段を用いて早魃のリスクに対処している。本稿では、そうした家計の自己保険的行動を分析することにより、仮想的に導入したフォーマルな早魃保険への需要を推計する。

サヘルにおいて各家計は、不安定な農業生産と早魃のリスク下で、年ごとの消費の変動を抑えることを目的に、様々なリスク管理・リスク対処行動をとっている(Matlon [13])。それらの研究例には、収入源の多様化(Reardon *et al.* [20])、農作物の多様化(Matlon[13], Norman[16])、家畜の飼養(Christensen [6])、穀類の貯蔵(Udry [24])、インフォーマル金融(Udry [25])、などがある。しかし、本稿では以下にあげる理由により、フォーマルな早魃保険を取り上げる。

第1に、ほとんどのインフォーマルな手段は、早魃のように村全体や村を超えた比較的広汎な地域全体に被害を及ぼすリスクに対しては、完全な保険ではない。農村全域が被害を受けるようなひどい早魃時には、農村内部での親戚や知人間の相互扶助は有効でないであろう。それに、そのような早魃時には、多

くの家計が同時に借金を求めるので金利は上昇するであろうし、農業外労働の賃金は大量の労働供給のため下落し、大量の家畜売却により家畜価格も下がる。季節的な出稼ぎ労働と遠隔地や海外に居住する家計非構成員からの送金以外には、こうした同時に起こる被害に対して有効なインフォーマル手段はない。

第2に、上記の例のような遠隔地（早魃の被害を同時に被らない）間のインフォーマルなリスク・シェアリング以外には、現状における唯一のフォーマルな制度は公的な食料援助である。しかし食料援助への期待は、自己保険的手段を怠るといふモラル・ハザードの問題を引き起こしている可能性や、仮にフォーマルな早魃保険が導入されても購入する動機を失わせるという逆選抜の問題を引き起こす可能性がある。

第3に、現行のサヘルにおける家計のリスク管理戦略は、低コストでもないしすべての家計が利用できるわけでもない。自己保険的手段がコスト高であるのは当然であるが、ここでは自己保険にかかわるコストのうちで重要なもの2点にだけ言及する。一つは、予備的貯蓄としての家畜保有や穀物の貯蔵は生産的ではないということである。もし家計がそれらの予備的貯蓄の代わりに、より生産性の高い活動に投資できるなら、家計の経済厚生は長期的には高まるであろう。もう一つのコストは、「はじめに」で説明したように草地の劣化である。家畜はオープン・アクセスの草地に放牧されるので、家畜の保有による自己保険的行動は過剰放牧に陥りやすい。

上記のような問題点を克服するために、フォーマルな早魃保険が必要なのである。フォーマルな保険は、気候の異なる地帯の間でリスクをプールできるし、現在のインフォーマルな自己保険よりもコストを低くできる可能性がある。しかし発展途上国の早魃常襲地帯で、フォーマルな早魃保険制度はほとんど成立していない。ブルキナ・ファソでは皆無である。市場の失敗、つまりモラル・ハザードや高い取引費用など、保険供給側の問題は、比較的研究が進んでいる（Binswanger〔4〕）。そうした供給側の問題を避けるため、「雨くじ」が提案されている。これは、地域気象台が実測した年間降水量に基づいて保険会社が保険金を支払うというものである（Gautam *et al.*〔7〕、Hazell〔9〕）。「雨く

じ」の仕組みは次のごとくである。まず保険会社が早魃の定義（地域気象台が測定した年間降水量がある一定の値を下回る年を早魃とする）と保険料率（支払う保険金に対して保険料は何パーセントであるか）を提示する。「雨くじ」購入者（保険料を支払った家計）がくじに当たる（保険金の支払いを受ける）のは、年間降水量が保険会社の定義による早魃の範囲にある場合だけである。この早魃保険制度は取引費用を少なくできる可能性がある⁽¹⁾。なぜなら、保険会社は個々の保険加入者の早魃被害を調査する必要がないからである。それに保険金の支払額が個々の家計の早魃被害と関係ないので、モラル・ハザードの問題も回避できる⁽²⁾。そこで本稿は、それらの先行研究に従い、「雨くじ」を仮想的な早魃保険制度として採用することにする。

「雨くじ」は完全な保険ではないので、そのような仮想的早魃保険をインフォーマルな自己保険の代替または追加として家計が購入するかどうかの問題である。そして、もし購入する家計があるとするなら、次の問題はどのような家計がそれを買うかである。こうした早魃保険の需要側の問題の実証的な研究にはまったく手がつけられていない。そこで本研究は早魃保険の需要側の問題を追求する。

この仮想的な早魃保険への需要は、フォーマルな保険が存在しない条件下での農家家計の農業生産行動を分析することにより推計する。この手法は *Gautam et al.* [7] により開発されたが、それは農業生産におけるリスク回避行動から家計のリスク選好を推計した先行研究 (*Antle* [1, 2], *Moscardi and de Janvry* [14]) に基づいている。*Sakurai et al.* [22] はモデルをサヘルの農業システムに合わせて改変し、早魃保険への需要を計測した。それらの先行研究に対して本稿の独自性は、自己保険均衡とフォーマル保険均衡という2種類の均衡概念を導入した点にある。この二つの均衡を区別することによって、早魃保険への潜在的需要を保険料率の関数として推計する新しい手法が開発できた。この推計法の特徴は、次に説明するように、早魃の定義（年間降水量により定める）を任意に変えることができる点にある。本稿が採用した手法は以下のように要約できる。①農家家計モデルの提示。家計は自己保険的手段を採

用しながら、予算と時間の制約の下で効用を最大化する。②モデルから1階の条件式群を求める。これらの式は、予備的貯蓄、農業生産、農業外収入それぞれの均衡条件を表しており、「自己保険均衡」にあたる。この均衡は我々が観察できる家計行動に他ならない。③次に「雨くじ」として特定化したフォーマル早魃保険を仮定して、同様の農家家計モデルを作る。④モデルの1階の条件式群を求める。これは「フォーマル保険均衡」を表している。この均衡は観察できない。⑤家計にとって「自己保険均衡」と「フォーマル保険均衡」が無差別であるような保険料率を「均衡保険料率」と定義する。⑥「雨くじ」の場合には均衡保険料率は非早魃年の期待限界効用と早魃年の期待限界効用の比で表される。これは非早魃年と早魃年の限界代替率であり、二つのタイプの年の現在の価値のトレードオフ関係を示している。⑦このようにして求めた均衡保険料率が「雨くじ」に当たる確率、つまり早魃の起こる確率よりも大きい時、この早魃保険への「有効需要」が存在する。

本稿の手法は、農家家計の意思決定者が早魃の基準をいかに設定しているかに関する仮定において先行研究と大きく異なっている（第8表に要点をまとめた）。Gautam *et al.* [7] は、自己保険下で家計が定義する早魃の基準は同じ地域内のすべての家計に共通であり、したがって早魃年の出現確率もすべての家計にとって等しく、しかも一定であると仮定する。各家計はこの早魃確率の下で、期待効用を最大化するような資源配分を実現している。さらに、保険会社も「雨くじ」の中で家計による早魃の定義と同じ定義を採用する。言い換えれば、早魃の定義は家計にとっても保険会社にとっても外生的である。一方、Sakurai *et al.* [22] は、早魃に関する先験的な定義は存在しないと論じ、たとえ同じ降水量でも、それを早魃と認めるか否かは各家計の主観的な判断によると仮定した。同一地域内の各家計は、年間降水量の確率的分布については情報を共有するものの、ある降水量水準が早魃であるか否かは、個々の家計の経済厚生水準によるので、早魃確率は主観的であつ家計の意思決定時の条件に応じて年々変化していくものであると考えるわけである。一方、保険会社は任意の年間降水量を定め早魃を定義する。したがって、個々の家計の主観的判断が

第8表 早魃確率に関する仮定の比較

	家計の早魃認識（早魃保険がないとき）	家計の認識する早魃確率（早魃保険がないとき）	年間降水量の確率分布	保険スキーム	保険会社が用いる早魃確率	家計の早魃認識（早魃保険があるとき）
Gautam <i>et al.</i> (1994)	固定的, 二分法的 ¹⁾	客観的 ²⁾ , 固定的	特定せず ⁴⁾	二分法的 ¹⁾	家計と同じ	二分法的 ¹⁾ (保険がない時と同じ)
Sakurai <i>et al.</i> (1994)	非固定的, 二分法的 ¹⁾	主観的 ³⁾ , 非固定的	固定（正規分布） ⁵⁾	二分法的 ¹⁾	任意	二分法的 ¹⁾ (保険会社と同じ)
本稿	固定的, 連続的 ¹⁾	特定せず	固定（正規分布） ⁵⁾	二分法的 ¹⁾	任意	二分法的 ¹⁾ (保険会社と同じ)

- 注. 1) 二分法的とはある年を早魃か非早魃かの2タイプに分けて考えること。それに対して連続的では、降水量の変化は連続的であり早魃と非早魃の区別は存在しないと考える。
 2) 外的な環境，例えば年間降水量により決まる。
 3) 個々の家計の厚生状態に依存する。
 4) 年間降水量の確率分布を特定する代わりに、固定的な二相的確率を用いる。
 5) 降水量の確率分布は正規分布の必要はないが、保険参加者全員が知っていなければならない。実証分析では、簡便化のために正規分布をした。

保険会社の定義する早魃と一致しないことがあり得る。それらの先行研究に対して本稿では、家計が自己保険下で早魃・非早魃という二分法的な定義を持っていないと仮定する。家計が知っているのは連続的な年間降水量の確率分布だけであり、各家計はその情報に基づいて資源配分を最適化しているであろう。そこにもし保険会社により「雨くじ」が導入されると、初めて早魃・非早魃という二分法的世界が成立する。その場合、早魃確率は保険会社が任意に定める早魃の定義により与えられる。本稿が採用した手法が優れているのは、家計が自己保険下においても早魃・非早魃という二分法に基づき行動しているという強い仮定を置く必要がないという点である。本稿で用いる農家家計データは、フォーマル早魃保険が存在しない条件下の家計の自己保険的行動を記録しただけのものなので、家計が二分法で世界を見ているかどうか、家計が主観的にどの程度の早魃確率を想定しているか、などはデータからは知り得ないからである。

以上のような仮定に基づき、本研究では早魃年を以下のように定義した。①

年間降水量の出現は一定の平均と分散をもつ正規分布であり、その平均と分散は長期気象統計により与えられる⁽³⁾。②各家計と保険会社は、その降水量の正規分布を知っているが、早魃の客観的な定義は存在しない。③保険会社は、境界降水量（年間降水量がその値より小さい年を早魃と決める）を任意に定め、「雨くじ」を実施する。「雨くじ」に参加した家計は、「雨くじ」に基づき、早魃・非早魃の二分法的見方を採用する。④年間降水量の分布を正規分布と仮定したので、与えられた境界降水量から早魃確率は容易に計算できる。つまり、境界降水量は降水量水準を使っても、早魃確率を使っても表現できる。⑤したがって、低い早魃確率は境界降水量が低いことを意味し、早魃年の期待降水量も小さい。つまり、ひどい早魃は低い頻度で起こる。

注(1) 雨くじの取引費用が実際に十分低く、供給可能な保険となるかどうかは不明である。

雨くじが実際に導入されている例は、筆者の知るところ、まだ皆無であるが、膨大な取引費用がその理由であると断言することもできない。金融市場が未発達な発展途上国の農村部で、フォーマルな保険制度を農民に理解させる費用（それも一種の取引費用であるが、初期の固定的な費用である）が実現の妨げになっていると考えることもできる。

- (2) フォーマルな早魃保険があると、保険がない時よりもリスクの高い戦略を選択する可能性があるという意味で、厳密にいうとわずかながらモラル・ハザードが生じる。
- (3) 年間降水量の出現確率を正規分布であると限定する必要はないが、長期統計からは平均と分散しか得られなかったため、正規分布を仮定した。

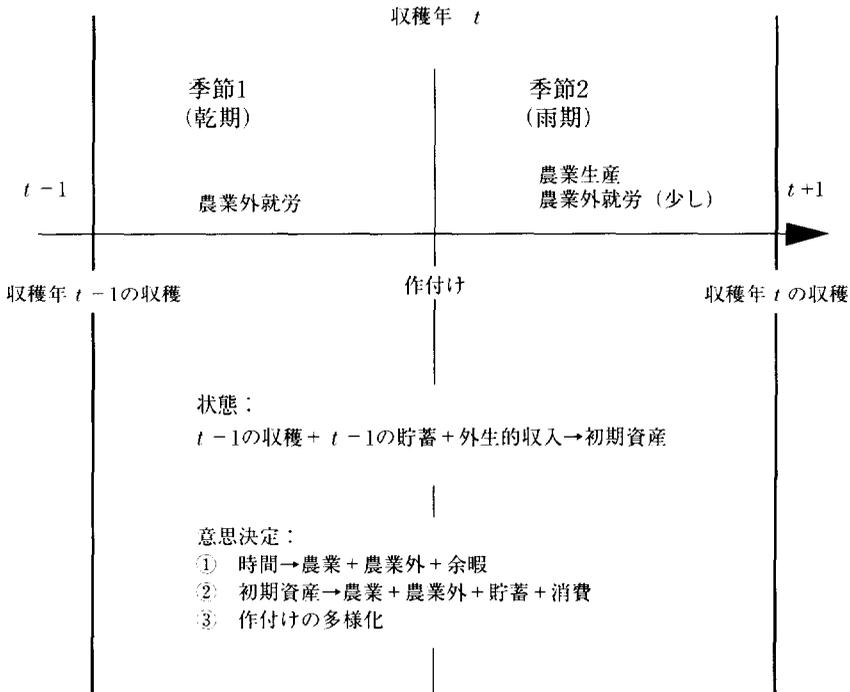
3. モデル

(1) 時間軸

大ざっぱにいうと、各農家家計は一年のうちに所得戦略に関して二つの意思決定を行う。農業外就労（ブルキナ・ファソの農村部では主に乾期に行われる）と農業生産（雨期にだけ行われる）である。農業の生産物は重要な変数であるので、「収穫年」という概念をここで導入する。収穫年は、収穫が終わった直後

