

世帯の復旧資金の調達と流動性制約

小林潔司¹・湧川勝己²・大西正光³・伊藤弘之⁴・関川裕己⁵

¹フェロー会員 工博 京都大学経営管理大学院教授 経営管理講座 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)
E-mail:kkoba@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

²正会員 (財)国土技術研究センター調査第一部 (〒 105-0001 東京都港区虎ノ門3-12-1)
E-mail:k.wakigawa@jice.or.jp

³正会員 博 (工) 京都大学大学院助教 工学研究科都市社会学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)
E-mail:masa@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

⁴正会員 工修 国土交通省国土技術政策総合研究所 (〒 305-0804 つくば市旭1番地)
E-mail:itou-h92di@nilim.go.jp

⁵学生会員 京都大学大学院工学研究科都市社会学専攻修士課程 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)
E-mail:s.hiroki@t02.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

本研究では、平成16年10月に発生した豊岡市水害を対象として、被災世帯の復旧資金の調達状況と、世帯の復旧過程に関する実態分析を実施する。その際、ショートサイド原則に基づくサンプル選択モデルを用いて、世帯が損壊した家屋・家財を復旧するために必要とする必要調達額と現実に支出できる調達可能額を推計するとともに、両者を比較することにより復旧資金の不足額を明らかにする。その結果、豊岡水害において、多くの被災世帯が、復旧に必要な資金を金融機関から調達できないという流動性制約に直面していることが判明した。さらに、流動性制約に直面する世帯は、復旧過程が遅延し、長期間にわたり生活水準が低下するという流動性被害が発生していることが明らかとなった。

Key Words : *flood disaster, disaster recovery, liquidity constraints, sample selection model*

1. はじめに

自然災害により物的資産の喪失・損壊の被害を受けた世帯は、復旧のための資金を調達し資産の回復に努める。しかし、世帯が十分な復旧資金を調達できない場合、物的資産の被害を完全には回復できず、資産損失による不可逆的な生活水準の低下を長期間にわたって受け入れざるを得なくなる。本研究では、世帯が被災時に調達可能である復旧資金に限界が存在することを流動性制約と呼ぶこととする。

世帯は、土地・住宅等の不動産資産や家財・自動車を購入するために、金融機関に対して負債契約を締結している場合がある。また、土地・家屋を担保物件として、金融機関より現金を借り入れている場合も少なくない。被災後に、家屋や家財を喪失して、負債のみが残る世帯もある。また、担保物件を喪失する世帯も存在する。このような世帯は、金融機関より復旧資金を調達することは容易ではなく、流動性制約に直面することになる。流動性制約に直面した世帯は、従前の資産水準に回復できず、長期間にわたる生活水準の低下が発生する。以下では、このような被害を流動性被害と呼ぶこととする。

世帯は、疾病(死亡)、交通事故、火災等、様々なリスクに直面している。一般に、世帯は保険市場で保険

を購入し、疾病リスク、死亡リスク、火災リスクに対応している場合が多い。しかし、世帯がすべてのリスクを保険により対応することは必ずしも経済的に合理的ではない。あるいは、所得制約により、保険が購入可能でない場合もある。このため、世帯が災害による資産損失リスクを正確に認識していても、そのリスクをヘッジできず、不可逆的な資産損失を受け入れざるを得ないという可能性がある。もちろん、災害リスクを正確に認知していない世帯は、自然災害に対して、保険購入の動機を持たないだろう。その結果、自然災害に対して十分なリスクヘッジができず、被災した場合に不可逆的な流動性被害を被ることになる。

本研究では、平成16年10月に発生した台風23号による兵庫県豊岡市水害(以下、豊岡水害と呼ぶ)を対象として、被災世帯の復旧資金の調達状況と流動性制約に関する実態を分析することを目的とする。その際、流動性制約下における世帯の復旧資金の調達可能性を分析するために、ショートサイド原則に基づいたサンプル選択モデル(以下、流動性制約モデルと呼ぶ)を定式化する。さらに、被災世帯の復旧資金の調達状況に関するマイクロデータに基づいて、水害後に世帯が直面した流動性制約の実態を明らかにする。以下、2.では、本研究の基本的な考え方を明らかにする。3.では、豊岡水害の実態調査結果を踏まえて、被災世帯の

復旧資金の調達状況について考察する。4. では、流動性制約モデルを用いて、被災世帯の復旧資金に関する流動性制約について分析する。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 従来の研究概要

一般に、流動性という概念は、「資産価値をもっとも有利な条件のもとで、かつ売却についての事前の有益な準備をすべて整えた上で資産を売却する、あるいは清算することによって得られる、最大の現金の量」と定義される¹⁾。しかし、経済主体は、異時点間における流動性配分を自由に決定できるわけではない。斎藤、柳川²⁾は、企業の流動性制約を手元流動性が不足して最適な設備投資水準を達成できない状態であると定義し、借り手と貸し手の間の情報の非対称性により、流動性制約が発生するメカニズムを分析している。また、大西等³⁾は、企業が流動性リスクを回避するために、地震保険を購入するメカニズムを分析している。

一方、Zeldes⁴⁾は、世帯の流動性制約を、将来の労働所得を担保とした借入れができないことと定義している。また、世帯の流動性制約に関して、すでに幾つかの実証分析⁴⁾⁻⁹⁾がなされている。その中で、Zeldes⁴⁾は将来の労働所得を担保にした借入れの外生的量的制限が世帯消費に影響を及ぼすという流動性制約仮説を検証した。すなわち、流動性制約に直面していない世帯の消費は現在のみならず将来の予想労働所得にも依存する。他方、流動性制約下にある世帯にとっては、労働所得に財産所得を加え、利子支払いを控除した可処分所得のみが消費に影響を及ぼすと指摘した。その上で、パネルデータを用いた実証分析により、流動性制約仮説を支持している。Hayashi⁶⁾は、クロスセクションデータを用いて流動性制約の消費支出への影響を分析した。そこでは、貯蓄残高の大きい世帯は流動性制約を受けないという想定の下で、世帯が流動性制約を受けないときの最適消費額を推計した。その上で、推計された最適消費額と観測された消費額の差により流動性制約の強度を計測している。その結果、貯蓄残高の小さい世帯では、流動性制約が消費額に影響を及ぼすという流動性制約仮説を支持している。また、新谷⁸⁾は、Hayashi⁶⁾の議論を拡張し、クレジットカード情報を用いて流動性制約と消費行動の関係を分析している。

自然災害により被災した世帯に焦点を当て、復旧資金の調達における流動性制約に関して分析した事例は極めて少ないのが実情である。その中で、阪神・淡路大震災によって被災した世帯の復旧資金の調達方法を分析した事例が存在する¹⁰⁾。被害額の小さな世帯は、復旧資金を貯蓄を取り崩して捻出しているが、被害額の

大きい世帯は、復旧資金を主に借り入れにより調達していることを報告している。また、横松、小林^{11),12)}は、災害が無限期にわたって繰り返し起こりえる状況を想定して、世帯が被災時点で人生設計を立て直して、再び資産を再形成する過程について、動学的モデルを定式化している。このような人生設計の見直しの可能性が存在する場合、防災投資は被災前後における資産の形成過程に影響を及ぼし、結果的に世帯のライフサイクルを通じた期待生涯効用に影響を及ぼすという結果を得ている。しかし、世帯の流動性制約を考慮しておらず、流動性被害を分析する枠組みにはなっていない。本研究では、豊岡水害を対象として、世帯の復旧資金の調達や、流動性制約の実態に関して、実証的な知見を獲得することを目的としている。筆者らの知る限り、自然災害により被災した世帯の流動性制約に関して分析した研究事例は見当たらない。

(2) 復旧資金の調達

災害リスクは世帯に甚大な被害をもたらす予測不可能なリスクである。保険金等により被害額が補填されない限り、被災した世帯は被災前の生活水準に回復することは不可能である。一度災害が発生すれば世帯は人生設計の変更を余儀なくされる可能性がある。この意味で、災害は不可逆的な生活水準の低下をもたらす。被災した世帯は、今後獲得可能な生涯所得と現有の金融・物的資産残高に基づいて、効用を最大にするように喪失した資産の回復水準を決定する。本研究では、被災後に世帯が予定する資産水準を回復する行為を「復旧」と呼ぶこととする。この場合、世帯が被災することにより利用可能な資産総額が減少するため、世帯が被災後に回復を予定する資産水準(復旧水準)が従前の水準に一致する保証はなく、従前の物的資産水準より減少する場合が少なくない。世帯が資産を復旧水準にまで回復するためには、保険金、自己資金、借入れ等により復旧資金(流動性)を調達することが必要となる。本研究では、復旧のために必要となる資金額を「必要調達額」と呼ぶこととする。このように、必要調達額は、世帯が考える望ましい資産の復旧水準を達成するために必要な資金額であり、世帯の被害額と必ずしも等しくなる保証はない。

世帯は、復旧のために自己資金、(保険金が給付される場合には)保険金によって復旧資金を充当する。さらに、保険金と自己資金で賄えなかった復旧資金の不足分について、金融機関や自治体からの借入れにより調達する。被災した世帯が必要調達額の水準まで復旧資金を調達できる場合、被災後に速やかに復旧を完了することができる。しかし、すべての世帯が必要調達額に相当する流動性を速やかに調達できるわけでは

ない。世帯が復旧のために被災時点で調達可能な復旧資金を「調達可能額」と呼ぶこととしよう。被災世帯の調達可能額が必要調達額より下回る場合、世帯の復旧過程は遅延し、予定された回復水準に到達するまで長い時間を要することになる。本研究では、このように被災世帯が、被災後、復旧資金を直ちに調達できない場合、世帯は流動性制約に直面していると考えられる。

世帯が流動性制約に直面する原因として、1) 十分な保険に加入していない場合、2) 資産保有残高が少ない場合、3) 担保資産が不十分であったり、担保資産を災害で喪失した場合、4) 被災時点においてすでに多額の負債を抱えている場合等が考えられる。まず、保険による復旧資金の調達可能性に着目しよう。世帯がカバー率100%の水害保険に加入していた場合、世帯は被害額と同額の保険金を受け取ることにより被災直後に速やかに復旧できる。しかし、水害保険により必要調達額のうち一部のみが賄われる場合、必要調達額のうち保険金で賄われない不足分を自己資金、借り入れ等により調達する必要がある。実際、特約によるカバー率100%の保険購入というケースを除いて、水害保険によるカバー率は、家屋全損では保険金額の70%を限度とし、床上浸水による一部損壊では、その被害の状況に応じて100~200万円程度の保険金が給付される。