つまり乾期のはじめに始まり、次の雨期の終わりに終了する。単純化のために、すべての収穫は乾期の始めに一瞬にして完了すると仮定している。実際の調査では、収穫年は9月1日から始まり、翌年の8月31日に終わると定義した。収穫年 t の乾期を「 t 年季節1」、雨期を「 t 年季節2」と名付ける（第5図）。

t 年季節1の始めに、家計は自分の初期資産を知っている。初期資産は、 $t-1$ 年の収穫、 $t-1$ 年から持ち越した資産、そして t 年季節1の農業外収入から構成される。この前期からの持ち越し資産は穀物在庫と家畜である⁽¹⁾。農業外収入は季節1の始めに「確実に期待できる」と考える。この農業外収入には、年金、家計非構成員からの送金、地元での賃金労働、出稼ぎが含まれる。初期資産およびその他の初期条件を知った上で、家計は、①季節2の家族労働を農業



第5図 家計の意思決定の時間軸

と農業外にどう割り振るか、②初期資産を、消費、予備的貯蓄、農業生産投入物の購入、そしてもしフォーマルな早魃保険が利用可能なら早魃保険の購入、の4項目にいかん分配するか、③作付ける作物をどの程度多様化するか、の3点について意思決定をする。農業生産は季節2で行われるのだが、農業生産に関する決定、つまり投入量と作付けの多様化に関しても、収穫年の冒頭に同時に決定されると仮定する。

季節2で家計は、季節1の決定に従って農業生産と農業外労働を行う。しかし農業生産量は、農業投入だけでなく、季節2の降水量と個々の家計特有の予期せぬ要因によって決まる。しかし本稿では、意思決定時における農業生産の不確実性は降水量の不確実性に由来すると仮定し、家計の特性や農業投入、作付けの多様化は、降水量変動に由来する「ショック」の大きさを決定すると考える。

(2) 動学的家計モデル

家計*i*について、フォーマルな早魃保険が存在しない条件でモデルを構築する。家計*i*は以下のような標準的効用最大化モデルで表される。

$$\max E_{it} \sum_{k=0}^T \delta_i^k U_i(C_{it+k}, L_{it+k}) \quad (1)$$

ここで*i*は家計を*t*は年を表す。 $U_i(\)$ は一期の効用関数、 C_{it} は*t*年における実質消費、 L_{it} は*t*年における余暇、 δ_i は割引率、 E_{it} は期待値オペレータ(*t*年に利用可能な情報により条件付けられる)、そして*T*はこの農家家計の効用最大化計画期間の終了時点である。効用関数の標準的な仮定として、 $U_i(\)$ は C_{it} と L_{it} について単調増加で凹であるとする。

収穫年*t*は*t*-1年の雨期の収穫と同時に始まる。したがって、家計の初期資産は次のように表せる。

$$W_{it} \equiv S_{it-1} + Y_{it-1} + M_{it} \quad (2)$$

ここで S_{it-1} は*t*-1年からの持ち越し資産、 Y_{it-1} は*t*-1年の農業生産である。

M_{it} は $t-1$ 年の条件（旱魃か旱魃でないか）に依存するものの t 年に確実に見込まれる収入で、 t 年の冒頭では既決であるとみなされる。 M_{it} には農業外収入、親戚・知人からの贈り物、公的な食料援助が含まれる。

労働時間の制約は以下のごとくである。

$$N_{it} + L_{it}^h \equiv L_{it} + L_{it}^f + L_{it}^o \quad (3)$$

ここで N_{it} は t 年に家計にとって外生的に与えられる総時間数で、 L_{it}^h は雇用労働、 L_{it} は余暇である。家計の余暇は農業労働時間 (L_{it}^f)、雇用労働時間 (L_{it}^h)、そして農業外就労時間 (L_{it}^o) により決定することを、式(3)は意味する。ただし、 L_{it}^o には雨期の農業雇用労働も含まれる。乾期の農業外就労は t 年冒頭の意思決定時には既決なので、上記の労働時間制約式には現れてこない。なお、式(3)の変数は賃金率に基づいて金額に換算してある。

予算制約は次のように与えられる。

$$W_{it} + L_{it}^o \equiv C_{it} + K_{it} + L_{it}^h + S_{it} \quad (4)$$

式(4)は家計の初期資産 (W_{it}) と雨期の農業外収入 (L_{it}^o) の合計が t 年の消費 (C_{it})、農業生産の可変投入物 (K_{it})、雇用労働 (L_{it}^h)、貯蓄 (S_{it}) に分配されることを意味する。

式(2)で定義したように、初期資産 (W_{it}) は $t-1$ 年からの持ち越し資産 (S_{it-1}) を含む。しかし式(4)では資産は利子を生じないと仮定している。ブルキナ・ファソの農村ではフォーマルな貯蓄制度は存在せず、家計は穀物在庫と家畜保有を貯蓄の代用としている⁽²⁾。家畜は繁殖により正の利子を生む可能性があるが、一方で病死や価格変動のリスクがある。このモデルでは、単純化のために保有資産に関して資本利得も資本損失もないものと仮定した。また、借金は貯蓄の一種として扱う。もし t 年における予備的貯蓄の決定 (S_{it}) が負の値をとるなら、その農家家計は t 年において借金をしていることになる。なおこのモデルでは借入金にも利息がつかないことを仮定している⁽³⁾。

農業生産 (Y_{it}) は、内生変数である農業投入 (K_{it} と L_{it}^f)、作物多様化

(D_{it}), および外生変数である年間降水量(R_t), 既決変数である家計特性(X_{it})の関数である。

$$Y_{it} = F(L_{it}^f, K_{it}, D_{it}, R_t, X_{it}) \quad (5)$$

作物多様化(D_{it})の指数としてシンプソン指数⁽⁴⁾を用いた。 D_{it} はゼロ以上、1未満の値である。もし家計がただ一つの作物を栽培していたら、 D_{it} はゼロである。一方、無限大に多様化した時、 D_{it} はちょうど1になるが、それは不可能である。

フォーマルな旱魃保険がない条件で、家計は与えられた降水量の確率分布に基づき期待を形成する。上に提示した式を用いると、家計*i*に関して動学的最適化の問題は以下のように書ける。

$$V_{it}(W_{it}) = \max_{\Pi_{it}} U_i(C_{it}, L_{it}) + \delta_i \int_{-\infty}^{\infty} V_{it+1}(W_{it+1}) f(R) dR \quad (6)$$

書き換えると

$$V_{it}(W_{it}) = \max_{\Pi_{it}} U_i(W_{it} + L_{it}^o - K_{it} - L_{it}^h - S_{it}, N_{it} + L_{it}^h - L_{it}^f - L_{it}^o) + \delta_i \int_{-\infty}^{\infty} V_{it+1}(S_{it} + Y_{it} + M_{it+1}) f(R) dR \quad (7)$$

ここで $\Pi_{it} = (D_{it}, L_{it}^f, L_{it}^o, L_{it}^h, K_{it}, S_{it})$ は家計*i*が*t*年に決定するコントロール変数のベクトルである。 $V_{it}(\)$ は*t*年まで割り引いた将来の効用の最大値であり、 $f(R)$ は降水量の確率密度関数である。効用関数に当てはめた標準的な仮定により、 $V(\)$ もまた*W*に関して単調増加であり凹である。

(3) 均衡条件

家計がフォーマルな旱魃保険の存在しない条件で最適な行動をしていると仮定すると、我々が観察できる農家家計の行動は「自己保険均衡」であると考えられる。自己保険均衡は式(7)をコントロール変数 Π_{it} で微分した1階の条件式として、以下のように与えられる⁽⁵⁾。

$$D_{it}: \delta_i \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1})}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it}}{\partial D_{it}} f(R) dR = 0 \quad (8)$$

$$L_{it}^f: -\frac{\partial U_i}{\partial L_{it}} + \delta_i \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1})}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}^f} f(R) dR = 0 \quad (9)$$

$$L_{it}^o: \frac{\partial U_i}{\partial C_{it}} - \frac{\partial U_i}{\partial L_{it}} = 0 \quad (10)$$

$$L_{it}^h: -\frac{\partial U_i}{\partial C_{it}} + \frac{\partial U_i}{\partial L_{it}} = 0 \quad (11)$$

$$K_{it}: -\frac{\partial U_i}{\partial C_{it}} + \delta_i \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1})}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}} f(R) dR = 0 \quad (12)$$

$$S_{it}: -\frac{\partial U_i}{\partial C_{it}} + \delta_i \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1})}{\partial W_{it+1}} f(R) dR = 0 \quad (13)$$

次に「雨くじ」として特定化した仮想的旱魃保険では、保険会社は旱魃を定義するために境界降水量 R^* を定める。もし年間降水量が境界降水量を下回れば、その年は「旱魃年」と認定され、それと等しいか上回れば、その年は「非旱魃年」である。したがって、この定義による旱魃は、家計特異的ではなく気象台特異的である。

もしこのような旱魃保険が利用可能なら、家計 i は旱魃・非旱魃という二分法的な見方をするようになり、最適行動の均衡点が変わるであろう。フォーマルな旱魃保険下の新しい均衡点を「フォーマル保険均衡」と呼ぶことにする。フォーマル旱魃保険の下で予算制約式(4)は

$$W_{it} + L_{it}^o \equiv C_{it} + K_{it} + L_{it}^h + S_{it} + \rho I_{it} \quad (14)$$

のようになる。ここで ρI_{it} は旱魃保険に家計が支払う保険料である。 I_{it} は旱魃の時に支払われる総保険金額であり、 ρ はその保険金に対して外生的に与えられた保険料率である。この総保険金額 I_{it} は新しいコントロール変数で、ほかの変数と同時に家計により決定される。もし t 年が非旱魃年であれば、上付きの g を用いて、 $t+1$ 年における初期資産を $W_{it+1}^g \equiv S_{it} + Y_{it}^g + M_{it}^g$ と書くことがで

きる。同様に、もし t 年が早稲年ならば、上付きの d を使って、 $t+1$ 年の初期資産は $W_{it+1}^d \equiv S_{it} + Y_{it}^d + M_{it}^d + I_{it}$ となる。この二つの式を式(7)により与えられる動学的最適化の問題に挿入する。

フォーマル保険均衡は $(\tilde{W}_{it+1}^g, \tilde{W}_{it+1}^d, \tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it}, \tilde{\Pi}_{it}, I_{it})$ により与えられる。もし $I_{it} > 0$ ならば、1階の条件式は以下ようになる。

$$D_{it}: \delta_i \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it} f^d(R)}{\partial D_{it}} dR + \delta_i \int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^g)}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it} f^g(R)}{\partial D_{it}} dR = 0 \quad (15)$$

$$L_{it}^f: -\frac{\partial U_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it})}{\partial L_{it}} + \delta_i \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it} f^d(R)}{\partial L_{it}} dR + \delta_i \int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^g)}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it} f^g(R)}{\partial L_{it}} dR = 0 \quad (16)$$

$$L_{it}^o: \frac{\partial U_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it})}{\partial C_{it}} - \frac{\partial U_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it})}{\partial L_{it}} = 0 \quad (17)$$

$$L_{it}^h: -\frac{\partial U_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it})}{\partial C_{it}} + \frac{\partial U_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it})}{\partial L_{it}} = 0 \quad (18)$$

$$K_{it}: -\frac{\partial U_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it})}{\partial C_{it}} + \delta_i \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it} f^d(R)}{\partial K_{it}} dR + \delta_i \int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^g)}{\partial W_{it+1}} \frac{\partial Y_{it} f^g(R)}{\partial K_{it}} dR = 0 \quad (19)$$

$$S_{it}: -\frac{\partial U_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it})}{\partial C_{it}} + \delta_i \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} f^d(R) dR + \delta_i \int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^g)}{\partial W_{it+1}} f^g(R) dR = 0 \quad (20)$$

$$I_{it}: -\rho \frac{\partial U_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it})}{\partial C_{it}} + \delta_i \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(\tilde{W}_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} f^d(R) dR = g_i(\tilde{C}_{it}, \tilde{L}_{it}, \tilde{W}_{it+1}^d) = 0 \quad (21)$$

ここで $f^d(R)$ と $f^g(R)$ はそれぞれ切断された降水量の確率密度関数である。つまり、降水量の確率密度関数 $f(R)$ は境界降水量 R^* により旱魃と非旱魃に切断されている。