世帯が保有する資産として家屋、家財、土地等の物的資産と、預金、有価証券等の金融資産がある。他のことを一定にすれば、世帯が保有する家屋、家財等の物的資産が大きいくほど水害による被害額は大きくなる。ただし、風評被害で地価が下がる場合を除いて、土地は被害を受けない。世帯は土地を売却することにより、復旧資金を獲得できる。さらに、土地が既存の負債契約の担保物件に設定されていない場合、土地には担保価値が生じる。しかし、売却する土地に家屋が立地する場合、土地の売却により人生設計の変更を余儀なくされる。一方、金融資産は、災害による損壊が発生しない資産である。金融資産を多く保有する世帯ほど、復旧のためにより多くの自己資金を確保できる。

世帯は、復旧資金が不足する場合、金融機関から復旧資金を借り入れる。将来所得を返済原資とする借り入れは、負担する利子率が高くなるのが普通であり、また一定程度の借り入れ限度額が存在する場合が多い。さらに、被災世帯は、すでに金融機関と負債契約(ローン契約)を締結し、被災した家屋・土地の購入資金を調達していた場合が少なくない。世帯は労働所得のキャッシュフローを原資として、生涯期間の中で長期にわたって負債を返済する。負債契約を締結するにあたり、世帯が購入した土地、家屋は負債契約における担保として位置づけられる場合が多い。しかし、家屋が負債契約における担保となっていた場合、水害により家屋を喪

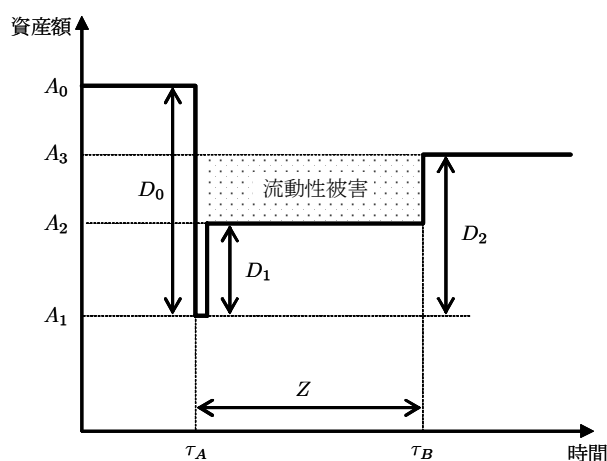


図-1 流動性制約仮説

失することにより、担保資産も同時に喪失することになる。この場合、被災世帯が新たな負債契約により復旧資金を調達する場合、1) 担保物件の不足や、2) 被災前に締結していた未完済の負債契約と、復旧のための負債契約という2重負債契約の問題が発生する。

(3) 流動性制約仮説

2.(2)で考察したように、被災世帯は、今後獲得可能な生涯所得と現有の金融・物的資産残高に基づいて、効用を最大にするように喪失した物的資産の回復水準を決定し、必要調達額を決定する。しかし、被災世帯が流動性制約に直面する場合、世帯の調達可能額と必要調達額の間にはギャップが存在することになる。その場合、世帯の復旧過程は長期にわたり遅延する。図-1には、世帯が直面する流動性制約、及び流動性被害を図示している。いま、図において、縦軸は世帯が保有する物的資産額(再調達価額)を、横軸は時間軸を表している。被災前に世帯が保有する物的資産額を A_0 とする。時刻 τ_A に被災し、物的資産額が A_1 まで減少する。被災後、直ちに復旧活動を実施し、物的資産額を A_2 まで回復する。しかし、残りの復旧資金の調達に時間を要し、最終的には時刻 τ_B で物的資産額 A_3 の水準まで回復したと考えよう。現実には、物的資産の復旧過程はなだらかな回復曲線を描くが、ここでは問題を簡略化するために、物的資産は不可分であり、図のような段階的な回復曲線を描くと考える。 D_0 は災害により喪失した物的資産の再調達価額(以下、一般資産被害額と呼ぶ)を表す。復旧時刻 τ_B における回復水準 A_3 を確保するために必要となる資金 D_2 を必要調達額と呼ぶ。被災時点で、生涯所得と物的資産以外への使途を考慮して、望ましい物的資産の回復水準を決定する。世帯は、被災した物的資産を必ずしも元の状態にまで回復するとは限らない。すなわち、必要調達額 D_2 は、物的資産

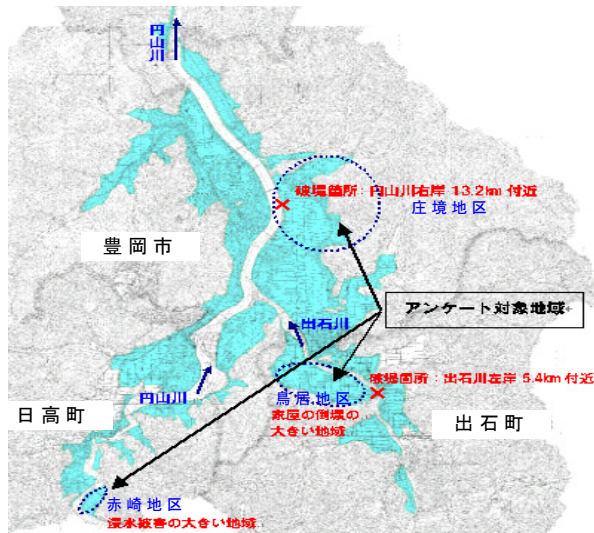


図-2 豊岡市周辺の浸水範囲と調査地域

注) 図中の色の濃い箇所が浸水地域を表している。また、×印は破堤地点を表す。

の被害額 D_0 よりも少ない値になっている。一方、被災した時点において、世帯が調達可能な復旧資金は D_1 で表される。流動性制約があるため、被災直後に物的資産水準を D_2 まで回復することはできない。世帯は、必要調達額と調達可能額の差（以下、不足調達額と呼ぶ）を調達するために、期間 Z にわたり資金を留保する。時刻 τ_B に到達して、世帯は必要調達額を調達でき、復旧過程が終了する。流動性制約が存在しない場合、世帯は直ちに物的資産水準 A_3 まで復旧することが可能である。しかし、流動性制約が存在する場合、期間 Z にわたり、世帯は復旧資金を留保するため（その資金を他の消費に使わないため）、効用水準が低下することになる。このように流動性制約が存在するために世帯が被る被害を、流動性被害と呼ぶこととする。以上の考察の下に、流動性制約仮説を、

- 作業仮説 1：被災世帯の必要調達額が、一般資産被害額よりも下回る可能性がある、
- 作業仮説 2：流動性制約が存在する場合、必要調達額よりも、調達可能額が下回る可能性がある、と表現してみよう。以下では、豊岡水害を対象として、世帯の流動性制約仮説を検証し、流動性被害を被った世帯が少なからず存在することを明らかにしたい。

3. 豊岡水害における被害実態

(1) 実態調査の概要

平成16年10月の台風23号は、円山川の基準地点立野上流において12、24時間雨量としては戦後最大、2日雨量においても戦後3位となる降雨をもたらし、流量としては過去最大であった伊勢湾台風時の洪水流量を

表-1 アンケート調査項目

台風23号以前の浸水経験及び自衛策	<ul style="list-style-type: none"> 過去浸水回数、被害程度 自衛策有無、及び自衛方法
台風23号による被害状況	<ul style="list-style-type: none"> 浸水深、及び土砂堆積状況 家屋、家財被害状況 農業、畜産業被害状況 清掃、後片づけの日数および必要人数 清掃活動や飲料水等の代替用品の出費 身体的被害状況 仕事、学校を、誰が、何日休んだか
復旧状況	<ul style="list-style-type: none"> 家屋、家財復旧状況 家屋、家財の今後の復旧目途 復旧資金調達状況、及び過不足 復旧資金調達目途、及び予定
水害前の資産内容	<ul style="list-style-type: none"> 預金額、有価証券価値 生命保険、損害保険、共済積立金 不動産、信託評価額 担保資産、及びその被害状況 住宅の築年数、延べ床面積、土地面積
保険	<ul style="list-style-type: none"> 保険加入状況、及び保険内容 保険金受取額
将来計画	<ul style="list-style-type: none"> 住宅の変更・継続予定 新しい住宅の取得価額ないし家賃
フェースシート	<ul style="list-style-type: none"> 性別、年齢、職業、住居形態、世帯人員 世帯年収、及び水害後の年収減少額

を超える最大のものとなった。この洪水によって、円山川立野大橋付近及び出石川鳥居橋付近（図-2に×印で破堤地点を示す）において破堤氾濫が生じるとともに、沿川のいたる箇所でも越水氾濫や内水氾濫が生じ、兵庫県但馬地域において死者7名、重傷者23名、軽傷者28名、家屋の損害率が50%以上の全壊家屋333棟、家屋の損害率が40%~50%以上の大規模半壊家屋1,082棟、家屋の損害率が20%~40%以上の半壊家屋2,651棟、一部損壊及び床上浸水837棟という被害が生じた。

豊岡市域の浸水範囲を図-2に示している。これらの氾濫地域のうち豊岡市庄境地区、鳥居地区及び赤崎地区では、破堤氾濫によって大きな被害が生じた。本実態調査は、破堤氾濫が生じたこれら3地区を分析対象として選定し、アンケート調査、ヒアリング調査を通じて豊岡水害による被害状況と復旧過程に関する情報を収集することを目的としている。実態調査は、京都大学大学院工学研究科小林潔司研究室が主体となり、水害が発生した約5ヵ月後の平成17年3月16日（確定申告終了後）から10日間にわたって実施した。本実態調査では、世帯の資産状況、復旧資金と調達可能性という極めて個人的な情報を収集することを目的としている。アンケート調査を効果的に実施するためには、実施主体と被災者世帯との信頼関係を築くことが必要である。このため、3地区のそれぞれの自治会との協働作業を通じてアンケート調査票を作成した。アンケート調査票の配布にあたっては、地元自治会の全面的な協力を頂

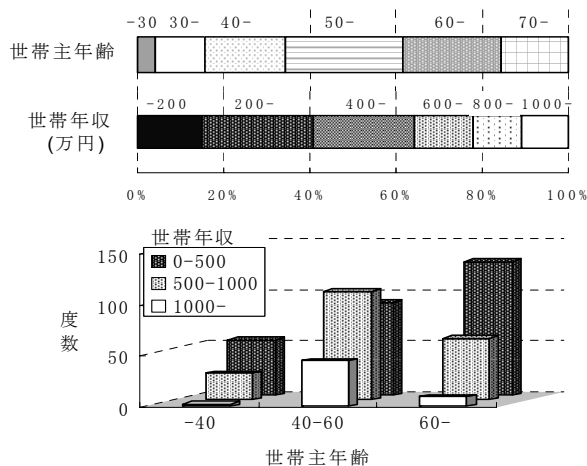


図-3 世帯主の年齢構成と世帯年収 N=526

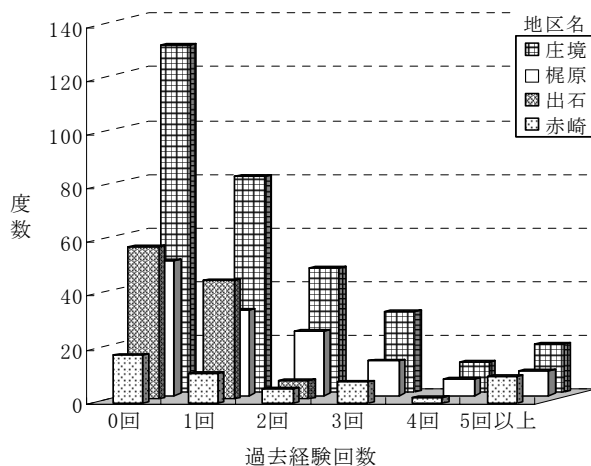


図-4 水害経験 N=610

いている。実態調査は、庄境地区内の上庄境地区、梶原地区、及び赤崎地区では全数調査を実施し、鳥居地区周辺、庄境地区内の本・中庄境地区では実被害が生じた世帯を抽出し調査を実施した。各地域の調査世帯数は、上庄境地区、梶原地区で626世帯、赤崎地区で59世帯、また、鳥居地区周辺で130世帯、本・中庄境地区で64世帯であり、調査世帯総数は879世帯である。このうち、有効回答サンプル数は650（回収率約74%）である。アンケート調査では、台風23号による浸水被害以前の浸水経験の有無、台風23号による浸水で受けた家屋等の資産被害の内容、水害5ヶ月後の復旧状況、浸水被害による身体的な影響、台風23号による浸水被害以前の資産保有状況と損害保険への加入の有無、復旧資金と調達先等、広範囲の被災項目（表-1参照）にわたり情報を収集している。なお、対象地域では、現地での復旧を諦め、すでに別の地域に移住した世帯が存在する。本調査では、該当世帯の意向もあり、移住した世帯に関する追跡調査は断念した。

アンケート調査結果に基づいて、アンケート回答世帯の平均的な属性についてとりまとめておく。世帯属性に関する情報は多岐にわたるので、紙面の都合上、その詳細に関しては割愛する。図-3は、該当する質問項目に回答した世帯（以下、質問回答世帯と呼ぶ）（526世帯）の世帯主年齢構成と世帯年収の構成を示している。なお、同図には世帯主年齢構成と世帯年収の関係を示す、クロス分析の結果を併せて表記している。年齢構成のうち、50歳代が占める割合がもっとも多い。世帯主の平均年齢は55歳であり、比較的高齢者層が多い地域であることが理解できる。以下、図表の掲載は割愛するが、対象世帯の構成員の職業構成は、会社員が29%、年金生活者15%、自営業13%、農業（専業）が7%、公務員6%、それ以外は、専業主婦、及び学生である。さ

らに、世帯人員数の平均は3.1人である。75%の世帯が一戸建て（持ち家）に住み、17%の世帯は戸建て（借家）または賃貸マンション・アパートに住んでおり、持ち家比率の大きい地域である。また、世帯の年収分布は、200万円代にピークが存在する。世帯年収が400万円未満である世帯が約40%を占めることを考慮すれば、対象地域では平均年収の少ない世帯が占める割合が多いことが理解できる。世帯年収と世帯主年齢のクロス分析を行った結果、世帯年収が500万円未満であり、世帯主年齢が60歳以上である世帯がもっとも多いことが明らかとなった。さらに、世帯年収と職業のクロス分析を行った結果、低所得者層は主として年金生活者および若者が占めていることが判明した。

（2）一般資産被害額の推計

豊岡市では、昭和34年の伊勢湾台風、平成2年の台風19号による大規模水害をはじめとして、繰り返し水害が発生してきた。このため、対象地域に居住する世帯の中には、浸水経験を持つ世帯が少なくない。図-4は、調査対象である各地区において調査対象世帯が、過去に豊岡市で経験した浸水経験回数を示している。各地区における居住者の浸水経験の分布は、いずれも類似の傾向を示している。しかし、都市居住者の多い庄境地区では、水害経験のない居住者が相対的に多い。一方、農業従事者の多い赤崎地区では浸水経験のある居住者が占める割合が相対的に多い。質問回答世帯（610世帯）のうち、57%の世帯が台風23号以前に浸水を経験している。このため、対象地域に居住する世帯の水害リスクに関する認知は非常に高いことが推測できよう。図-5は、アンケート回答世帯が居住する地点における浸水深と家屋被害率の関係を示している。回答世帯の中で、81%の世帯が床上100cm以上浸水し、90%の

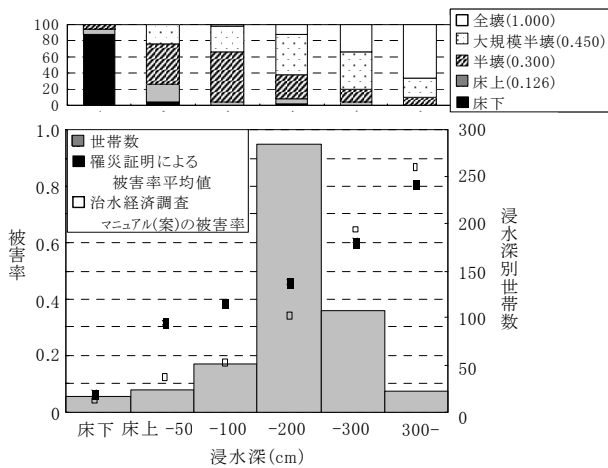


図-5 浸水深分布と家屋被害率 (全数)

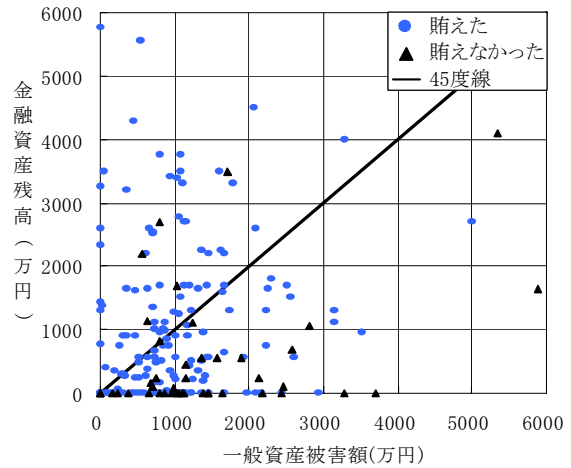


図-6 一般資産被害額と金融資産 N=202

世帯が家屋半壊、大規模半壊、全壊という被害を被っている。同図には、浸水深ごとの家屋被害率を併記している。なお、内閣府における家屋被害判定基準と国土交通省の治水経済調査マニュアルにおける家屋被害率の定義が異なっている。しかし、同図に示すように、床上浸水50cmと100cmの被害率が、治水経済調査マニュアルによる被害率の方が内閣府の被害率よりも小さくなっている以外は両方で算定した家屋被害率の間に大きな差異はない。アンケート調査では、家屋被害だけではなく、家財(46項目)、農業・畜産関係資産(21項目)に関して詳細な被害調査を行っている。家屋・家財の再調達価額(治水経済調査マニュアル(案)¹⁴)等に基づいて、各世帯の一般資産被害額を算定した。アンケート調査対象の内、338世帯が家屋・家財の被害状況に関する詳細な被害状況に関して回答している。

(3) 復旧資金の調達状況

世帯は損壊した家屋や家財を復旧するために資金を調達する。本研究では、復旧資金の調達方法として、1) 自己資金、2) 保険金、3) 行政からの援助、4) 金融機関からの借入れ、5) 親戚、知人からの借金、6) その他、を考慮した。これらの中で、もっとも基本となる調達手段は、自己資金の切り崩しである。そこで、アンケート調査では、世帯の金融資産の保有残高に関する質問を行っている。図-6は、質問回答世帯の一般資産被害額と金融資産の保有状況の関係を示している。質問回答世帯の一般資産被害額の平均値は1,416万円である。図-6に示すように、45度線の下方に位置する世帯では、金融資産の保有残高を超える一般資産被害額が発生している。これらの被災世帯が損壊した家屋、家財を復旧するためには、保険金の受け取り、金

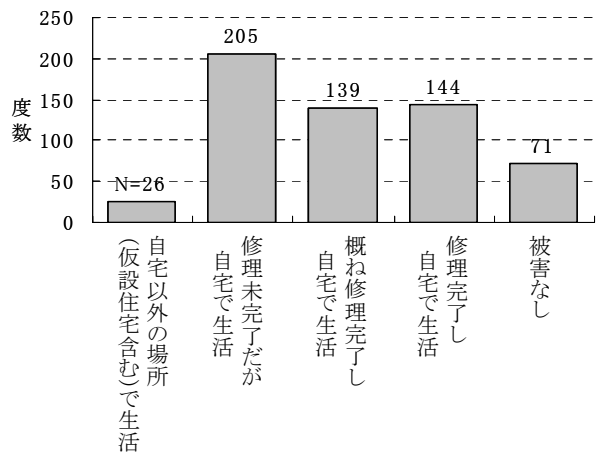


図-7 家屋復旧状況 N=585

融機関の借入れ等、外部資金を投入することが必要となる。あるいは、損壊した家屋、家財を事前の水準まで回復させることを断念せざるを得ない場合も起こりえる。さらに、アンケート調査では、世帯の復旧資金の調達状況についても質問している。アンケート回答世帯のうち、274世帯が復旧資金の調達状況に関する詳細な質問項目に答えている。これらの回答世帯の内、33%の世帯が、「調達できた復旧資金額では水害による被害の復旧を賄えない」、もしくは、「今後の復旧資金調達の目途がたたない」と回答している。図-6には、対象世帯が十分な復旧資金が賄えたかどうかについても併記している。当然のことながら、45度線より下方に位置する世帯では、復旧資金が賄えなかったと答えた割合が多くなっている。さらに、45度線より上方に位置する世帯も、子供の教育等のため流動性を保有しておく必要がある世帯では、金融資産のすべてを復旧に投入できるわけではない。このため、復旧資金を賄えなかったと答えた世帯も存在する。