もし 1 階条件式 (21) を自己保険均衡で評価すると、次の式 (22) のようになる。

$$-\rho \frac{\partial U_i(C_{it}, L_{it})}{\partial C_{it}} + \delta_i \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} f^d(R) dR = g_i(C_{it}, L_{it}, W_{it+1}^d) \quad (22)$$

ここでもし $g_i(C_{it}, L_{it}, W_{it+1}^d) > 0$ ならば、最適な I_{it} は正となり自己保険均衡においてフォーマルな旱魃保険への潜在的需要が存在することを意味する。一方、 $g_i(C_{it}, L_{it}, W_{it+1}^d) \leq 0$ の場合、そのような潜在的需要がない⁽⁶⁾。同様にして、残りの 1 階の条件式 (15) から (20) についても自己保険均衡で評価する。式 (20) と式 (22) より、自己保険均衡におけるフォーマルな旱魃保険への潜在的需要が存在する条件は

$$\rho < \frac{\int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} f^d(R) dR}{\int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} f^d(R) dR + \int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1}^g)}{\partial W_{it+1}} f^g(R) dR} = \frac{\phi_{it}}{1 + \phi_{it}} \quad (23)$$

と表される。ここで ϕ_{it} は境界降水量 R^* が与えられた時の、自己保険均衡における旱魃年と非旱魃年の限界代替率である。すなわち ϕ_{it} は非旱魃年の効用を 1 とした時の旱魃年の効用のウェイトを意味する⁽⁷⁾。 ϕ_{it} は以下のように定義される。

$$\phi_{it} \equiv \frac{\int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1}^d)}{\partial W_{it+1}} f^d(R) dR}{\int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial V_{it+1}(W_{it+1}^g)}{\partial W_{it+1}} f^g(R) dR} \equiv \frac{V^d}{V^g} \quad (24)$$

式 (23) で、もし $\frac{\phi_{it}}{1 + \phi_{it}}$ が ρ に等しければ、この家計 i はフォーマル旱魃保険を購入するかしないかについて無差別である。したがって、 $\frac{\phi_{it}}{1 + \phi_{it}}$ を家計 i の自己保険均衡における「均衡保険料率」と呼び、 ρ_{it}^* で表す。旱魃保険への需要が「有効」であるのは、保険会社が正の粗収入を得る場合である。有効需要が存在すれば、保険会社は保険料率を旱魃の確率よりも高く設定することで、管理費

用をカバーしさらに利益をあげるだけの収入を見込むことができる。したがって「雨くじ」の需要が有効であるための必要条件は、家計が保険数理的に公正な (actuarially fair) 保険料を上回る保険料を支払う意思がある場合であり、すなわち ρ_{it}^* が $q = \Pr(R \leq R^*)$ として与えられる早魃の起こる確率よりも大きい場合である。この条件は式(23)より $q < \rho_{it}^* = \frac{\phi_{it}}{1 + \phi_{it}}$ と書け、変形すると以下の不等式となる。

$$\phi_{it} > \frac{q}{1 - q} \quad (25)$$

式(24)で定義した ϕ_{it} を使うと、自己保険均衡で評価した式(15)から式(20)の1階条件式から、農家家計が自己保険均衡において将来の費用と便益にどのように重みづけしているかが明らかとなる⁽⁸⁾。

式(15)は、次のように変形できる。

$$\int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial Y_{it}}{\partial D_{it}} f^g(R) dR = -\phi_{it} \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial Y_{it}}{\partial D_{it}} f^d(R) dR \quad (26)$$

式(26)の左辺は作物多様化の限界費用を、右辺は作物多様化の限界便益を意味する。便益は早魃の年にしか生じない。限界費用と限界便益は正負相異なる符号を持つはずであるが、先験的に両者の符号を決めることはできない。また、両辺がゼロになることもあるだろう。この場合は、農家家計は作物多様化により早魃年も非早魃年もそれぞれ生産の最大化を図っていることが示唆される。もしそのような D_{it} が存在すれば、式(26)は ϕ_{it} を推計するのになんの役割も果たさないことになる。

式(16)から式(20)より、労働に関する条件が得られる。

$$1 + \phi_{it} = \int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}} f^g(R) dR + \phi_{it} \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}} f^d(R) dR \quad (27)$$

式(27)の左辺は農業外労働の限界収益である。つまり、賃金率(1と仮定してある)を1と ϕ_{it} で重みづけした値である。右辺は農業生産に投入した労働の限界収益であり、1と ϕ_{it} で重みづけしてある。もし $\int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}} f^g(R) dR = 1$ ならば、 ϕ_{it} はこの条件からは定まらない。ユニークで正の ϕ_{it} が式(27)により定ま

るためには、 $\int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}^g} f^g(R) dR > \phi_{it} \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}^d} f^d(R) dR$ であると仮定すると、 $\int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}^g} f^g(R) dR > 1$ と $\int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}^d} f^d(R) dR < 1$ が必要である。この条件の意味するところは、労働投入は非早魃年には過小であり早魃年には過大となるといふことである。

同様に式(19)と式(20)からは貯蓄に関する条件が得られる。

$$1 + \phi_{it} = \int_{R^*}^{\infty} \frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}} f^g(R) dR + \phi_{it} \int_{-\infty}^{R^*} \frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}} f^d(R) dR \quad (28)$$

左辺は貯蓄の限界収益（1と仮定してある）を1と ϕ_{it} で重みづけした値である。右辺は購入した農業投入財の限界生産力を1と ϕ_{it} で重みづけした。この貯蓄条件式の ϕ_{it} 決定に関する意味づけは労働条件式で議論したものと同様である。

注(1) 現金による持ち越し資産も当然存在すると思われるが、一般には、雨期の終わりは現金の最も乏しい時期であるので、無視できると考える。モデルでは、雨期の終わりの現金の代わりに、次の乾期で稼ぐ（予定の）農業外収入を初期資産の一部をなすと考え、持ち越し資産（穀物と家畜）に加えた。

(2) 農業外収入のうち現金で支払われたものや、穀物・家畜売却時の現金収入は、短期的には現金の形で家計にとどまると考えられるが、そのような現金を預金するような金融機関は調査対象村落には全く存在しないため（ブルキナ・ファソの農村一般に金融機関はほとんど存在しない）、家計は必要以上に長く現金を持つことなく、消費または投資（家畜など）にあてると考えられる。

(3) 借入金の金利はゼロであると仮定しているが、家計は無制限に借金できるわけではない。なぜなら、家計の計画期間の最終期（ピリオド T ）にすべての負債を返済しなければならないからである。つまり、家計は生涯予算制約に縛られているのである。

$$(4) D_{it} \equiv 1 - \sum_k \left[\frac{\text{作物}k \text{ の作付面積 (ha)}}{\text{家計の総作付面積 (ha)}} \right]^2$$

(5) 一般に動学的最適化の解は、時間依存的（time-dependent）になるが、その解もこれらの均衡条件を満たす必要がある。したがって、本稿で提示した均衡条件が時間依存的でなくとも、そのことと我々の観察している農家家計の行動が動学的に最適の行動をとっていると仮定することに矛盾はない。ただし、本稿の農家家計モデルでは、農業生産性（土壌肥沃度）、家畜生産性（草地の質）とも変動しないと仮定しているので、モデル上では家計行動は長期的な天然資源の劣化を考慮に入れていないことにな

る。天然資源の劣化も考慮したモデルを考える際には、時間依存的な解が重要になるので、分析の手法も異なるものになるであろう。その場合、草地資源の質は村落の家畜飼養数の合計により決まるので、農家家計の行動はゲーム理論的な家計の相互作用を考慮したものになるであろうし、長期的には共同体のレベルで草地利用制度の進化が起こることも可能性に入れる必要がある。さらに実証分析には、草地の物理的な質の測定が不可欠になる。そのようなモデルを構築し調査データに基づき実証することは、本稿の範囲を超えた今後の課題である。

- (6) g_i は $V_{it}(W_{it})$ の I_{it} による一次導関数である。したがって、 g_i は I_{it} に関して単調減少関数で、フォーマル保険均衡下の最適な I_{it} で g_i は 0 となる。自己保険均衡は I_{it} が 0 の場合の均衡であるから、 g_i を自己保険均衡で評価するとは、 g_i で I_{it} を 0 にした場合の符号を考えることである。もし、 I_{it} が 0 の時に g_i が正ならば、 g_i は I_{it} に関して単調減少関数であるから、 g_i を 0 とする最適な I_{it} は正である。もし I_{it} が 0 の時に g_i が負ならば、 g_i は I_{it} に関して単調減少関数であるから、 g_i を 0 とする最適な I_{it} は負である。
- (7) 2 種類の均衡と連続的な降水量分布を仮定した点で Gautam *et al.* [7] と異なり、保険需要は式(22)で与えられる。しかし、 ϕ の定義は Gautam *et al.* と同じなので、式(25)で与えられる条件は彼らと同一である。しかし連続降水量を仮定したために、本稿における ϕ の推計方法は Gautam *et al.* と全く異なるものである。
- (8) この関係式を導く際の重要な仮定は、現在価値関数の限界価値と生産要素の限界生産力の共分散がゼロであるということである。すなわち、

$$\text{cov}\left(\frac{\partial V_{it+1}}{\partial W_{it}}, \frac{\partial Y_{it}}{\partial D_{it}}\right)=0, \text{cov}\left(\frac{\partial V_{it+1}}{\partial W_{it}}, \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}}\right)=0, \text{cov}\left(\frac{\partial V_{it+1}}{\partial W_{it}}, \frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}}\right)=0$$

である。

4. データ

モデルを推計するのに用いた家計データは、国際熱帯半乾燥地域作物研究所 (International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics, ICRISAT) がブルキナ・ファソで実施した農家家計調査による。このパネルデータは三つの異なる農業気象地帯に属する五つの村から合計で 89 世帯を調査対象として固定し、1981/82 収穫年から 1983/84 収穫年までの家計行動を詳細に記録したものである⁽¹⁾。なお三つの異なる農業気象地帯とは、北西部のサヘル地帯、中央高原のスダン地帯、南西部のギニア地帯の三つである。

この三つの地帯は降水量水準とその変動の幅が異なる。第 9 表に分析対象期

第9表 村落レベルの年間降水量とその出現確率

地帯 村落	1981年	1982年	1983年	短期平均値 (村落レベル)	長期平均値 (地帯レベル)
サヘル地帯					
村1	454(43.6%)	382(28.5%)	476(49.2%)	468	長期平均 480
村2	513(57.9%)	347(21.6%)	454(43.6%)	438	標準偏差 163 変動係数 0.34
スダン地帯					
村3	709(47.8%)	586(22.5%)	654(34.6%)	650	長期平均 724
村4	541(15.7%)	552(17.2%)	442(6.0%)	512	標準偏差 181 変動係数 0.25
ギニア地帯					
村5	691(47.8%)	849(22.5%)	779(34.6%)	773	長期平均 952
村6	908(41.3%)	605(4.1%)	701(10.4%)	738	標準偏差 200 変動係数 0.21

注. 降水量の単位は mm, かっこ内はその出現確率で, 正規分布を仮定して計算した. 各地帯の長期平均値と標準偏差は長期降水量データに基づく. 短期平均値は調査した3年間の降水量より計算した. 村5はデータが不完全のため分析には用いていない.

間の各年の年間降水量および当該地帯の降水量の長期統計値を示す。村レベルの降水量は調査員が自分で測定したものであり、長期の平均と標準偏差はそれらの村の近くの都市にある測候所が測定したものである⁽²⁾。サヘル地帯の平均降水量はもっとも低くその変動はもっとも大きい。結果として、農業生産のリスクはもっとも高い。ギニア地帯は逆に、もっとも降水量が多く変動が少ないため農業生産のリスクがもっとも少なく、農業生産には比較的適している。スダン地帯は、降水量の水準と変動に関してちょうど両地帯の間である。いずれの地帯でも、農業生産は完全に天水に頼っており、小規模農家によって営まれている。なお、1の(3)で述べたように、調査期間中の降水量水準が長期的な平均値をずっと下回っており、調査を実施した1980年代前半は旱魃の続いた時期として認識されている。

注(1) 1の(3)で述べたように、ICRISATの調査は6カ村を対象に、各村およそ25家計を固定サンプルとして5年間にわたりデータを集めた。しかし、第5村では農業生産に関するデータが1年分欠失しており(調査自体が行われなかった)、また、その他の

村でも本稿の分析を行うにはデータが不完全なサンプルがいくつかあるため、最終的には5カ村89家計を今回の分析に使用した。

- (2) 使用した降水量データは以下の都市にある測候所のものである。サヘル地帯はDjibo, スダン地帯はYako, ギニア地帯はBoromo。データは1983年までで、Djiboが29年分、Yakoが38年分、Boromoが58年分である。出典はSivakumar and Gnoumou [23]。

5. 関数の特定化と推計

実証分析は以下の手順で進める。①自己保険均衡式のパラメータを推計する。②推計したパラメータを使って、非早魃年と早魃年のそれぞれについて限界効用の期待値を計算し、均衡保険料率を求める。期待値の計算には年間降水量の確率分布と早魃年を定義する境界降水量が必要である。なお前述したように、境界降水量は早魃確率で表される。③適当に定めた早魃確率で、早魃保険への有効需要が存在するかを調べる。④最後に、家計の資産やその他の家計の特性により、個々の家計の均衡保険料率がどのように変化するかを決定因子分析により明らかにする。