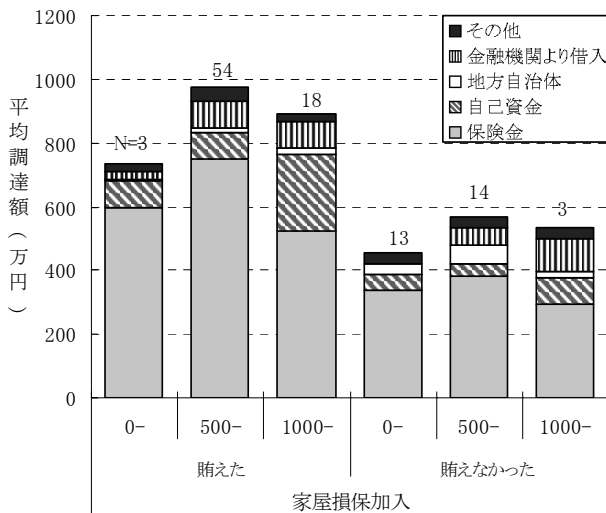


図-8 復旧資金調達状況と復旧資金過不足
(保険金給付世帯限定)N=145

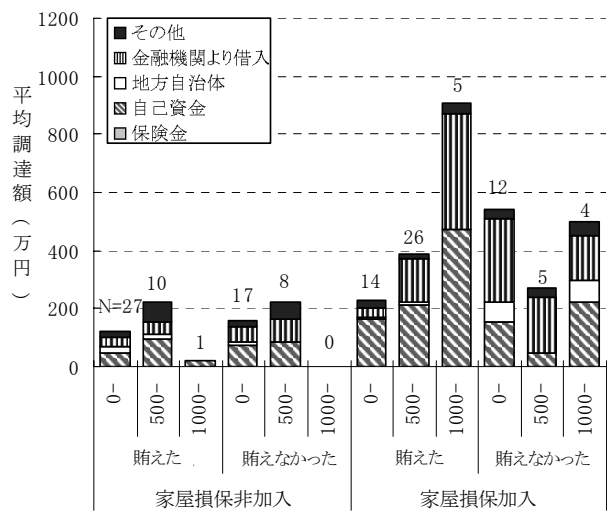


図-9 復旧資金調達状況と復旧資金過不足
(保険金非給付世帯限定)N=129

図-7は、水害発生から約5ヶ月経過した平成17年3月16日現在における被災世帯の家屋の復旧状況を示している。この時点で、質問回答世帯(585世帯)の中で、依然として26世帯が、仮設住宅や親戚の家等、自宅以外の場所における生活を余儀なくされている。さらに、205世帯が自宅で生活をしているものの、家屋の修繕、修理が終了していないと答えている。

図-8、図-9に、1世帯当たりの復旧資金の平均調達額を示している。これらの図では、調達手段ごとの平均調達額も示している。このうち、図-8は、家屋損害保険より保険金の給付を受けた世帯の復旧資金の調達状況を示している。図の横軸は、世帯の年収を示している。さらに、被災世帯に対して、調達した復旧資金で、「予定した家屋、家財の復旧費用を全額賄えたかどうか」について質問しており、この質問に対し、「調達した資金で復旧費用を全額賄えた」と答えた世帯と、「全額は賄えなかった」と答えた世帯に分類した。同図に示すように、保険給付を受けた世帯では、保険金が調達資金の過半数を占めている。しかし、保険金の給付を受けても、「賄えなかった」と回答した世帯が30世帯存在している。これらの世帯では、保険金のみでは必要調達額を調達できていない。これより、世帯は保険により損失をフルカバーするという、full insurance(仮説15)~(17)は成立しないことが理解できる。さらに、「賄えなかった」と回答した世帯の調達可能額は、「賄えた」と回答した世帯よりも少ない。また、「賄えなかった」と回答した世帯の平均保険金は、「賄えた」と回答した世帯よりも少ない。一方、年収と平均調達額の間には、「賄えた」と回答した世帯では、年収が多くなるほど自己資金による調達額が増加している。しかし、

年収と平均調達額の間には、強い相関関係を見出しにくい。図-9は、家屋損害保険金が給付されていない世帯の復旧資金の調達状況を示している。その中には、はじめから保険に加入していない世帯と、保険に加入していたが、平成16年3月16日現在で保険金の給付を受けていない世帯が存在する。同図の中で、保険金は自動車保険等、家屋損害保険以外の保険金の平均受取額を表している。家屋損害保険に非加入の世帯が、復旧のために調達できた復旧資金はおおむね200万円以下である。一方、家屋損害保険に加入しながらも、保険金給付がない世帯における復旧資金の平均調達額は図-8と比較して、低い水準にとどまっている。ただし、「賄えた」と回答した世帯に関しては、年収が増加するほど自己資金による平均調達額は増加している。

これら2つの図より、家屋損害保険加入者のうち、「賄えた」と回答した世帯の資金調達額の内訳をみると、保険金が半分を占めていることがわかる。保険金の給付が、流動性制約を回避する効果を発揮している。しかし、保険金給付を受けながら、「賄えなかった」と回答した世帯も存在する。また、保険金の給付を受けないにも関わらず、「賄えた」と回答した世帯もある。当然のことながら、水害被災時に流動性制約に直面する可能性が低い世帯とは、必要調達額が小さく、被災時に流動性を確保できる世帯である。一方、水害被災時に流動性制約に直面する可能性が高い世帯とは、必要調達額が大きいか、被災直後に保険金、自己資金で必要調達額を調達できず、かつ十分な資金の借入れができない世帯である。しかし、図-8、図-9に示したように、水害保険に入っていないが流動性制約を受ける世帯や、水害保険に入っていないが流動性制約を受

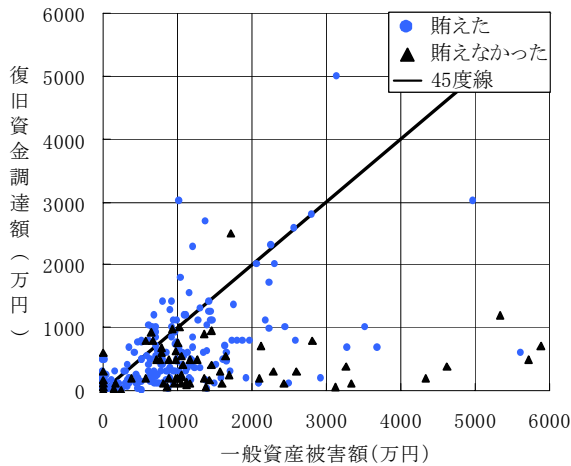


図-10 一般資産被害額と復旧資金調達額 N=266

けない世帯が少なからず存在する。さらに、十分な資産を被災前に保有している世帯は、被災直後においても十分な流動性を保有しており、流動性制約下に陥るリスクをヘッジすることが可能である。すなわち、世帯が流動性制約に陥るか否かは、世帯の一般資産被害額、金融資産・負債等の保有状況、保険の保有の有無等の相対的な関係で決定されることが理解できる。

最後に、図-10は被災世帯の一般資産被害額と、世帯がアンケート調査において回答した復旧資金調達額の関係を示した結果である。一般資産被害額の算定にあたっては、アンケート調査で把握した家財・家屋の被災状況に基づいて、損壊・喪失した資産の再調達価額を推計している。図中の45度線より下に位置する世帯は、復旧のために調達した資金が一般資産被害額よりも小さいことを意味している。特に、一般資産被害額の大きい世帯ほど、従前の状況に復旧できない傾向が読み取れる。なお、アンケート調査では、復旧資金を調達できないことにより生じた生活パターンの変化を自由回答様式で質問している。被災世帯の中には、水害後に生活をコンパクトにする、子供や孫の教育方針を変更するなど、人生設計を変更すると回答した世帯も少なくない。あるいは、これまで実質的にほとんど利用していなかった家財が損壊したため、買い直す必要がないと答えた世帯もいる。被災世帯の中には、必要調達額が一般資産被害額を上回る世帯もある。このような世帯がすべてその理由を回答をしているわけではないが、当初より家屋の改築等を予定していた等、理由をあげている世帯が存在する。同図には、予定した復旧資金を調達できたか否かという質問の回答についても併せて表記している。復旧資金調達額が一般資産被害額に達していないにも関わらず、多くの世帯が必要な復旧資金を調達できたと回答している。2.(3)

において、流動性制約仮説として提示したように、大半の被災世帯の必要調達額が、一般資産被害額よりも小さくなっている。このように、被災した世帯は、必ずしも従前の資産を回復するわけではなく、獲得可能な生涯所得や現有の資産状況を考慮して望ましい資産の回復水準を決定していることが理解できる。以上の結果より、被災世帯の一般資産被害額と必要調達額は一致しないという作業仮説1を棄却できないと考える。一方、図-10より、一般資産被害額と復旧資金調達額の関係から、世帯が復旧資金を賄えたかどうかを一義的に判断することは難しい。世帯が流動性制約に直面するかどうかは、すでに述べたように、一般資産被害額だけではなく、世帯の資産・負債の保有状態や保険購入の有無等の相対的な関係により決定される。さらに、世帯の必要調達額と調達可能額が決定されるメカニズムも異なろう。以下では、流動性制約モデルを用いて、世帯が流動性制約に直面するメカニズムを分析し、作業仮説2が棄却されるか否かを検討する。