(1) 生産関数

式(5)は、コブ・ダグラス型生産関数を次のように変形して特定化する。

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha_1 \ln L_{it}^f + \beta_1 \ln K_{it} + \eta_1 \ln D_{it} + \mu_1 \ln A_{it} + \omega R_{vt} \\ & + \alpha_2 R_{vt} \ln L_{it}^f + \beta_2 R_{vt} \ln K_{it} + \eta_2 R_{vt} \ln D_{it} \\ & + \mu_2 R_{vt} \ln A_{it} + \sum_{k=1}^n h_k HH_k + e_{it} \end{aligned} \quad (29)$$

ここで、下付きの*i*は家計を、*v*は村を、*t*は年を表す。変数の意味は、 Y_{it} は家計*i*の農業生産額、 L_{it}^f は家計*i*の農業労働投入額(家族労働と雇用労働を含み、市場賃金率で評価した)、 K_{it} は家計*i*の可変投入物の金額で肥料と種子である(購入したものと自家所有のものを含む)。以上は、すべて1ha当たりの実質の現地通貨金額(1,000 FCFA)で表した。 D_{it} は3.モデルの注(4)に記し

たように農業生産の多様化の指標である。 A_{it} は家計*i*の総耕作面積(ha), R_{vt} は村*v*の年*t*における年間降水量(単位は1,000 mm)である。 HH_k は家計*k*のダミー, つまり家計*k*のフィクスト・イフェクトであり*k*は*i*を含む1から*n*までの数値である。 e_{it} は誤差項である。この特定化では投入物と降水量の積の項を含む。この交差項は投入の限界生産力が降水量の水準により変化することを捕捉する目的でつけ加えた。この生産関数は、各農業気象地帯ごとに別々に、フィクスト・イフェクト法により推計する。

(2) 旱魃保険の需要の計測

生産関数を式(26), (27), (29)で表される均衡条件にあてはめ、 ϕ_{it} について解くと、以下の式を得る。

$$\phi_{it}^D = - \frac{\int_{R^*}^{\infty} (\eta_1 + \eta_2 R_z) Y_{it} f_z^g(R) dR}{\int_{-\infty}^{R^*} (\eta_1 + \eta_2 R_z) Y_{it} f_z^a(R) dR} \quad (30)$$

$$\phi_{it}^L = \frac{\int_{R^*}^{\infty} (\alpha_1 + \alpha_2 R_z) Y_{it} f_z^g(R) dR - L_{it}^f}{L_{it}^f - \int_{-\infty}^{R^*} (\alpha_1 + \alpha_2 R_z) Y_{it} f_z^a(R) dR} \quad (31)$$

$$\phi_{it}^K = \frac{\int_{R^*}^{\infty} (\beta_1 + \beta_2 R_z) Y_{it} f_z^g(R) dR - K_{it}}{K_{it} - \int_{-\infty}^{R^*} (\beta_1 + \beta_2 R_z) Y_{it} f_z^a(R) dR} \quad (32)$$

ϕ_{it} は上の各式からそれぞれ得られるので、*D*, *L*, *K*の上付き文字で区別する。 α_1 , α_2 , β_1 , β_2 , η_1 , η_2 は式(29)のように特定化した生産関数を推計して得られるパラメータである。 L_{it}^f と K_{it} は生産関数で定義したように農業生産への投入額である。この二つの変数は内生であり、各年の始め、降水量水準を知る前に決定すると仮定する。 R_z^* は*z*地帯における境界降水量で、 $f_z^g(R)$ と $f_z^a(R)$ は地帯*z*の降水量の切断確率分布関数である。長期降水量統計では平均値と分散しかわからないので、それを使って期待値を計算するために、各年の降水量は独立で正規分布していると仮定する。なお旱魃保険の需要を計測するには降

水量に関して長期の平均値と分散を用いるほうが望ましいと判断した⁽¹⁾。想定した早魃年出現確率 (q) と境界降水量 (R_z^*) の関係は補遺 B に示した。補遺 B の R_z^* を使って、式(30)～(32)に基づき、 ϕ_{it}^D 、 ϕ_{it}^L 、 ϕ_{it}^K をそれぞれ計算した。計算の方法は補遺 C を参照。

以上により早魃保険需要 ϕ が、各家計、各年ごとに、作物多様化 (D)、労働投入 (L)、可変非労働投入 (K) それぞれについて求まった。たとえ同一家計、同一年であっても、各要素ごとの ϕ は必ずしも一致しない。しかし本稿では、まず各農業気象地帯ごとに早魃保険への需要が存在するかどうかを問題とするので、ある地帯における早魃保険需要 ϕ をその地帯のサンプル家計集団の属性 (平均) として以下の連立式により求める。

$$\phi_{it}^D = \phi + e_{it}^D \quad (33)$$

$$\phi_{it}^L = \phi + e_{it}^L \quad (34)$$

$$\phi_{it}^K = \phi + e_{it}^K \quad (35)$$

式(33)～(35)は、繰り返しによる推計可能な一般化最小二乗 (iterated feasible generalized least squares) 法により推計した。 ϕ は3式に共通 (同値) の定数項として求められる。推計は、補遺 B に示したそれぞれの早魃確率について三つの農業気象地帯を別々に行った。

(3) 早魃保険需要の決定因子

式(30)～(32)により、 ϕ_{it}^D 、 ϕ_{it}^L 、 ϕ_{it}^K が、各家計の農業生産への投入決定に基づき理論的に定まるが、それらの投入は各家計の初期資産、家計特性、耕地特性などの外生的家計変数に依存するので、それらの家計変数が投入決定を通して早魃保険需要 ϕ を決定していると考えられる。そこで ϕ の決定因子について、2種類の方法で分析を行った⁽²⁾。一つはプール推計で、もう一つはフィックス・イフェクト推計である。この二つの手法は一般的には次の式で与えられる。

$$\phi_{it}^D = \sum_j \zeta_j X_{jit} + v_{it}^D \quad (36)$$

$$\phi_{it}^L = \sum_j \zeta_j X_{jit} + v_{it}^L \quad (37)$$

$$\phi_{it}^K = \sum_j \zeta_j X_{jit} + v_{it}^K \quad (38)$$

ϕ_{it}^D , ϕ_{it}^L , ϕ_{it}^K は上で説明したように、式(30), (31), (32)でそれぞれ計算される。 v_{it}^D , v_{it}^L , v_{it}^K は誤差項である。この連立方程式は繰り返しによる推計可能な一般化最小二乗 (iterated feasible generalized least squares) 法により推計した。3式でパラメータ ζ_j が等しくなるように制約を加え、誤差項には相関があることを仮定している。誤差項の不均一分散は White [27] にしたがって補正した。

X_{jit} には、家計の初期資産、家計の特性、および家計の耕作地の特性を表す変数が含まれる。初期資産として、乾期の農業外収入（地元での自営業、農業雇用、出稼ぎを含む）、家畜保有、前年度の農業生産、耕作土地面積、他の家計からの食料贈与、公的な食料援助を用いた。土地面積の単位は大人換算1人当たりのヘクタール、その他の変数は大人換算1人当たりの金額 (1,000 FCFA) で表してある。これらの変数の平均値と標準偏差を第10表に示す。プール推計では内生変数の問題（同時推計バイアス）を避けるため、食料贈与と食料援助について観察された値ではなく、期待値を用いた。観察値にはゼロが多いため、これらの期待値は Maddala [12] にしたがって、プロビットとトービットにより求めた（補遺 D を参照）。しかしフィクスト・イフェクト推計では、外生性テストをパスしたので、観察値をそのまま用いた。

家計の特性を表す変数は以下の通り。①家計のサイズ(大人換算の人数)、②家長の年齢、③家長の妻の数、④生活依存者率(家計構成員に占める15歳以下の子供の比率)、⑤複合世帯の長ダミー(家長が複合世帯の長でもあるとき1、そうでなければ0)、⑥拡大家族ダミー(家計の中に複数の婚姻関係があるとき1、一つの婚姻関係なら0)、⑦畜力耕起ダミー(耕起に畜力を使う場合1、使

第10表 資産変数の平均値と標準偏差

	全体	サヘル地帯	スダン地帯	ギニア地帯
サンプル数	276	96	111	40
農業外収入(FCFA/AE)	15,568 (18,604)	15,930 (20,191)	11,783 (15,090)	21,990 (20,258)
家畜保有額(FCFA/AE)	39,262 (86,141)	71,500 (131,810)	28,322 (36,900)	7,927 (5,162)
農業生産額(FCFA/AE)	17,254 (9,786)	14,904 (6,959)	13,611 (5,452)	27,756 (12,339)
耕作面積(ha/AE)	1.219 (0.612)	1.579 (0.751)	0.952 (0.416)	1.108 (0.322)
公的食料援助額(FCFA/AE)	92 (35)	231 (39)	20 (8)	5 (4)
私的食料贈与受取額(FCFA/AE)	263 (135)	183 (65)	171 (75)	561 (242)

注. 平均値と標準偏差(かっこ内)を示した。単位のFCFA/AEは大人換算1人当たりの金額、ha/AEは大人換算1人当たりの面積(ヘクタール)。平均値を地帯間で比べると、すべて0.1%水準で有意に異なる。

わない場合0)がある。

家計の耕作地の特性を表す変数には、①家計の耕作地の平均的土壌の質(前の休耕から何年続けて耕作しているかをプロットごとに調べ、プロット面積で重みつけ平均した値で代理させてある)、②家計の耕作地が位置する場所(位置情報を丘の頂上=1、頂上の少し下=2、斜面の中腹=3、斜面と低地の間=4、低湿地=5に階数化し、階数をプロット面積で重みつけ平均にした。一般にこの数値が小さいほど、農業生産は早魃のリスクを受ける)、③住居と耕作地の距離(各プロットまでの距離をプロット面積で重みつけ平均した。単位はキロメートル)、④土壌タイプの多様性指標(シン普森指数。一般に、多様性が高いほど農業生産のリスクは低い)。

プール推計には定数項と農業気象地帯のダミー変数(サヘル地帯とスダン地帯)を加え、三つの農業気象地帯をプールして推計した。フィクスト・イフェクト推計では、プール推計で使った家計や耕作地の特性を表す変数の代わりに、家計ごとのダミー変数を加え、各農業気象地帯ごとに別々に推計した。なおフィクスト・イフェクト推計では家計の前年の農業生産を資産の変数として

使ったので、調査期間の初年度のデータは推計に用いることはできない。

注(1) 第3図に示したように、調査期間中の平均降水量は長期の平均降水量を下回る。この地帯の降水量データを用いて、降水量の変化が本稿で採用した早魃保険が定義する早魃の出現確率にどう影響するかを調べた(補遺A)。その結果は、短期(この例では10年間)の降水量分布は非常に変わりやすいので、保険会社は長期の降水量分布を用いるべきであることを示唆している。

(2) ϕ が式(30)~(32)で理論的に与えられているにもかかわらず、さらに ϕ の決定因子を回帰分析により求めることは、必ずしもモデルと整合的ではないが。ここではすでに計算により求めた ϕ_{it}^D 、 ϕ_{it}^L 、 ϕ_{it}^K を各家計に固有の属性とみなし、それを外生変数により説明することにする。

6. 結果と考察

(1) 生産関数

生産関数のパラメータの推計結果を第11表に示す。推計したパラメータを用いて、限界生産力の符号および降水量が限界生産力に及ぼす影響を、早魃確率15%と35%の2点について検討し、生産関数の推計が妥当であることを確認した。その結果は第12表にまとめた(方法は補遺Eを参照)(1)。式(29)に示したように、推計した生産関数には降水量と投入物の交差項が含まれているので、限界生産力は降水量水準に依存する。したがって、早魃確率を15%と仮定した時と35%と仮定した時で限界生産力に違いがある。早魃確率として15%と35%を選んだ理由は、次の(2)で示す ϕ の推計結果に基づく。

一般的に、もし $\frac{\partial^2 Y}{\partial Q \partial R} > 0$ ならば、投入物 Q はリスク増加的である(降水量の減少は Q の限界生産力を低下させる。あるいは降水量の限界生産力は Q の投入が多いほど大きい、とも言い換えられる)。同様に、もし $\frac{\partial^2 Y}{\partial Q \partial R} < 0$ ならば投入物 Q はリスク減少的である(降水量の減少は Q の限界生産力を上昇させる。あるいは降水量の限界生産力は Q の投入が多いほど小さい、とも言い換えられる)。リスク回避的な選好を持つ意思決定者の場合、リスク増加的な投入物の最

第11表 生産関数の推計結果（フィックスト・イフェクト法による）

変数(パラメータ)	サヘル地帯	スダン地帯	ギニア地帯
労働 (α_1)	4.09(3.64)**	0.82(1.89)*	1.27(2.69)**
労働*降水量 (α_2)	-9.15(3.41)**	-0.89(1.21)	-0.80(1.33)
資本 (β_1)	-0.18(0.30)	-0.17(1.02)	0.27(0.63)
資本*降水量 (β_2)	0.55(0.40)	0.39(1.52)	-0.70(1.17)
作物多様化 (η_1)	-0.49(1.13)	-4.95(2.15)**	-6.57(1.98)*
作物多様化*降水量 (η_2)	0.93(0.89)	9.10(2.34)**	8.81(1.86)*
総耕作面積 (μ_1)	0.88(1.36)	0.26(0.74)	0.79(2.62)**
総耕作面積*降水量 (μ_2)	-2.38(1.71)*	-0.86(1.29)	-1.19(2.86)**
降水量 (ω)	35.1(4.44)**	10.8(5.46)**	7.17(4.02)**
R 自乗	0.79	0.80	0.85
サンプル数	32 * 3	37 * 3	20 * 3