4. 流動性制約モデル

(1) 流動性制約仮説

被災後の世帯の流動性制約を分析する上で、「被災世帯が復旧資金を必要調達額の水準まで十分に調達できたかどうか」という点が重要となる。しかし、アンケート調査により観察可能なデータは、被災後に被災世帯が支出した復旧費用であり、それは世帯が調達できた資金を表している。ところが、被災世帯の必要調達額 C と調達可能額 L を同時に観測することは困難である。このため、必要調達額 C と調達可能額 L の大小関係を直接比較して、被災世帯が流動性制約に直面しているかどうかを判定することは不可能である。米国のマイクロデータを用いた流動性制約の分析事例^{4),5)}では、資産所得比率の高い世帯を流動性制約のない世帯の候補とすることが一般的に行われている。ところが、Jappelli¹³⁾が指摘するように、資産所得比率の大きい世帯は、必要調達額も大きくなるのが普通であり、資産所得比率を用いて流動性制約の有無を判定する方法には問題が残されている。本研究では、2.(3)で言及した流動性制約仮説に基づいて、以下のような仮定を置く。

- 被災後の所得、資産の保有残高を所与として、望ましいと考える家屋、家財等の水準に回復するために必要となる資金額を必要調達額 C とする。したがって、必要調達額が、水害により損失した一般資産被害額に一致する保証はない(作業仮説1)。
- 流動性制約に直面しない被災世帯が調達した復旧資金 z は必要調達額 C に等しい。一方、流動性制約に直面する世帯が調達した復旧資金 z は、調達

可能額 L に一致する (作業仮説 2)。

- アンケート調査では、世帯が流動性制約を受けているかどうかを判断するために、調達した資金で被害の復旧を賄えたかどうかを尋ねている。「賄えた」と回答した世帯は流動性制約に直面していない。「賄えなかった」と回答した世帯は流動性制約に直面していると考え (外的基準)。

本研究では、アンケート調査において流動性制約の有無を直接質問している。すなわち、流動性制約の有無を判断する外的基準に関する情報を、以下で定式化する流動性制約モデルの推計に用いることが可能である。

(2) 定式化

被災世帯 i ($i = 1, \dots, I$) の属性を \mathbf{x}_i と表そう。世帯 i の被災後の必要調達額 C_i を、

$$C_i = C_i(\mathbf{x}_i) = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}' + \varepsilon_1^i \quad (1)$$

ただし、 $\mathbf{x}_i = (x_i^1, \dots, x_i^M)$ は世帯 i の必要調達額を説明する世帯属性ベクトル、 $\boldsymbol{\beta} = (\beta^1, \dots, \beta^M)$ はパラメータベクトルである。記号「 $'$ 」は転置を表す。 ε_1^i は観測不可能な属性に関する確率誤差項である。一方、世帯が調達可能な資金額の上限値である、調達可能額 L_i を、

$$L_i = L(\mathbf{y}_i) = \mathbf{y}_i \boldsymbol{\gamma}' + \varepsilon_2^i \quad (2)$$

と表そう。ここに、 $\mathbf{y}_i = (y_i^1, \dots, y_i^N)$ は、調達可能額を説明する世帯属性ベクトル、 $\boldsymbol{\gamma} = (\gamma^1, \dots, \gamma^N)$ はパラメータベクトル、 ε_2^i は確率誤差項である。確率誤差項 ε_1^i と ε_2^i は、ともに分析者に観測できない世帯属性を表す確率変数であり、互いに強い相関があると考えることが自然である。ここで、2つの確率誤差項 $\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i$ は、2次元正規確率密度関数、

$$\begin{aligned} \psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \\ &\cdot \exp \left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \cdot \left\{ \left(\frac{\varepsilon_1^i - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - 2\rho \cdot \frac{\varepsilon_1^i - \mu_1}{\sigma_1} \cdot \frac{\varepsilon_2^i - \mu_2}{\sigma_2} + \left(\frac{\varepsilon_2^i - \mu_2}{\sigma_2} \right)^2 \right\} \right] \quad (3) \end{aligned}$$

に従うと考えよう。ただし、 μ_1, μ_2 は、それぞれ確率誤差項 $\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i$ の期待値、 σ_1^2, σ_2^2 は確率誤差項の分散である。また、 ρ は確率誤差項の相関係数である。必要調達額モデル(1)と調達可能額モデル(2)に定数項が含まれている。そこで、確率誤差項の同時正規確率密度関数(3)を正規化するために $\mu_1 = \mu_2 = 0$ を仮定する。必要調達額モデル、調達可能額モデルは、貨幣単位で表現されており、確率誤差項 $\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i$ を基準化できない。

つぎに、世帯 i ($i = 1, \dots, I$) の復旧資金調達額を z_i で表そう。作業仮説 1 より、復旧資金調達額が一般資産被害額に一致する保証はない。そのために、アンケート調査では、一般資産被害額の調査と併せて、復旧資

金調達額を同時に調査している。また、作業仮説 2 より、2つの排他的な事象が生じうる。すなわち、世帯が流動性制約に直面しない場合、世帯は必要調達額 C_i を調達できる。しかし、世帯が流動性制約に直面する場合、必要調達額 C_i のすべてを調達することができず、世帯が調達できる復旧資金は L_i となる。したがって、世帯が実際に調達した復旧資金 z_i は、

$$z_i = \begin{cases} C_i & C_i \leq L_i \text{ の時} \\ L_i & C_i > L_i \text{ の時} \end{cases} \quad (4)$$

と表される。すなわち、世帯の復旧資金の調達額に流動性制約が存在する場合、世帯が調達した復旧資金は調達可能額に一致する。一方、必要調達額が流動性制約以下の場合、世帯は必要調達額を調達することができる。ここで、調達額 z_i のみが観測可能であることを考えよう。 $C_i \leq L_i$ が成立する場合には、 C_i が観測可能であるが、 L_i は観測可能ではない。一方、 $C_i > L_i$ が成立する時には、 L_i が観測可能であるが、 C_i は観測可能ではない。すなわち、復旧資金調達額は、必要調達額と調達可能額という2つの価額の中で小さい価額に一致するというショートサイド原則が成立する。なお、ショートサイド原則(4)のため、流動性制約に直面する ($C_i > L_i$ が成立する) 世帯のみ調達可能額が観測される。換言すれば、調達可能額モデルは、流動性制約に直面した世帯のデータのみに基づいて推計されることとなる。したがって、流動性制約モデルを用いて、データが観測されない (被害額が少なく流動性制約に直面しない) 世帯の調達可能額を推定する場合、推定結果の精度に関して吟味が必要となる。

以上で定式化した流動性制約モデルは、サンプル選択メカニズムを有する連立方程式モデルであり、Tobitモデルを代表とするサンプル選択モデルと同様の構造を有している。ただし、標準的なTobitモデル^{18),19)}とは異なり、1) サンプル選択メカニズム(4)が、不均衡モデル²⁰⁾と同様のショートサイド原則^{21),22)}で表現されていること、2) 確率誤差項 $\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i$ の間に相関関係が存在すること、3) サンプル選択に関する外的基準が利用可能であるという特性を有している。このため、Tobitモデルの推計方法を拡張し、以上の特性を考慮できるような推計方法を適用することが必要となる。

(3) モデルの推計方法

世帯 i ($i = 1, \dots, I$) のデータ $\bar{\omega}_i = (\bar{\delta}_i, \bar{z}_i, \bar{\mathbf{x}}_i, \bar{\mathbf{y}}_i)$ が利用可能であると考えよう。ただし、 $\bar{\delta}_i$ は、世帯 i が流動性制約に直面しているか否かを表すダミー変数、

$$\bar{\delta}_i = \begin{cases} 1 & C_i > L_i \text{ の時} \\ 0 & C_i \leq L_i \text{ の時} \end{cases} \quad (5)$$

であり、世帯が流動性制約に直面する場合に値1を、そうでない場合に値0をとる。記号 $\bar{\cdot}$ は実測値であること

を表す。記述の便宜を図るために、未知パラメータ $\beta, \gamma, \sigma_1, \sigma_2, \rho$ を一括して $\zeta = (\beta, \gamma, \sigma_1, \sigma_2, \rho)$ と表記しよう。この時、世帯データの実測値 $\bar{\omega} = \{\bar{\omega}_i (i = 1, \dots, I)\}$ が同時に生起する確率密度関数（尤度関数）は、

$$\mathcal{L}(\bar{\omega}, \zeta) = \prod_{i=1}^I \left\{ \int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i, \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i \right\}^{\delta_i} \cdot \prod_{i=1}^I \left\{ \int_{\bar{\varepsilon}_2^i}^{\infty} \psi(\bar{\varepsilon}_1^i, \varepsilon_2^i) d\varepsilon_2^i \right\}^{1-\delta_i} \quad (6)$$

と表せる。ただし、

$$\bar{\varepsilon}_1^i = \bar{z}_i - \bar{\mathbf{x}}_i \beta' \quad (7a)$$

$$\bar{\varepsilon}_2^i = \bar{z}_i - \bar{\mathbf{y}}_i \gamma' \quad (7b)$$

である。若干の計算により確率密度関数 $\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i)$ は、

$$\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \phi\left(\frac{\varepsilon_1^i}{\sigma_1}\right) \phi(s_i) \quad (8a)$$

$$= \phi\left(\frac{\varepsilon_2^i}{\sigma_2}\right) \phi(t_i) \quad (8b)$$

と表される（付録参照）。ただし、 $\phi(\cdot)$ は標準正規確率密度関数である。また、

$$\bar{s}^i = \frac{-\rho\sigma_2\bar{\varepsilon}_1^i + \sigma_1\bar{\varepsilon}_2^i}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_1\sigma_2} \quad (9a)$$

$$\bar{t}^i = \frac{\sigma_2\bar{\varepsilon}_1^i - \rho\sigma_1\bar{\varepsilon}_2^i}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_1\sigma_2} \quad (9b)$$

である。したがって、尤度関数(6)は、

$$\mathcal{L}(\bar{\omega}, \zeta) = \prod_{i=1}^I \left[\{1 - \Phi(\bar{t}^i)\} \phi\left(\frac{\bar{\varepsilon}_2^i}{\sigma_2}\right) \right]^{\delta_i} \cdot \prod_{i=1}^I \left[\{1 - \Phi(\bar{s}^i)\} \phi\left(\frac{\bar{\varepsilon}_1^i}{\sigma_1}\right) \right]^{1-\delta_i} \quad (10)$$

と表せる。対数尤度関数は、

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(\bar{\omega}, \zeta) &= \sum_{i=1}^I \delta_i \left[\ln \phi\left(\frac{\bar{z}_i - \mathbf{y}_i \gamma'}{\sigma_2}\right) \right. \\ &+ \ln \left\{ 1 - \Phi\left(\frac{(\sigma_2 - \rho\sigma_1)\bar{z}_i - \sigma_2\bar{\mathbf{x}}_i \beta' + \rho\sigma_1\bar{\mathbf{y}}_i \gamma'}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_1\sigma_2}\right) \right\} \\ &+ \sum_{i=1}^I (1 - \delta_i) \left[\ln \phi\left(\frac{\bar{z}_i - \bar{\mathbf{x}}_i \beta'}{\sigma_1}\right) \right. \\ &+ \ln \left\{ 1 - \Phi\left(\frac{(\sigma_1 - \rho\sigma_2)\bar{z}_i + \rho\sigma_2\bar{\mathbf{x}}_i \beta' - \sigma_1\bar{\mathbf{y}}_i \gamma'}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_1\sigma_2}\right) \right\} \end{aligned} \quad (11)$$

となる。対数尤度関数(11)を最大にするようなパラメータ値 ζ の最尤推定量は、

$$\frac{\partial \ln \{\mathcal{L}(\bar{\omega}, \hat{\zeta})\}}{\partial \zeta_m} = 0, \quad (m = 1, \dots, M + N + 3) \quad (12)$$

を同時に満足するようなパラメータ $\hat{\zeta} = (\hat{\beta}, \hat{\gamma}, \hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2, \hat{\rho})$ として与えられる。対数尤度関数は大域的凹性が保証されないため、複数の極大解を有している。このため、通常のニュートンラフソン法を用いることはできない。

そこで、パラメータ ρ, σ_1, σ_2 に関する格子点を定義し、格子点の各点において残りのパラメータ β, γ に関して対数尤度関数の最大値を求める。その上で、パラメータ ρ, σ_1, σ_2 に関する格子点探索を行い大域的な最大値を求めた。さらに、パラメータの漸近的な共分散行列の推定量 $\hat{\Sigma}(\hat{\zeta})$ は、

$$\hat{\Sigma}(\hat{\zeta}) = \left[\frac{\partial^2 \ln \{\mathcal{L}(\bar{\omega}, \hat{\zeta})\}}{\partial \zeta \partial \zeta'} \right]^{-1} \quad (13)$$

と表すことができる。ただし、上式(13)の右辺は $\partial^2 \ln \{\mathcal{L}(\bar{\omega}, \hat{\zeta})\} / \partial \zeta_l \partial \zeta_m$ を (l, m) 要素とする $(M + N + 3) \times (M + N + 3)$ 次のFisher情報行列の逆行列である。

(4) モデルの推計結果

アンケート調査票では、被災世帯の流動性制約の有無を把握するために、

- 質問項目1 「調達した復旧資金額で被害の復旧を全て賄えたか否か」
- 質問項目2 「予定復旧資金調達先（資産売却、金融機関からの借り入れ、めどが立たない）と調達金額」

という2つの質問項目を設けている。このうち、質問項目1に対して、「賄えない」を回答した世帯は、流動性制約に直面している。一方、「賄えた」と回答した世帯は、流動性制約に直面していないと考えた。なお、質問項目1に対して無回答の世帯のうち、質問項目2において「予定調達先のめどが立たない」と回答した世帯も、流動性制約に直面しているサンプルに加えた。いずれの質問項目に対しても無回答、不明回答であるサンプルは、分析対象から除外した。この結果、650サンプルのうち、流動性制約に直面しているか否かを定義できるサンプル数は431となる。そのうち、流動性制約に直面しているサンプル数は148(34.3%)となる。

アンケート調査では、表-1に示す調査項目により、世帯の属性変数を調査している。これらの属性変数の組み合わせに対して流動性制約モデルを推計した。モデルの推計精度（尤度比、 t -値）、および符号条件を考慮して、最終的に流動性制約モデルでとりあげる説明変数を決定した。これらの属性変数のうち、被災世帯の必要調達額を推計するために用いる説明変数として、1) 一般資産被害額、2) 被害額流動性比、3) 保険カバー率が採用された。一般資産被害額は、損失・損壊した資産の再調達価額を表している。一般資産被害額は、家屋被害額と家財被害額の総和を意味する。このうち、家屋被害額に関しては、被災世帯の家屋延べ床面積に平成15年兵庫県家屋評価額15.2(万円/m²)²³⁾を乗じることにより家屋価額を算出するとともに、各家屋ごとの浸水深に応じた被害率を乗じて算定した。本実態調査では合計46項目にわたる家財と21項目にわたる農

業・畜産関係資産の損失・損壊の状態を調べている。被災世帯の家財の損失・損壊実態に基づいて、逸失した家財の再調達価額を算出し、その総和を一般資産被害額とした。3. で明らかにしたように、世帯は損失・損壊した資産のすべてを再調達するわけではない。このため、一般資産被害額と必要調達額が一致する保証はないが、一般資産被害額が大きければ被害額も大きくなり、必要調達額は大きくなる。次に、被害額流動性比（「一般資産被害額」/（「世帯年収」+「金融資産残高」））は、一般資産被害額と復旧のための流動性資金の比率を表している。流動性資金は、世帯が復旧のための自己調達できる流動性の上限値を表しており、被災年度における世帯年収と金融残高で構成される。被害額流動性比が大きくなれば、損壊した資産の中で、復旧できない資産の割合が増加するため、必要調達額が小さくなる。なお、本研究では、世帯の金融資産残高を、世帯の預金残高と保有する有価証券の時価総額を用いて定義している。最後に、保険カバー率（「保険給付金額」/「一般資産被害額」）は、給付された保険金額が一般資産被害額に占める割合を用いて定義している。高い復旧水準を望む世帯ほど保険カバー率は大きくなることが予想される。このため、保険カバー率が大きいほど必要調達額は大きくなる。

一方、調達可能額を推計するために採用した説明変数は1) 金融資産残高、2) 土地資産価額、3) 保険金給付額である。世帯が保有する金融資産は、世帯の復旧のための重要な資金源である。金融資産残高が大きいかほど自己資金による復旧資金の調達可能額は大きくなる。また、金融資産残高が大きいかほど、金融機関からの借入れも容易になる。つぎに、土地資産価額は宅地資産価額と田畑山林資産価額の和を意味する。世帯が保有する宅地面積に基準地価²³⁾を乗じることにより宅地価額を算定した。なお、対象地域における基準地価の平均値は3.56(万円/m²)である。田畑、山林資産価額は、世帯が保有する田畑、山林面積に田畑山林価格²⁴⁾を乗じて算定している。なお、調査田畑平均価格は田畑で0.0781(万円/m²)、用材林地価格 薪炭林地価格で0.0050(万円/m²)となっている。土地資産は非流動性資産であり、水害による物的な被害は発生しない。しかし、土地資産を流動化するためには時間を要する。さらに、対象地域では水害後地価の一時的な下落が発生しており、土地資産の一部を売却し、復旧資金を工面した世帯は多くない。むしろ、世帯が担保物件となっていない土地資産を保有している場合、土地資産を担保にすることにより、借入れによる調達可能額を大きくすることができる。このように考えれば、土地資産価額が大きい世帯ほど、流動性制約を緩和することが可能である。最後に、保険金給付額は保険により給

表-2 流動性制約モデルの推計結果

変数	パラメータ	t-値	
必要調達額モデル			
定数項 (x_0)	β_0	0.912	2.754
一般資産被害額 (x_1)	β_1	0.253	9.663
被害額流動性比 (x_2)	β_2	-0.119	-2.458
保険カバー率 (x_3)	β_3	6.886	14.007
調達可能額モデル			
定数項 (y_0)	γ_0	2.415	5.777
金融資産残高 (y_1)	γ_1	0.252	5.884
土地資産価額 (y_2)	γ_2	0.050	2.243
保険金給付額 (y_3)	γ_3	1.141	10.813
相関係数	ρ	-0.10	-
標準偏差	σ_1	1.91	-
標準偏差	σ_2	2.29	-
初期対数尤度		-1326.637	
対数尤度		-305.236	
自由度調整済み尤度比		0.739	

注) 説明変数（調達額、一般資産被害額、金融資産残高、土地資産価額、保険金給付額）の金銭単位は100万円である。なお、標準偏差 σ_1, σ_2 に関しては $\sigma_1 = 0, \sigma_2 = 0$ という帰無仮説が定義できないためt値が記載されていない。

付された保険金額を表している。保険金給付額が大きいほど調達可能額は大きくなる。

なお、回収されたサンプルにはいくつかの欠損データが含まれているためにデータの補完を行った。金融資産残高の欠損データについては、全サンプルを流動性制約有無、世帯主年齢、世帯年収、家屋築年数により区分し、各区分の平均値により金融資産残高の欠損データを補完した。また、土地資産価額については、全サンプルを自宅延べ床面積別に区分し、各区分の土地資産価額の平均値によりデータを補完した。最後に一般資産被害額については、全サンプルを浸水深、自宅延べ床面積別に区分し、各区分の一般資産被害額の平均値によりデータを補完している。

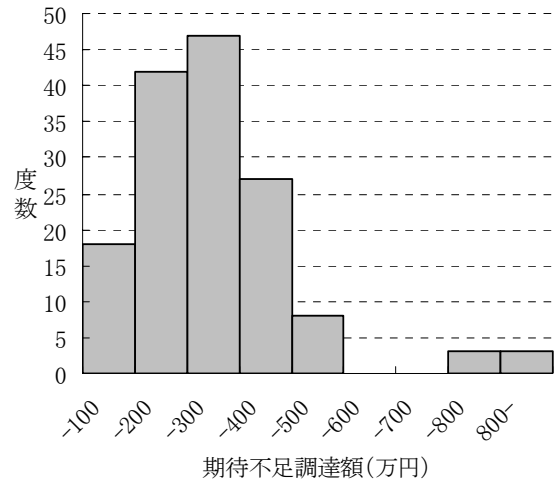
(5) 分析結果

流動性制約モデルの推計結果を表-2に示している。流動性制約モデルでは、調達可能額モデルと必要調達額モデルが同時に推計される。まず、必要調達額モデルでは、説明変数として、一般資産被害額、被害額流動性比、保険カバー率が選択された。住居形態（持ち家または借家ダミー）に関しては有意な結果が得られなかったため、最終的には説明変数から除外した。一般資産被害額は正で有意であり、一般資産被害額が大きいほど必要調達額が増加する。ただし、その係数は1を下回っており、世帯は物的資産の被害を全て復旧する意思があるとはいえない。また、被害額流動性は負で有意であり、年収、金融資産に対して被害額が大きいほど必要調達額が減少する。すなわち、被害額が年収、