注. 従属変数は家計のヘクタール当たりの農業生産額である。労働投入と資本投入についてもそれぞれヘクタール当たりに換算してある。t 値の絶対数をかっこ内に示した。10%水準で有意な推計に*を、5%水準で有意なものには**をつけた。なお、家計ダミー（フィックスト・イフェクト）はすべて10%かそれよりよい有意水準で推計できた（表には示していない）。

適投入水準はリスク中立の場合の投入水準より少なく、リスク減少的な投入物はリスク中立の場合の投入水準より多くなることが知られている (Ramaswani [17])。

第12表に示した結果の解釈は以下の通りである。

労働

労働投入については、非早魃年と早魃年の両方で正の限界生産力が期待される。しかし、労働がリスク増加的か減少的かは、先験的には定まらない。

サヘル地帯では労働は非早魃年に負の限界生産力を持ちリスク減少的だが、早魃年には正の限界生産力を持ちリスク増加的であった。いずれの推計も有意である。限界生産力は降水量が447 mmを超えると計算上負となるが、平均降水量の480 mmではまだほぼゼロに近い値である（なお実際に観察された降水量はほとんどこの長期平均値を下回る。第9表を参照）。これらの符号は、降水量を知る前に決定した労働投入量は、非早魃年において最適に近いが早魃年では最適を下回ることを意味する。

スダン地帯とギニア地帯では、労働は正の限界生産力を持ちリスク増加的であった。これは、早魃年、非早魃年を問わず、単位面積当たりの労働投入を増

第12表 限界生産力の符号のまとめ

年のタイプ	サヘル地帯				スダン地帯				ギニア地帯				
	早魃		非早魃		早魃		非早魃		早魃		非早魃		
早魃確率 (%)	15	35	15	35	15	35	15	35	15	35	15	35	
期待降水量 (mm)	227	308	525	573	443	533	774	827	641	740	1,007	1,066	
労働	$\frac{\partial Y}{\partial L}$	***	***	-**	-**	***	***	***	***	***	***	***	***
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial L^2 \partial R}$	***	***	-**	-**	***	***	***	***	***	***	***	***
資本	$\frac{\partial Y}{\partial K}$	-	-	+	+	***	***	***	***	-	-	-	-
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial K \partial R}$	-	-	+	+	***	***	***	***	-	-	-	-
作物多様化	$\frac{\partial Y}{\partial D}$	-*	-*	-*	+	-*	-*	+	+	-**	-**	***	***
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial D \partial R}$	-*	-*	-*	+	-*	-*	+	+	-**	-**	***	***
土地	$\frac{\partial Y}{\partial A}$	-**	-**	***	***	-	-	-	-	-	-	-	-
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial A \partial R}$	-**	-**	***	***	-	-	-	-	-	-	-	-

注. 早魃確率は15%と35%を仮定した。符号は第11表に示したパラメータの推計に基づく。その方法は補遺Eに示した。推計した符号が10%水準で有意な場合に*を、5%水準で有意な場合に**をつけた。

やすほど単位面積当たりの収穫が増えるが、労働を多投入するほど早魃年のショックが大きいことを意味する。

資本（労働以外の可変投入物）

労働以外の可変投入物（ここでは便宜的に資本と呼ぶ）も早魃年、非早魃年とも正の限界生産力を持つはずである。しかしリスク増加の減少の先験的には決められない。推計はサヘル地帯とギニア地帯で有意ではなかった。おそらく、肥料の使用量が少なく効果がないか、種子の過剰使用が原因であろう。

サヘル地帯で符号の意味するところは、早魃の年には資本は負の限界生産力を持つが、リスク減少効果があり、非早魃年には正の限界生産力を持つがリスクを増加する、というものである。したがって、資本は早魃年に保険的な役割を果たしている。しかし推計は有意でないので、この解釈はあくまで符号の読み方であり、実態を反映しているかどうかは不明である。

スダン地帯での資本の役割は労働と同じである（労働を参照）。

ギニア地帯では降水量の水準にかかわらず、資本投入は生産を下げることによりリスクを減らしている。この性質はサヘル地帯の早魃年における資本投入と同じで、保険的な効果である。

作物の多様化

ポートフォリオ理論に基づく標準的な見方（例えば Newbery and Stiglitz [15]）によると、作物多様化は期待収益を下げることで引き替えに収益の変動を減らす役割がある。しかし3の(3)で説明したように、作物の多様化の影響は先験的には不定である。

三つのすべての地帯で推計は有意であり、作物の多様化の効果は類似していた。すなわち、早魃年には低生産と低リスクの組み合わせを、非早魃年には高生産と高リスクの組み合わせを実現している。つまり作物多様化は、早魃年には保険のように、非早魃年にはギャンブルのように働いていることを意味する。なおサヘル地帯では、非早魃年でも降水量があまり多くない場合には、作物の多様化は保険的な役割をしている。以上の結果は、作物多様化は二つのタイプの多様化を含んでいることを意味する。リスク減少型多様化（より安全な作物

の組み合わせを選択する)とリスク増加型多様化(例えば、自給用作物に加えて換金作物を植える)である。

土地

第12表の土地投入に対する符号は、総耕作面積の単位面積当たりの収穫に対する効果であり、その土地からの総生産に対するものではない。土地は固定投入物であると仮定しているため、結果はクロスセクショナルな比較として解釈すべきである。

サヘル地帯では推計は有意であり、土地は資本や作物多様化と同様な性質を持つことがわかった。つまり、早魃年に保険的機能があるということである。これは、おそらく耕作面積が拡大すれば、早魃時に作物が生き残る確率が高くなるためであろう。

スダン地帯とギニア地帯については、推計は有意ではなかった。しかし負の符号は、土地が降水量にかかわらず保険的機能をしていることを意味している。

(2) 早魃保険の需要の計測

早魃保険の需要(ϕ)は式(30)、(31)、(32)に示したように、早魃年と非早魃年の限界生産性の期待値の関数である。すなわち、リスクを避けようとする家計の投入決定が直接的に早魃保険の需要を決めるのである。限界生産力の期待値は、年間降水量の確率分布や早魃年の出現確率(境界降水量により決まる)に依存するので、 ϕ はそれらの値にも依存する。本稿では早魃確率を10%から40%まで変えてみて、与えられた早魃確率(q)に応じて ϕ がいかに変化するかを見た(第13表)。

地帯レベルの平均的な早魃需要(ϕ)と与えられた早魃確率(q)の関係は次のように解釈できる。家計の集団を考えると、極端に低い q の場合を除いて、 q が小さいほど多くの家計が有効需要を持ち、逆に q がある点よりも大きくなると早魃保険を需要する家計はなくなり、家計集団の平均 ϕ はゼロに近づく。なぜならば、小さい q ははげしい早魃を意味し、大きな q は緩やかな早魃を意味するからである。しかしこの ϕ は地帯レベルの平均であるから、 ϕ がゼロでも保険を

第13表 地帯レベル ϕ と早魃確率

早魃確率(q)	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%
$\frac{q}{1-q}$	0.111	0.176	0.250	0.333	0.429	0.538	0.66
サヘル ϕ	2.47 (6.28)	112** (17.3)	104** (21.3)	49.1** (18.9)	-12.5 (15.8)	-0.50 (9.37)	-16.8* (9.38)
スダン ϕ	8.07** (0.48)	14.5** (0.75)	20.2** (1.06)	19.9** (1.16)	4.89** (0.72)	4.11** (0.66)	2.95** (0.62)
ギニア ϕ	0.38** (0.017)	0.44** (0.015)	0.51** (0.014)	0.58** (0.015)	0.66** (0.015)	0.73** (0.016)	0.80** (0.018)

注. 条件式(25)によると, ϕ が $\frac{q}{1-q}$ より大きい時,有効需要が存在する.かっこ内は標準誤差.
10%有意水準の推計に*を, 1%有意水準の推計に**をつけた.

需要する家計が全くないというわけではない。

サヘル地帯では早魃確率が15%から25%の間で有効需要が見られた。それ以外の確率では需要はない。早魃確率25%で ϕ は低下し始め,30%かそれ以上になると需要はゼロになる。つまり,ほとんどの家計はこの早魃確率においてすでに保険されていることを意味する⁽²⁾。これは,サヘル地帯の大半の家計がときどき起こる早魃に対して有効に自己保険をしているという Reardon *et al.* [19] の報告と一致する。

一方,スダン地帯とギニア地帯ではすべての早魃確率で有効需要が存在した。スダン地帯のパターンはサヘル地帯のそれと似ており,早魃確率15%から25%に需要のピークがあり,30%で下落し始める(しかしサヘル地帯と違って40%までは正を保つ)。ギニア地帯では ϕ は早魃確率の上昇とともに増大するが,保険の需要の有効度(ϕ と $\frac{1-q}{q}$ の差)は早魃確率の上昇とともに減じる(期待通りである)。ギニア地帯の ϕ のパターンは,同地帯が他地帯と比べて,降水量が変動しても期待資産の変動の幅が小さい,または家計の危険回避度が低いことを意味している。

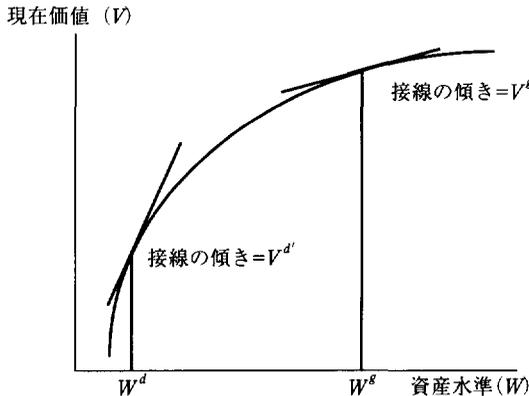
三つの地帯を比較すると,サヘル地帯で需要は最も強く,ギニア地帯でもっとも弱かった。スダン地帯はその中間である。さらに ϕ の分布パターンから推定

されることは、保険需要を決定する家計の資産保有やその他の特性、換言すれば自己保険能力に関して、サヘル地帯はもともと均質であり、ギニア地帯はもともと多様性が高いことである。この点に関して、スダン地帯は両者の中間である。こうした3地帯の保険需要のパターンは、それらの地帯の農業生産の危険度と一致している。

(3) 早魃保険需要の決定因子

地帯レベルで有効需要が存在すること（つまり地帯レベルの ϕ が $\frac{q}{1-q}$ を上回ること）はその地帯のすべての家計が有効需要をもつ事を必ずしも意味しない。逆に、地帯レベルでの需要がない場合に、その地帯内に早魃保険を必要とする家計が存在することを隠してしまう。そこで早魃需要の決定因子の分析により、どのような家計が早魃保険を需要しているかを明らかにする必要がある。

個々の家計の ϕ_{it} の変化は、式(24)で与えられた定義、つまり $\phi_{it} = \frac{V^{d'}}{V^{g'}}$ に基づき解釈できる。ここで $V^{d'}$ と $V^{g'}$ はそれぞれ、式(6)の動学的最適化問題により与えられた限界現在価値である。第6図から直観的にわかるように、早魃確



第6図 ϕ の解釈

注. ϕ の定義は $\phi_{it} = \frac{V^{d'}}{V^{g'}}$ である。非早魃年の期待資産 (W^g) と早魃年の期待資産 (W^d) は農業生産の投入水準と早魃の定義 (境界降水量で与えられる) に依存する。 ϕ を決める二つの限界現在価値は早魃と非早魃それぞれの期待資産額と現在価値関数のカーブ、すなわち危険回避度により決定される。

率 (q) は、この二つの接線の傾きの組み合わせを変えるので、その結果 ϕ_{it} の値が変化するのである。早魃確率が高いほど非早魃年と早魃年の期待資産の差が小さくなるので、 $\frac{V^d}{V^g}$ が小さくなり、その結果、 ϕ も小さいという関係がある。したがって、もし V^d が V^g と比べて十分大きければ、その家計は早魃保険を需要するであろうが、もし両者の値が近ければ早魃保険を需要しない。しかし、式(2)に示したように、これらの資産には農業生産だけでなく、早魃の事後に農業生産の落ち込みに対処する活動を含んでいる。つまり、早魃ショックに対して事前と事後に対処する家計の能力が ϕ_{it} の大きさを決めていているわけである。さらに家計のリスク選好が効用関数の傾きの変化に影響する⁽³⁾。つまり、リスク回避度の強い家計は大きな ϕ を持つ。以上より、資産変数と ϕ の関係は以下のようにまとめられる。

①資産は一般に家計のリスク回避度を下げる。したがって、資産は（早魃による被害の期待値をコントロールした条件で） ϕ を小さくする効果がある。しかし、家計のリスク選好を一定と仮定すると、この効果は家計の特性変数または家計のフィクスト・イフェクトにより捕捉される。