金融資産に対して大きい場合、復旧の遅れを回避するために復旧水準を低下せざるを得なくなり、必要調達額が減少すると解釈できる。保険カバー率は正で有意であり、保険カバー率が大きいほど必要調達額が大きくなる。これは、保険カバー率の大きい世帯ほど、被災前の水準に近い、より高い復旧水準を望むため、必要調達額が大きくなる。

つぎに、調達可能額モデルの推計結果をとりあげよう。調達可能額を説明する変数として、金融資産残高、土地資産価額、保険給付額が選ばれた。世帯年収は有意な説明力を持たないため、最終的に説明変数としては選ばれていない。金融資産残高は正で有意であり、金融資産が多くなるほど調達可能額が増加するという結果を得ている。この結果は、金融資産残高が大きくなるほど、自己資金による調達額が大きくなることと、より多くの借り入れによる調達が可能になるという効果により説明できる。土地資産価額に関する係数は正で有意であり、土地資産を持つほど調達可能額が増加するという結果となっている。土地資産の大きさは世帯の資産的余裕を表す指標となりうる。すなわち、大きな土地資産を保有する世帯は、資産的余裕のない世帯に比べ、一般資産被害のうち、生活水準の低下をもらす被害の割合は相対的に小さなものとなる。また、土地資産自体は非流動性資産ではあるが、土地資産は水害による直接的被害を受けない資産である。そのため、土地資産を持つ世帯は、土地を担保とした借り入れが可能であり、調達可能額も大きくなる。このことは、金融資産、土地資産が、予期せぬ流動性需要に対する保険機能を果たしていることを示唆している。保険金給付額は正で有意であり、保険金給付額が大きいほど調達可能額が増加する。調達可能額モデルにおいて、金融資産残高、土地資産価額が説明変数として選択されたことは特筆すべきだろう。世帯は水害や地震、火災やその他の事故等、多様なリスクを抱えている。これらの事態に遭遇する確率は確かに存在するが、これらの事象が同時に生起する確率は極めて小さい。そのため、世帯は特定のリスクのみをヘッジする保険に加入するだけでなく、流動性補給機能を持つ金融資産、土地資産を保有することにより、予期せぬリスクによる不可逆な生活水準の低下リスクをヘッジをしている。

なお、以上の推計結果の中で、保険金給付額が説明変数として選択されていることには留保すべき点がある。保険金給付額は、世帯が効用最大化行動として選択した結果であり、本来内生変数として取り扱うべき変数である。保険金給付額を説明する外生変数と、本研究で取り上げた説明変数の間に相関関係が存在する場合、推計結果に内生性による推計バイアスが発生する可能性がある。内生性バイアスを処理するためには、



図一 1 1 期待不足調達額の分布 N=148

水害保険に関する需要関数を同時推計する方法が考えられる。このような内生性の問題に関しては、本研究の域を超えており今後の課題としたい。

(6) 流動性制約に関する考察

まず、流動性制約に陥っている世帯の期待不足調達額を推計しよう。アンケート調査の結果より復旧資金調達額に関する情報が入手可能である。したがって、流動性制約に直面している世帯 ($\delta_i = 1$) に関しては、復旧資金調達額 z_i が調達可能額 L_i に一致する。すなわち、式 (7b) より、確率誤差項 ε_2^i は確定値 $\bar{\varepsilon}_2^i$ となる。一方、必要調達額モデルに含まれる確率誤差項 ε_1^i の値を確定的に把握できない。しかし、流動性制約に直面しているという事実より、確率誤差項 ε_1^i は条件 $\varepsilon_1^i \geq \bar{\varepsilon}_1^i = z_i - \bar{x}_i \beta'$ を満足する。以上の情報を用いれば、流動性制約に直面する世帯 i の不足調達額 $E[G(\bar{x}_i, \bar{y}_i : z_i)]$ の期待値は、

$$\begin{aligned}
 & E[G(\bar{x}_i, \bar{y}_i : z_i)] \\
 &= \frac{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \xi(\bar{x}_i, \bar{y}_i, \varepsilon_1^i, \bar{\varepsilon}_2^i) \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i}{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i} \\
 &= \bar{x}_i \beta' - \bar{y}_i \gamma' - \bar{\varepsilon}_2^i + \frac{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \varepsilon_1^i \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i}{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i} \quad (14)
 \end{aligned}$$

と表すことができる。ただし、 $\xi(\bar{x}_i, \bar{y}_i, \varepsilon_1^i, \bar{\varepsilon}_2^i) = \bar{x}_i \beta' - \bar{y}_i \gamma' + \varepsilon_1^i - \bar{\varepsilon}_2^i$ である。アンケート調査において、流動性制約に直面したと回答した世帯のそれぞれに対して、式 (14) を用いて期待不足調達額を求めた。図一 1 1 は、以上で求めた期待不足調達額の分布状況を表す。アンケート回答世帯 (N=148) のうち、流動性制約に直面する世帯の期待不足調達額の平均値は 252 万円となる。流動性制約に直面した世帯の期待不足調達額と、世帯年収の関係を分析した結果、世帯年収の少ない世帯で、

期待不足調達額は世帯年収を上回る、またはそれに匹敵することが明らかとなった。このことから、世帯年収の少ない世帯では深刻な流動性制約に直面していることが明らかとなった。なお、流動性制約に直面している世帯の平均世帯年収は426万円であり、世帯年収に対する期待不足調達額の値は決して小さいとはいえない。

水害の規模が変化すれば、流動性被害を被る世帯の割合（以下、流動性被害率と呼ぶ）、と被災世帯の期待不足調達額は変化する。そこで、一般資産被害額の変化が、流動性被害率、期待不足調達額に及ぼす影響を分析しよう。豊岡水害において流動性制約に陥った世帯に関しては、確率誤差項 ε_2^i が確定値 $\bar{\varepsilon}_2^i$ であると考えよう。流動性制約に直面しない世帯に関しては確率誤差項 ε_1^i が確定値 $\bar{\varepsilon}_1^i$ であるとする。そこで、アンケート回答世帯集合 Ω を互いに排他的な2つの集合、

$$\Omega_1 = \{i \in \Omega | \bar{\delta}_i = 1\} \quad (15a)$$

$$\Omega_2 = \{i \in \Omega | \bar{\delta}_i = 0\} \quad (15b)$$

に分割しよう。 Ω_1 は、本水害で流動性制約に直面した世帯の集合を、 Ω_2 は、流動性制約に直面しなかった世帯の集合を表す。集合 Ω_1 に属する世帯に関しては $\bar{\varepsilon}_2^i$ が、集合 Ω_2 に属する世帯に関しては $\bar{\varepsilon}_1^i$ が既知である。ここで、必要調達額モデルに含まれる説明変数のうち、(他の説明変数を実測値に固定しながら)一般資産被害額 \bar{x}_1^i 、被害額流動性比 \bar{x}_2^i のみが $\bar{x}_1^i(\kappa) = \kappa \bar{x}_1^i$ 、 $\bar{x}_2^i(\kappa) = \kappa \bar{x}_2^i$ と変化した場合を考えよう。ただし、 κ はパラメータである。また、 \bar{x}_1^i 、 \bar{x}_2^i を新しい数値 $\bar{x}_1^i(\kappa)$ 、 $\bar{x}_2^i(\kappa)$ に置き換えた説明変数ベクトルを $\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)$ と表そう。

まず、属性 $\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)$ 、 $\bar{\mathbf{y}}_i$ を有する世帯 i が、今回の水害で流動性制約に直面したケース $i \in \Omega_1$ を考えよう。世帯 i は $\kappa = 1$ の場合に流動性制約に直面しているため、 $\kappa > 1$ の場合には、確率1で流動性制約に直面する。一方、 $\kappa < 1$ の場合には、 $\varepsilon_1^i > -\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)\boldsymbol{\beta}' + \bar{\mathbf{y}}_i\boldsymbol{\gamma}' + \bar{\varepsilon}_2^i$ のとき流動性制約に陥る。世帯 i が $\kappa = 1$ の場合に流動性制約に陥ることから、 $\varepsilon_1^i > -\bar{\mathbf{x}}_i(1)\boldsymbol{\beta}' + \bar{\mathbf{y}}_i\boldsymbol{\gamma}' + \bar{\varepsilon}_2^i$ が成立している。したがって、 $\kappa < 1$ の場合に、世帯 $i \in \Omega_1$ が流動性制約に直面する流動性被害率 $\rho^1(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i)$ は、世帯 i が $i \in \Omega_1$ であることを所与とした条件付き確率として表される。以上を整理して、流動性被害率は、

$$\rho^1(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i) = \begin{cases} \frac{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa)}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i}{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i} & (\kappa < 1 \text{ の時}) \\ 1 & (\kappa \geq 1 \text{ の時}) \end{cases} \quad (16)$$

と表される。ただし、 $\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa) = \bar{z}_i - \bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)\boldsymbol{\beta}'$ である。一方、属性 $\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)$ 、 $\bar{\mathbf{y}}_i$ を有する世帯 i が、今回の水害で流動性制約に陥らなかったケース $i \in \Omega_2$ を考えよう。世帯 i は $\kappa = 1$ の場合に流動性制約に陥らなかったため、 $\kappa < 1$ の場合には、流動性制約に陥る確率は0である。

一方、 $\kappa > 1$ の場合には、 $\kappa > 1$ の場合に、世帯 $i \in \Omega_1$ が流動性制約に直面する流動性被害率 $\rho^2(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i)$ は、世帯 i が $i \in \Omega_2$ であることを所与とした条件付き確率として表される。以上を整理して、

$$\rho^2(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i) = \begin{cases} 0 & (\kappa \leq 1 \text{ の時}) \\ \frac{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa)}^{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa=1)} \psi(\varepsilon_2^i | \bar{\varepsilon}_1^i) d\varepsilon_2^i}{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_2^i | \bar{\varepsilon}_1^i) d\varepsilon_2^i} & (\kappa > 1 \text{ の時}) \end{cases} \quad (17)$$

と表される。ただし、 $\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa) = \bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)\boldsymbol{\beta}' - \bar{\mathbf{y}}_i\boldsymbol{\gamma}' + \bar{\varepsilon}_1^i$ である。さらに、属性 $\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)$ 、 $\bar{\mathbf{y}}_i$ を有する世帯の中で、流動性制約に陥った世帯が調達できない不足調達額 $G(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i)$ を、世帯の必要調達額 $C(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa))$ と調達可能額 $L(\bar{\mathbf{y}}_i)$ の差を用いて、

$$G(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i) = \max\{C(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)) - L(\bar{\mathbf{y}}_i), 0\} \quad (18)$$