②一部の資産、例えば耕作地は、早魃の事後的な対処には役立たない。もし、このような資産が所得に対する早魃ショックを増大させるなら、資産は早魃保険需要を高めるであろう。しかし、もしショックを緩和する働きがあるなら、保険需要にたいして負の影響がある。後者の例には、資産が所得源の多様化を可能にする場合が含まれる。よって、符号は資産のタイプによる。

③早魃の事後に資産を取り崩し、早魃の消費変動への影響を抑えることができる。それを可能とするような資産は ϕ を下げる効果がある。なぜなら、資産を早魃ショックの緩衝材として使えるので、そのような資産を持つ家計は大きな早魃ショックを受けるとは予測していないからである。しかし、そのような資産が大きな ϕ を与える場合もあろう。それには二つの場合が考えられる。資産のある家計がリスクの高い意思決定をする場合と、資産があっても資産の所得変動を抑制する効果が十分でない場合である。したがって、資産の ϕ への効果は資産のタイプによる。直観的には、予備的保有の意図で蓄えられた資産は保険需

要に負の効果があり、一時的に蓄えられた資産には正の効果があるであろうと予測できる。

以上まとめると、資産には二つの相反する効果があると予想される。したがって、資産変数についての仮説は先験的には不定である。

家計の特性についても同様である。農業生産部門内や家計全体について、収入源の多様化の能力を高めるような特性は ϕ を引き下げるであろう。また、家計をよりリスク回避的にする特質は ϕ に正の影響があるであろう。

第14表は、早魃確率を15%と仮定して求めた ϕ を、プール推計により資産変数その他で説明したものである。前に説明したように、早魃確率15%ではほとんどの家計が早魃保険への需要をもつ。

地帯ダミーと定数項は、三つの地帯間の ϕ の大きさの違いを説明している。 ϕ が地帯レベルの早魃リスクに相関していることがわかる。家計の初期資産については、1人当たりの耕作面積を除いて、早魃保険需要に負の効果を持つ。しかし作物の初期保有高は統計的に有意ではない。資産変数が一般に負の効果を持つことは、家計間を比較した場合に、それらの資産が収入の変動を抑える効果があることを意味している。一方、耕作面積が有意に正であるのは、農業生産への依存が強い家計ほど大きな早魃ショックを受けるためである。

公的食料援助と私的な食料贈与は、いずれも有意に早魃保険の需要を低減させている。家計間で比較すると、それらの所得移転が効果的に収入の変動を抑えていることを意味する。

第15表は、各地帯ごとのフィックス・イフェクト推計の結果である。サヘル地帯では、初期の穀物資産の効果は有意に負であるが、ギニア地帯とスダン地帯では有意に正であった。このような正反対の効果が、第14表に示したようにプール推計での有意でない結果の原因になっていると思われる。符号が負であるのは収入の変動を抑制する効果であろう。一方、正の場合は、ある家計について、農作物の在庫の多い時によりリスクの高い選択をする傾向があることを意味する。これは、ギニア地帯で、農作物が主要な現金収入源であることに一致している。

耕作面積については、サヘル地帯とギニア地帯で、フィクスト・イフェクト推計の結果はプール推計の場合と同じであった。しかし、スダン地帯では有意に負の効果が見られる。負の効果の意味は、広い面積を耕すほど家計の早魃ショックが小さいということである。限定された肥沃な土地に加えて余分に耕作された土地が早魃ショックを緩和して農業生産を安定させる役割をしている。この結果は、スダン地帯では他の地帯とは異なり、耕作地がリスク低減効果を持つことを意味している。

第14表 早魃保険需要の決定因子（全サンプル）

説明変数	推計した係数
初期資産	
農業外収入 (FCFA/AE)	-0.65(1.70)*
家畜保有額 (FCFA/AE)	-0.33(1.89)*
農産物初期在庫 (FCFA/AE)	-0.39(0.67)
耕作面積 (ha/AE)	49.6(3.17)**
公的食料援助 (FCFA/AE)	-252(1.73)*
私的食料贈与 (FCFA/AE)	-31.9(2.21)**
家計の特性	
大人換算家計サイズ (AE)	-5.80(1.84)*
家長の年齢	1.76(3.20)**
家長の妻の数	2.22(0.23)
15歳以下の子供の割合	9.29(0.17)
家長が複合世帯の長を兼ねるか	2.73(0.16)
家計内の婚姻関係は一つか	-10.7(0.51)
家畜を耕起に使うか	-2.23(0.15)
耕作地の特性	
最後の休耕から何年たつか	0.13(0.18)
土壌のタイプの多様性	112(3.19)**
耕作地の立地条件	-7.45(0.63)
住居からの距離 (km)	-3.75(0.45)
地帯ダミー	
定数項	-131(2.42)**
サヘル地帯	122(4.33)**
スダン地帯	44.2(1.83)*
サンプル数	178

注. 全サンプルをプールした。かつこ内はt値の絶対値。10%有意水準の推計に*を、5%有意水準の推計に**をつけた。

第 15 表 保険需要の決定因子 (サブサンプル)

説明変数	地帯による分割			家畜保有による階層化		
	サヘル地帯	スダン地帯	ギニア地帯	下位	中位	上位
農業外収入(FCFA/AE)	-0.23(0.40)	0.02(0.50)	-0.001(3.88)**	0.44(3.33)**	-0.32(2.43)**	-0.33(0.59)
家畜保有額(FCFA/AE)	0.05(1.54)	-0.78(1.34)	-0.004(1.25)	-3.27(7.64)**	-0.19(1.23)	-0.006(0.23)
農産物初期在庫(FCFA/AE)	-2.38(3.73)**	0.11(3.57)**	0.003(3.76)**	0.47(9.90)**	0.09(0.79)	-1.20(1.84)*
耕作面積(ha/AE)	39.3(2.16)**	-7.78(2.65)**	0.239(6.21)**	-0.43(0.12)	9.22(2.28)**	39.9(2.17)**
公的食料援助(FCFA/AE)	-186(4.40)**	-103(2.21)**	0.67(2.59)**	-222(4.72)**	21.4(0.91)	NA
私的食料贈与(FCFA/AE)	16.8(3.38)**	2.04(1.43)	0.013(0.59)	11.3(4.87)**	2.34(2.08)*	-14.6(2.28)**
φの推計値	112(6.47)**	14.5(19.3)**	0.44(29.3)**	-3.39(0.70)	5.26(2.69)**	24.8(4.15)**
サンプル数	64	74	40	44	90	44

注. フィックスト・イフェクト推計を個々のサブサンプルについて用いた。資産変数の結果だけ示してある。かつこ内はt値の絶対値。10%有意水準の推計に*を, 5%有意水準の推計に**をつけた。

サヘル地帯とスダン地帯において、公的食料援助の効果は、プール推計と同じく有意に負であった。しかし、ギニア地帯では、早魃保険需要を有意に上昇させる。また、プール推計の結果と異なり、家計間の私的食料贈与は、サヘル地帯で有意に正の効果が見られる（その他の地帯でも符号は正だが、有意ではない）。ギニア地帯における援助や贈与の正の効果は、それらを多く受け取った家計は、リスクの高い選択をする傾向があること、またはそれらには収入の変動を抑える効果がないことを意味している。

以上の3地帯において、農業外収入と家畜は重要な収入源であるが、分析結果は、ギニア地帯の農業外収入を除いて、早魃保険の需要に有意な影響は示さない。これはおそらく、二つの正反対の効果が打ち消し合っているためであろう。

次に、資産変数の効果を明らかにするため、資産水準に基づいて外生的に家計サンプルを階層化した⁽⁴⁾。全家計サンプルを家畜保有により三つに分割する。下位25%、上位25%、その中間である。早魃保険需要の平均は、下位グループではゼロと有意の差がなく最も低く、上位グループでは最大である（第15表）。つまり、家畜保有の下位グループには早魃保険の需要がなく、中位と上位グループに有効な需要がある。 ϕ の大きさの差は、 ϕ が最も大きいサヘル地帯では一人当たりの家畜保有も最大であることを部分的には反映しているかもしれないが、上位グループのたった半数がサヘル地帯に属するにすぎない。

第15表にそれぞれのグループについて保険需要の決定因子を分析した結果を示す。家畜保有の少ないグループでは、家畜保有が保険需要に有意に負の効果を持つ。つまり、このグループでは家畜保有が有効に収入の変動を抑えていることを意味する。しかし、このグループの家計は、農業外収入の多い場合や農業生産の多い場合に大きな早魃ショックを受ける傾向がある。それらの資産が家計にリスクの大きい行動をとることを可能とするからである。中間グループでは、家畜は負の効果を持つが有意ではない。農業外収入は有意に負の効果があり、この家計グループでは農業外収入が自己保険として有効に使われていることを示唆している。家畜保有の上位グループでは、農業外収入も家畜保有

も有意な影響がない。このグループでは平均的には最も高い保険需要を示しており、資産の影響が有意でないことは、家計がすでに十分な自己保険をしていることは意味しない。そうでなくて、この結果の意味するところは、①大きなリスクに直面している家計ほど多くの家畜を保有している、②1人当たりの家畜保有と農業外収入が保険需要に影響を与えないということは、このグループに属する家計がよりよい保険を必要としている、の2点である。おそらく、彼らの家畜保有量は、同じ水準の自己保険を与えることのできる最小の家畜保有量を上回っているであろう。したがって、フォーマルな旱魃保険が家畜保有の一部を代替しても、少なくとも家計の厚生水準は変わらないし、あるいは改善することさえも可能であると思われる。

注(1) 第12表の符号は、次のように定める。サヘル地帯の $\frac{\partial Y}{\partial L}$ の符号を旱魃年、旱魃確率15%で調べる場合を例とする。まず補遺Bを見ると、旱魃確率を15%と仮定したとき、旱魃時の期待降水量が227mmであることがわかる。次に、表E1で227mmをカバーする列をみるとサヘル地帯の $\frac{\partial Y}{\partial L}$ の符号は正であると判明する。

(2) 旱魃確率40%の時に有意に負の値となるが、第6図に即して考えると理論的には負の値はあり得ない。他の有意の推計と比べて有意水準が低いので、ゼロと解釈することが許されるであろう。

(3) 効用関数の形を特定すると家計のリスク選好（と資産との関係）を事前に仮定する必要が出てくる。本稿のモデルの特長は、効用関数の形を特定する必要がない点にあり、したがって家計のリスク選好に関してモデル自体にはいかなる仮定も置いていない。

(4) 家計サンプルを資産の変数により事前に分割することは、しばしば行われている。例として、流動性の制約（Bernanke〔3〕、Hayashi〔8〕、Zeldes〔26〕）、時間選好（Lawrence〔11〕）、など。内生の資産変数によるサンプルの分割はセレクション・バイアスを生じる可能性があるが、Hayashiはトービットを用いてバイアスを除いている。Zeldesもバイアスを問題とするが、ロジットによる予測資産に基づいてサンプルを分割したがよい結果が得られなかったとし、実際の資産によりサンプルを分割している。HayashiとZeldesは時間とともに変化する変数を使って、一過的な貧困状態が流動性の制約に及ぼす影響を見たものである。一方、BernankeとLawrenceはそのようなバイアスを考慮していない。Lawrenceは全サンプルを平均労働収入に基づいて七つに階層化している。本稿では、恒久的な貧困家計（比較の上ではあるが）を想定

して、全サンプルを平均家畜保有額で分割しており、Lawrenceの場合と同様に、バイアスはあまり問題ではないと考えられる。

7. 結 論

以上論証したように、すべての地帯で仮想的なフォーマル早魃保険に対して有効な需要が存在する。つまり、様々なインフォーマルなリスク管理制度がサヘルには存在するが、それらは十分ではないことが明らかとなった。このこと自体は、驚くべきことではないかも知れない。なぜなら、サヘルでは1980年代の初頭に破壊的な早魃ショックを経験したから。しかし早魃リスクは農業気象地帯ごとに異なるので、需要の大きさも地帯ごとに異なる。それも予期された通りである。にもかかわらず、早魃は広い地域で同時に発生することから、従来より早魃保険の実現可能性には疑問が持たれていた。しかし本稿の決定因子の分析により、早魃保険の需要は、各家計の早魃の事前と事後それぞれのリスク対処手段に大きく依存し、同じ地帯内でも早魃保険需要に関して大いに多様性があることがわかった。しかも、第9表に示したように、降水量の変動は村ごとにかなりばらつきがあり、第4図に示したように農業生産への被害は必ずしも地帯を超えて同時に起こるわけではない。したがって、同時発生の問題を避けられるので、この早魃保険は実現可能であると結論できる。

フォーマルな早魃保険需要に及ぼす初期資産の影響についての分析の結果は、資産のある家計、有効な自己保険のある家計ほど、フォーマルな早魃保険を必要しないという仮説を概ね支持している。しかし、初期資産の効果が正である場合もあった。この場合は、資産は家計がリスクの高い選択をすることを助け、結果として保険需要を上昇させていると考えられる。

1980年代の初頭にサヘル地帯とスダン地帯では大量の公的食料援助が配給されたが、それらの地帯で食料援助が早魃保険の需要を有意に低下させることが判明した。このことは、食料援助が収入の変動を効果的に抑えるものの、モラル・ハザードや逆選抜の問題を引き起こす可能性あることを示唆する。つま

り、自己保険的行動を低下させたり、たとえフォーマルな旱魃保険が利用可能でも購入しない、という問題である。

農業外収入と家畜保有がフォーマルな旱魃保険の需要に対して有意に負の効果を持つことは、自己保険が十分な家計ほど旱魃ショックが小さく、旱魃保険の需要も弱いという仮説を支持している。このことは、全サンプルについてだけでなく、家畜保有中位グループの農業外収入と下位グループの家畜保有についてもあてはまる。しかし、家畜保有上位グループについては、農業外収入も家畜保有も保険需要に有意な影響がなかった。このグループは平均して最も強い保険需要を示しているので、農業外収入や家畜保有の自己保険的機能にもかかわらず、それらによる自己保険が十分でないことがわかる。したがって家畜保有量の多い家計については、同じ水準の自己保険を与えることのできる家畜数以上の家畜を保有していると考えられ、家計の厚生水準を変えることなくフォーマルな旱魃保険が家畜の一部を代替することが可能である。この発見は、33%もの過剰な家畜が放牧されているこの地域の草地資源の保全上、重要な意味をもつであろう。つまり、フォーマルな旱魃保険を普及させることにより、家畜保有量が減少し、草地資源の持続的な利用が実現する可能性がある。

〔引用文献〕

- [1] Antle, John M., "Econometric Estimation of Producer's Risk Attitudes," *American Journal of Agricultural Economics*, 69(3): 509-522, 1987.
- [2] Antle, John M., "Nonstructural Risk Attitude Estimation," *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3): 774-784, 1989.
- [3] Bernanke, Ben S., "Permanent Income, Liquidity, and Expenditure on Automobiles: Evidence from Panel Data," *The Quarterly Journal of Economics*, 99: 587-614, August, 1984.
- [4] Binswanger, Hans, "Risk Aversion, Collateral Requirements, and the Markets for Credit and Insurance in Rural Areas," In: P. Hazell, C. Pomareda, and A. Valdes, eds., *Crop Insurance for Agricultural Development*, Baltimore:

Johns Hopkins University Press, 1986.

- [5] Chole, Echutu ed., *Food Crisis in Africa*, New Delhi, India: Vikas Publishing House, 1990.
- [6] Christensen, Garry Neil, "Determinants of Private Investment in Rural Burkina Faso," Ph. D. Dissertation, Cornell University, 1989.
- [7] Gautam, Madhur, Peter Hazell, and Harold Alderman, "Management of Drought Risks in Rural Areas," Policy Research Working Paper 1383, The World Bank, 1994.
- [8] Hayashi, Fumio, "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-sectional Analysis," *The Quarterly Journal of Economics*, 100: 183-206, February, 1985.
- [9] Hazell, Peter, "The Appropriate Role of Agricultural Insurance in Developing Countries," *Journal of International Development*, 4 (6): 567-582, 1992.
- [10] Houerou, Henry Noel Le, *The Grazing Land Ecosystems of the African Sahel*, Berlin, Germany: Springer-Verlag, 1989.
- [11] Lawrence, Emily C., "Poverty and the Rate of Time Preference: Evidence from Panel Data," *Journal of Political Economy*, 99(1): 54-77, 1991.
- [12] Maddala, G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, New York: NY, 1983.
- [13] Matlon, Peter, "Farmer Risk Management Strategies: The Case of West-African Semi-Arid Tropics," In *The World Bank's Tenth Agriculture Sector Symposium in Washington D.C.*, The World Bank, 1990.
- [14] Moscardi, Edgardo and Alain de Janvry, "Attitudes toward Risk among Peasants: An Econometric Approach," *American Journal of Agricultural Economics*, 59(4): 710-716, 1977.
- [15] Newbery, David M.G. and Joseph E. Stiglitz, *The Theory of Commodity Price Stabilization*, Oxford, UK: Oxford University Press, 1981.
- [16] Norman, D. W., "Economic Analysis of Agricultural Production and Labour Utilization among the Hausa in the North of Nigeria," Dept. of Agricultural

Economics, Michigan State University, African Rural Employment Paper, No. 4, January, 1973.

- [17] Ramaswani, Bharat, "Supply Response to Agricultural Insurance: Risk Reduction and Moral Hazard Effects," *American Journal of Agricultural Economics*, 75(4): 914-925, 1993.
- [18] Rau, Bill, *From Feast to Famine*, London, UK: Zed Books, 1991.
- [19] Reardon, Thomas, Christopher Delgado, and Peter Matlon, "Determinants and Effects of Income Diversification amongst Farm Households in Burkina Faso," *Journal of Development Studies*, 28: 264-277, 1992.
- [20] Sakurai, Takeshi, "Equity and Sustainable Management of Common-Pool Resources: The Case of Grazing Land in the West Africa Semi-Arid Tropics," Staff Paper 95-36, Department of Agricultural Economics, Michigan State University, 1995.
- [21] Sakurai, Takeshi, "Precautionary Livestock Holdings: Evidence from the West Africa Semi-Arid Tropics," Manuscript, National Research Institute of Agricultural Economics, 1997.
- [22] Sakurai, Takeshi, Madhur Gautam, Thomas Reardon, Peter Hazell, and Harold Alderman, "Potential Demand for Drought Insurance in the Sahel," Department of Agricultural Economics, Michigan State University, Staff Paper, No. 94-67, 1994.
- [23] Sivakumar, M.V.K. and Faustin Gnoumou, "Agroclimatology of West Africa: Burkina Faso," International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics, Information Bulletin, No. 23, 1987.
- [24] Udry, Christopher, "Risk and Saving in Northern Nigeria," Manuscript, Department of Economics, Northwestern University, 1993.
- [25] Udry, Christopher, "Risk and Insurance in a Rural Credit Market: An Empirical Investigation in Northern Nigeria," *Review of Economic Studies*, 61: 495-526, 1994.
- [26] Zeldes, Stephen P., "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical

Investigation," *Journal of Political Economy*, 97(2): 305-346, 1989.

- [27] White, Halbert. "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, 48: 721-746, 1980.

〔付 記〕

本稿は、著者が米国ミシガン州立大学に提出した博士論文「Essays on Uncertainty and Sustainability in the Semi-Arid Tropics」の第5章に基づき、大幅に加筆、修正したものである。この研究は、世界銀行の研究プロジェクト「Management of Drought Risks in Rural Areas」、および米国開発援助庁の研究プロジェクト「Food Security II, Michigan State University」から部分的なサポートを受けた。指導教授であったミシガン州立大学 Thomas Reardon 氏には、貴重なコメントの数々に大いに感謝している。また、国際熱帯半乾燥地域作物研究所(ICRISAT)の調査村を1997年に再調査をするにあたっては、農林水産省国際農林水産業研究センターの支援を受け、さらに加筆、修正については科学技術庁の重点基礎研究「市場指向型政策に伴う農業生産構造の変化に関する国際比較研究」からも支援をうけた。ブルキナ・ファソ農村調査データを提供してくれたICRISATとPeter Matlon氏、サヘルの降水量データを提供してくれたJohn H. Sanders氏、ICRISAT調査村の再調査に協力してくれたKimsey Savadogo氏にもお礼を述べたい。有益なコメントを、Harold Alderman氏、Jock Anderson氏、Madhur Gautum氏、Peter Hazell氏、Robert Myers氏、John Strauss氏、岩本康志氏、白石和良氏、伊藤順一氏、吉井邦恒氏、未定稿を発表した数々の学会や研究会の参加者からもいただいた。記して感謝したい。

補遺 A

平均降水量の変動と早魃確率

表 A1 Segou (スダン地帯, マリ) の早魃頻度

早魃確率	長 期				短期 (1980 年代)				
	10%	20%	30%	40%	10%	20%	30%	40%	
境界降水量	505	564	607	644	384	439	479	512	
年代	平均降水量								
1940	630	0.1	0.2	0.3	0.6	0	0	0.1	0.1
1950	801	0	0	0	0	0	0	0	0
1960	730	0	0.1	0.1	0.1	0	0	0	0
1970	638	0.1	0.3	0.3	0.4	0	0	0	0.2
1980	544	0.3	0.8	0.9	0.9	0	0.2	0.3	0.4
総頻度	0.1	0.28	0.3	0.38	0	0.04	0.08	0.14	

注. 長期統計 (64 年間) の平均降水量は 678 mm, 標準偏差は 135 mm, 短期統計 (1980 年代の 10 年間) の平均降水量は 544 mm, 標準偏差は 125 mm である。表の数値は、上に示した境界降水量により早魃を定義した時、各年代ごとに早魃が出現する頻度 (早魃回数/10) である。

平均降水量は 1950 年～1960 年代に比較的高く、1980 年代では最低である。たとえ長期統計を使って、早魃確率を 40% に設定しても、1950 年代と 1960 年代を通した 20 年間に 1 回しか早魃が出現しない。早魃を同様に定義すると 1980 年代には 10 年間のうち 9 年が早魃年である。しかし、長期的には実際の早魃頻度と早魃の確率は非常に近くなる。もし 1980 年代のデータに基づき早魃を定めると、もちろん 1980 年代にはよい予測を与えるが、その他の年代には使えない。

表 A2 Koutiala (ギニア地帯, マリ) の早魃頻度

早魃確率	長 期				短期 (1980 年代)				
	10%	20%	30%	40%	10%	20%	30%	40%	
境界降水量	724	802	859	907	610	676	723	763	
年代	平均降水量								
1930	921	0.1	0.3	0.4	0.5	0	0	0.1	0.2
1940*	1053	0	0.11	0.11	0.11	0	0	0	0
1950	1099	0	0	0	0	0	0	0	
1960	1018	0.1	0.1	0.1	0.2	0	0	0	0
1970	864	0.1	0.2	0.6	0.7	0	0.1	0.1	0.2
1980	801	0.3	0.4	0.7	0.9	0.1	0.2	0.3	0.4
総頻度	0.10	0.19	0.32	0.42	0.02	0.05	0.08	0.15	

注. *は 1940 年代にデータのない年が 1 年あることを意味する。

長期統計 (70 年間) の平均降水量は 952 mm, 標準偏差は 178 mm, 短期統計 (1980 年代の 10 年間) の平均降水量は 801 mm, 標準偏差は 149 mm である。表の数値は、上に示した境界降水量により早魃を定義した時、各年代ごとに早魃が出現する頻度 (早魃回数/10) である。

平均降水量は 1940 年代と 1950 年代、1960 年代に高い。表は長期統計が 1980 年代の短期統計よりも望ましいことを示している (表 A1 の注で論じた通り)。

補遺 B

表 B1 期待降水量

(単位: mm)

早魃確率(q)	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%
Z スコア	-1.645	-1.282	-1.036	-0.842	-0.675	-0.385	-0.253
サヘル地帯 (平均 480 標準偏差 163)							
境界降水量	271	311	343	370	395	417	439
R_z^g	512	525	537	549	561	573	585
R_z^d	194	227	252	273	291	308	323
スダン地帯 (平均 724 標準偏差 181)							
境界降水量	492	536	572	602	629	654	678
R_z^g	759	774	787	801	814	827	841
R_z^d	407	443	471	494	514	533	549
ギニア地帯 (平均 952 標準偏差 200)							
境界降水量	696	745	784	817	847	875	901
R_z^g	991	1007	1022	1037	1051	1066	1081
R_z^d	601	641	672	698	720	740	759

注. R_z^g (非早魃年の期待降水量) と R_z^d (早魃年の期待降水量) は早魃確率を q として計算した。標準正規分布を仮定すると、 Z^g (非早魃年の期待 Z スコア) は次の式により得られる。

$$Z^g = \int_B^{\infty} x f(x) |x > B| dx = \int_B^{\infty} x \frac{f(x)}{1 - \Phi(B)} dx$$

ここで、 $f(x)$ は標準正規分布の確率密度関数、 $\Phi(x)$ は標準正規分布の累積分布関数、 B は切断点である。 Z^d (早魃年の期待 Z スコア) も同様にして計算する。こうして得られた二つの Z スコアを使い、降水量の分布を正規分布と仮定して、 R_z^g と R_z^d が求められるのである。

補遺 C

式(30), (31), (32)の導出

式(29)で与えられた生産関数を使い、式(30)~(32)は以下のように特定化できる。

$$\int_{R^*}^{\infty} Y_{it} f_z^g(R) dR = \exp(\alpha_1 \ln L_{it}^f + \beta_1 \ln K_{it} + \eta_1 \ln D_{it} + \mu_1 \ln A_{it} + h_i HH_i) \cdot \int_{R^*}^{\infty} \exp[(\alpha_2 \ln L_{it}^f + \beta_2 \ln K_{it} + \eta_2 \ln D_{it} + \mu_2 \ln A_{it} + \omega) R] f_z^g(R) dR \quad (C1)$$

$$\int_{-\infty}^{R^*} Y_{it} f_z^d(R) dR = \exp(\alpha_1 \ln L_{it}^f + \beta_1 \ln K_{it} + \eta_1 \ln D_{it} + \mu_1 \ln A_{it} + h_i HH_i) \cdot \int_{-\infty}^{R^*} \exp[(\alpha_2 \ln L_{it}^f + \beta_2 \ln K_{it} + \eta_2 \ln D_{it} + \mu_2 \ln A_{it} + \omega) R] f_z^d(R) dR \quad (C2)$$

ここで、 $f_z^g(R)$ と $f_z^d(R)$ は各地帯の降水量の確率密度関数である。これらは切断された正規

分布であり、次のように与えられる。

$$f_z^g(R) = \frac{\exp\left[-\frac{(R-m_z)^2}{2\sigma_z^2}\right]}{(1-\Phi(R_z^*))\sigma_z\sqrt{2\pi}} = \frac{\exp\left[-\frac{(R-m_z)^2}{2\sigma_z^2}\right]}{q\sigma_z\sqrt{2\pi}} \quad (C3)$$

$$f_z^d(R) = \frac{\exp\left[-\frac{(R-m_z)^2}{2\sigma_z^2}\right]}{\Phi(R_z^*)\sigma_z\sqrt{2\pi}} = \frac{\exp\left[-\frac{(R-m_z)^2}{2\sigma_z^2}\right]}{(1-q)\sigma_z\sqrt{2\pi}} \quad (C4)$$

ここで m_z と σ_z は表 B 1 に示した各地帯の降水量の長期平均と分散であり、 $\Phi(R_z^*)$ は正規分布の累積分布関数である。

補遺 D

公的食料援助と私的食料贈与の期待値の導出

公的食料援助の期待値は、以下の方法により求めた。まず、 y_{it} を家計 i の年 t における食料援助受け取り額とする。Maddala [12] に従い、 y_{it} の期待値は次の式で与えられる。

$$\begin{aligned} E(y_{it}) &= \text{Prob}(y_{it} > 0) * E(y_{it} | y_{it} > 0) + \text{Prob}(y_{it} = 0) * E(y_{it} | y_{it} = 0) \\ &= \Phi_{it}(\beta' X_{it} + \sigma \frac{\phi_{it}}{\Phi_{it}}) + 0 \\ &= \beta'(\Phi_{it} X_{it}) + \sigma \phi_{it} \end{aligned} \quad (D1)$$

ここで ϕ_{it} と Φ_{it} はそれぞれ $\frac{\beta' X_{it}}{\sigma}$ で評価した標準正規分布の確率密度関数と累積分布関数である。 $E(y_{it})$ を求めるには、まず ϕ_{it} と Φ_{it} をプロビットを用いて推計する。プロビットモデルでは、もし $y_{it} > 0$ なら食料援助ダミーは 1、もし $y_{it} = 0$ ならダミーはゼロである。プロビットの結果は表 D 1 に示した。次に β と σ を $E(y_{it} | y_{it} > 0) = \beta' X_{it} + \sigma \frac{\phi_{it}}{\Phi_{it}}$ により与えられるトービットにより推計した (結果は表 D 1)。最後に、推計した ϕ_{it} 、 Φ_{it} 、 β 、 σ を使って、 $E(y_{it})$ を計算した。私的な食料贈与についても同じ方法で期待値を求めた。プロビットとトービットの結果は表 D 2 に示した。この推計では、収穫年で 1982/83 年から 1984/85 年のデータを使用した。

表 D1 公的食料援助受け取りの決定因子

説明変数	プロビット	トービット
初期資産		
農業外収入 (FCFA/AE)	-0.007(1.24)	-0.006(1.35)
家畜保有額 (FCFA/AE)	-0.004(1.95)*	-0.002(1.88)*
農産物初期在庫 (FCFA/AE)	-0.009(1.05)	0.004(0.70)
耕作面積 (ha/AE)	0.219(0.81)	0.118(0.76)
家計の総耕作面積 (ha)	0.058(1.62)	0.024(1.26)
家計の特性		
大人換算家計サイズ (AE)	-0.079(1.42)	-0.047(1.28)
家長の年齢	0.006(0.82)	0.006(1.09)
家長の妻の数	-0.108(0.77)	-0.026(0.27)
15歳以下の子供の割合	0.633(0.84)	0.233(0.46)
家長が複合世帯の長を兼ねるか	-0.231(0.97)	-0.068(0.41)
家計内の婚姻関係は一つか	-0.039(0.13)	-0.039(0.20)
家畜を耕耘に使うか	0.153(0.61)	0.017(0.09)
耕作地の特性		
最後の休耕から何年たつか	0.002(0.21)	0.007(0.94)
土壌のタイプの多様性	1.205(2.48)**	0.831(2.48)**
耕作地の立地条件	0.067(0.36)	-0.037(0.29)
住居からの距離 (km)	-0.072(0.60)	-0.016(0.19)
地帯ダミー		
定数項	-1.939(2.07)**	-1.628(2.46)**
サヘル地帯	0.960(2.31)**	1.080(3.54)**
スダン地帯	0.722(1.84)*	0.551(1.89)*
σ		0.752(10.33)**
サンプル数	267	267
援助を受けた家計数	67	67

注。かっこ内はt値の絶対値。10%有意水準の推計に*を、5%有意水準の推計に**をつけた。

表 D2 私的食料贈与受け取りの決定因子

説明変数	プロビット	トービット
初期資産		
農業外収入 (FCFA/AE)	0.004(0.97)	0.000(0.04)
家畜保有額 (FCFA/AE)	-0.001(0.91)	-0.001(0.92)
農産物初期在庫 (FCFA/AE)	-0.004(0.61)	-0.011(2.28)**
耕作面積 (ha/AE)	-0.173(0.75)	-0.263(1.74)*
家計の総耕作面積 (ha)	0.028(1.05)	0.036(1.98)**
家計の特性		
大人換算家計サイズ (AE)	-0.133(3.02)**	-0.099(3.26)**
家長の年齢	0.008(1.03)	0.008(1.61)
家長の妻の数	0.401(3.15)**	0.096(1.21)
15歳以下の子供の割合	0.333(0.47)	-0.359(0.84)
家長が複合世帯の長を兼ねるか	0.622(2.93)**	0.391(2.72)**
家計内の婚姻関係は一つか	-0.414(1.57)	-0.113(0.67)
家畜を耕耘に使うか	-0.465(2.11)**	-0.481(3.33)**
耕作地の特性		
最後の休耕から何年たつか	0.002(0.19)	0.001(0.19)
土壌のタイプの多様性	0.535(1.19)	0.356(1.25)
耕作地の立地条件	-0.054(0.32)	0.096(0.92)
住居からの距離 (km)	-0.006(0.06)	-0.122(1.83)*
地帯ダミー		
定数項	0.787(0.91)	1.365(2.55)**
サヘル地帯	-0.472(1.30)	-1.034(4.72)**
スダン地帯	-0.578(1.78)*	-1.049(5.28)**
σ		0.820(18.55)**
サンプル数	267	267
贈与を受けた家計数	180	180

注. かつこ内は t 値の絶対値。10%有意水準の推計に*を、5%有意水準の推計に**をつけた。

補遺 E

第12表の導出

投入物を表す一般的な変数として Q を用いる。つまり、 Q は L^f , K , D のいずれにもなる。(29)式で与えられた生産関数を Q について微分すると、

$$\frac{\partial Y}{\partial Q} = (\kappa_1 + \kappa_2 R) \frac{Y}{Q} \tag{E1}$$

ここで、 κ_1 と κ_2 は α_1 , α_2 , β_1 , β_2 , η_1 , η_2 にそれぞれ対応するパラメータである。次に、一次導関数を降水量 R で微分して

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial Q \partial R} = (\kappa_2 + (\kappa_1 + \kappa_2 R) C) \frac{Y}{Q} \tag{E2}$$

ここで、 $C = \omega + \alpha_2 \ln L^f + \beta_2 \ln K + \eta_2 \ln D + \mu_2 \ln A$ である。 C は家計の投入量決定とパラメータにより決まるが、どの変数で微分するかとは関係がない。

式(E1)によれば、もし $\kappa_2 > 0$ ならば $R > -\frac{\kappa_1}{\kappa_2}$ の時に $\frac{\partial Y}{\partial Q} > 0$ であり、もし $\kappa_2 < 0$ ならば $R < -\frac{\kappa_1}{\kappa_2}$ の時に $\frac{\partial Y}{\partial Q} > 0$ である。式(E2)は、もし $\kappa_2 C > 0$ ならば $R > -\frac{\kappa_1}{\kappa_2} - \frac{1}{C}$ の時に $\frac{\partial^2 Y}{\partial Q \partial R} > 0$ であり、 $\kappa_2 C < 0$ ならば $R < -\frac{\kappa_1}{\kappa_2} - \frac{1}{C}$ の時に $\frac{\partial^2 Y}{\partial Q \partial R} > 0$ であることを意味する。実際の各家計の投入量水準と第11表に示した推計パラメータを使って、個々の家計について C を計算し、 $\frac{1}{C}$ を求めた。 $\frac{1}{C}$ はすべての例で正であり、 $-\frac{\kappa_1}{\kappa_2}$ で与えられる降水量水準と比べて非常に小さい。したがって、 $\frac{1}{C}$ は $\frac{\partial^2 Y}{\partial Q \partial R}$ の符号を評価するときに無視できる。

以上の一般的議論に基づき、推計した $-\frac{\kappa_1}{\kappa_2}$ を使って、 L^f , K , D の各投入物について一次導関数とクロス導関数の符号と有意水準を求めた。その結果は、表E1から表E3にまとめてある。

土地投入 A についても一次導関数とクロス導関数の符号と有意水準を式(E1)と(E2)により求めた。しかし、ここでは $\kappa_1 = -\alpha_1 - \beta_1 + \mu_1$ と $\kappa_2 = -\alpha_2 - \beta_2 + \mu_2$ である(表E4)。

表E1 労働の限界生産力の符号

降水量 (mm)		<447	447	447~921	921	921~1596	1596	1596<
サヘル地帯	$\frac{\partial Y}{\partial L^f}$	+	0	-	-	-	-	-
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial L^f \partial R}$	+/-	-	-	-	-	-	-
スダン地帯	$\frac{\partial Y}{\partial L^f}$	+	+	+	0	-	-	-
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial L^f \partial R}$	+	+	+/-	-	-	-	-
ギニア地帯	$\frac{\partial Y}{\partial L^f}$	+	+	+	+	+	0	-
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial L^f \partial R}$	+	+	+	+	+/-	-	-

表 E 2 資本の限界生産力の符号

降水量 (mm)		<330	330	330~392	392	392~430	430	430<
サヘル地帯	$\frac{\partial Y}{\partial K}$	-	0	+	+	+	+	+
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial K \partial R}$	-/+	+	+	+	+	+	+
スダン地帯	$\frac{\partial Y}{\partial K}$	-	-	-	-	-	0	+
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial K \partial R}$	-	-	-	-	-/+	+	+
ギニア地帯	$\frac{\partial Y}{\partial K}$	+	+	+	0	-	-	-
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial K \partial R}$	+	+	+/-	-	-	-	-

表 E 3 作物多様化の限界生産力の符号

降水量 (mm)		<530	530	530~543	543	543~746	746	746<
サヘル地帯	$\frac{\partial Y}{\partial D}$	-	0	+	+	+	+	+
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial D \partial R}$	-/+	+	+	+	+	+	+
スダン地帯	$\frac{\partial Y}{\partial D}$	-	-	-	0	+	+	+
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial D \partial R}$	-	-	-/+	+	+	+	+
ギニア地帯	$\frac{\partial Y}{\partial D}$	-	-	-	-	-	0	+
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial D \partial R}$	-	-	-	-	-/+	+	+

表 E 4 作付け面積の限界生産力の符号

降水量 (mm)		<-1067	-1067	-1067~486	486	486~2419	2419	2419<
サヘル地帯	$\frac{\partial Y}{\partial A}$	-	-	-	0	+	+	+
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial A \partial R}$	-	-	-/+	+	+	+	+
スダン地帯	$\frac{\partial Y}{\partial A}$	+	0	-	-	-	-	-
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial A \partial R}$	+/-	-	-	-	-	-	-
ギニア地帯	$\frac{\partial Y}{\partial A}$	-	-	-	-	-	0	+
	$\frac{\partial^2 Y}{\partial A \partial R}$	-	-	-	-	-/+	+	+

〔要 旨〕

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——

櫻 井 武 司

本稿の課題は次の3点である：①しばしば旱魃の被害をうけるにもかかわらず今までフォーマルな旱魃保険が存在しなかったサヘルにおいて、フォーマルな旱魃保険への需要の有無を家計調査のデータを用いて推計すること。②推計した保険需要の決定因子を分析することにより、サヘルの農民がインフォーマルな手段をどのように用いて旱魃に対処しているかを明らかにすること。③以上の結果より、フォーマルな旱魃保険がサヘルの草地資源の持続的利用に与える意味を考えること。

以下の点が明らかとなった。第1に、サヘル全域において有効なフォーマル旱魃保険への需要が存在した。これは、現在の家計のインフォーマルな自己保険的な戦略が十分でないことを意味している。しかし需要の強さは地帯ごとに異なる旱魃のリスクに応じて異なっている。第2に、需要の決定因子の分析から、有効需要は各家計が旱魃のリスクにいかに対処しているかによって決まり、旱魃リスクの等しい地帯内においても、需要の強弱には非常に差がある。第3に、食料援助への期待は旱魃保険需要を減退させることが明らかとなった。このことは、食料援助がモラル・ハザードを引き起こしている可能性を示唆する。第4に、家畜を大量に所有する家計は、その厚生水準を下げることなく家畜をフォーマルな旱魃保険で代替できる。この事は、フォーマルな旱魃保険がサヘルの劣化した草地資源を改善する可能性があること示している。