と定義しよう。したがって、不足調達額の期待値 $E[C^k(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i)]$ ($i \in \Omega_k; k = 1, 2$) は、

$$E[G^1(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i)] = \begin{cases} \frac{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa)}^{\infty} \xi(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i, \varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i}{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i} & (\kappa < 1 \text{ の時}) \\ \frac{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa=1)}^{\infty} \xi(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i, \varepsilon_1^i, \bar{\varepsilon}_2^i) \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i}{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i} & (\kappa \geq 1 \text{ の時}) \end{cases} \quad (i \in \Omega_1 \text{ の時}) \quad (19)$$

$$E[G^2(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i)] = \begin{cases} 0 & (\kappa \leq 1 \text{ の時}) \\ \frac{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa)}^{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa=1)} \xi(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i, \bar{\varepsilon}_1^i, \varepsilon_2^i) \psi(\varepsilon_2^i | \bar{\varepsilon}_1^i) d\varepsilon_2^i}{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_2^i | \bar{\varepsilon}_1^i) d\varepsilon_2^i} & (\kappa > 1 \text{ の時}) \end{cases} \quad (i \in \Omega_2 \text{ の時}) \quad (20)$$

と表すことができる。ただし、 $\xi(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa), \bar{\mathbf{y}}_i, \varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)\boldsymbol{\beta}' - \bar{\mathbf{y}}_i\boldsymbol{\gamma}' + \varepsilon_1^i - \varepsilon_2^i$ である。また、属性 $\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)$ 、 $\bar{\mathbf{y}}_i$ を有する世帯 i が、調達する必要調達額 $C'(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa))$ を、

$$C'(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)) = \max\{C(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)), 0\} \quad (21)$$

と定義しよう。したがって、必要調達額の期待値 $E[C'^k(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa))]$ ($i \in \Omega_k; k = 1, 2$) は、

$$E[C'^1(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa))] = \frac{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa=1)}^{\infty} C'(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)) \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i}{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i; \kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i | \bar{\varepsilon}_2^i) d\varepsilon_1^i} \quad (i \in \Omega_1 \text{ の時}) \quad (22)$$

$$E[C'^2(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa))] = \frac{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa=1)}^{\infty} C'(\bar{\mathbf{x}}_i(\kappa)) \psi(\varepsilon_2^i | \bar{\varepsilon}_1^i) d\varepsilon_2^i}{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i; \kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_2^i | \bar{\varepsilon}_1^i) d\varepsilon_2^i}$$

(7) 政策的示唆

豊岡水害を対象とした実証分析の結果、多くの被災世帯が流動性制約に直面し、復旧過程に遅延が発生していることが判明した。その中で、保険金給付を受けた多くの世帯では、流動性制約が大幅に緩和されている。一方、保険金の給付だけでは、復旧資金を十分に確保できない世帯も存在する。対象地域では、過去に水害が頻繁に起こっており、図-4に示したように、多くの世帯が過去に水害を経験している。さらに、行政活動や地域教育活動の実践を通じて、住民の水害に対する認識も高い。それにも関わらず、豊岡水害の復旧過程において、水害保険が果たした役割は限定的である。したがって、今後の地域防災対策を考える上で、水害保険が果たす役割について考察することが必要である。

1. でも言及したように、世帯は、疾病、事故、火災等、多様なリスクに直面している。保険は特定のリスクによる金銭的被害をヘッジする手段である。各リスク事象が生起する確率は、少なからず存在するものの、それらのリスク事象がすべて同時に生起する確率は限りなくゼロに近い。したがって、すべての種類のリスクを、個別の保険でヘッジすることは合理的ではない。これに対して、金融資産、土地資産は、すべての種類の金銭的リスクに対処できる保険機能を有している。保険は個別リスクにのみ対応可能であるという点で、リスクヘッジ手段として限界がある。

アンケート調査では、世帯が加入している保険に関する情報も得ている。それによれば、火災保険加入世帯のうち45%の世帯は今回の水害で保険金を給付されている。火災保険において、水害による家屋被害の補償は特約である場合が一般的であることを考慮すれば、この結果は、火災保険加入世帯のうち水害保険特約を付与している世帯は45%であり、およそ半分程度でしかないことを示している。対象地域における水害リスクは決して小さくはないが、世帯にとって最大のリスク要因ではない。さらに、水害保険の料率が高く、水害保険に加入できない世帯も少なからず存在する。豊岡水害のような大規模水害に対しては、治水対策により、水害リスクそのものを軽減することが先決であろう。さらに、世帯が水害リスクのみに直面している環境と他のさまざまなリスクに直面している環境では、水害リスクに対する保険需要は異なる。そのため、保険供給者は、世帯が複数のリスクに直面している中での水害保険の位置づけを検討する必要がある。

豊岡水害では、多くの世帯が復旧資金を速やかに調達できないという流動性被害を被っている。図-1に示したように、流動性被害は、流動性制約が存在するために、復旧過程が遅延する被害である。被災後、速やかに復旧資金を金融機関から調達できれば、流動性被

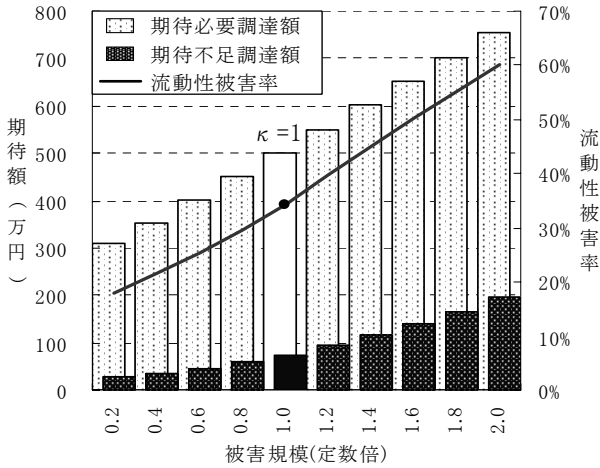


図-1 2 流動性被害率と

期待不足調達額, 期待必要調達額 N=431

$$(i \in \Omega_2 \text{の時}) \quad (23)$$

と表せる。このとき、各世帯ごとに、 $\rho^k(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i)$, $E[G^k(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i)]$, $E[C'^k(\bar{x}_i(\kappa))]$ を求めることができる。さらに、対象地域で集計化することにより、

$$\rho(\kappa) = I^{-1} \sum_{k=1}^2 \sum_{i \in \Omega_k} \rho^k(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i) \quad (24a)$$

$$E[G(\kappa)] = I^{-1} \sum_{k=1}^2 \sum_{i \in \Omega_k} E[G^k(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i)] \quad (24b)$$

$$E[C'(\kappa)] = I^{-1} \sum_{k=1}^2 \sum_{i \in \Omega_k} E[C'^k(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i)] \quad (24c)$$

を求めることができる。ただし、 I^{-1} は、集計の対象とした世帯数の逆数である。図-1 2は、すべての世帯に対して κ が一律に変化した場合を想定し、推計に用いたサンプル (N=431) の平均的な流動性被害率 $\rho(\kappa)$ と期待不足調達額 $E[G(\kappa)]$ 、期待必要調達額 $E[C'(\kappa)]$ を求めた結果を示している。 $\kappa = 1$ の場合の流動性被害率は、今回の水害における実態を示している。なお、4.(2)で言及したように、調達可能額モデルに適用範囲が存在し、被害額の小さい世帯の期待不足調達額の推定精度に限界がある。そこで、 κ の値に関する感度分析を行う際、被害額が床上浸水以下の被害に相当する場合、流動性被害は発生しない($E[G(\kappa)] = 0$)と想定している。

以上では、すべての世帯の一般資産被害額を一律に変動させた簡単な感度分析を試みた。しかし、水害規模による流動性被害の実態を詳細に検討するためには、汎濫シミュレーションにより個別世帯の浸水深を推定し、水害規模に応じた一般資産被害額を算定することが必要となる。その上で、各世帯の期待不足調達額を推計するような方法論の開発が必要である。

害は発生しない。対象地域では、水害後、現地での復旧を断念し、他の地域へ移転した世帯は多くない。しかし、大都市地域で水害が発生した場合、既存の負債契約を完済するために、所有する土地を売却せざるを得ない世帯も存在しよう。このような場合、流動性制約により、従前の生活パターンを維持することが不可能となり、流動性制約がもたらす被害も甚大となる。このような流動性被害を抑制するためには、被災世帯に対する復旧資金の融資制度を確立することが必要である。

最後に、被災世帯がフルカバーの水害保険に加入しない場合、図-1に示したように、被災後において物的資産は従前の水準にまで回復しないことに留意する必要がある。世帯は、物的資産の回復も含めて、保有する流動性資産の最適な消費計画を策定する。世帯は、流動性資産を物的資産の再調達以外の用途にも利用するため、一般資産被害額と必要調達額との差（回復しなかった資産総額）が、生活水準の低下を意味している訳ではない。しかし、流動性制約により、生活水準の低下が発生していることは事実である。治水経済調査マニュアル（案）¹⁴では、水害により発生する被害を資産価額の減少額で評価してきた。しかし、本研究で指摘したような流動性制約による長期的生活水準の低下は考慮されていない。今後、流動性被害や長期的生活水準の低下を計量化する方法論の開発が必要である。

5. おわりに

本研究では、平成16年10月に発生した豊岡市水害を対象として、被災世帯が復旧資金の調達の際に直面した流動性制約について考察した。さらに、ショートサイド原則に基づくサンプル選択モデルを用いて、世帯が損壊した家屋・家財を復旧するために必要とする必要調達額と現実に調達可能な調達可能額を推計するとともに、両者を比較することにより不足調達額を明らかにした。その結果、豊岡水害において、多くの被災世帯が、復旧に必要な資金を金融機関から調達できないという流動性制約に直面していることが判明した。さらに、流動性制約に直面する世帯は、必ずしも少なくない不足調達額が生じていることが明らかとなった。このように本研究では、従来の研究でとすれば見過ごされてきた、自然災害後の世帯の流動性制約及び流動性被害について、その存在を実証的に明らかにした点に新規性があると考えられる。

しかし、本研究には、今後いくつかの研究課題が残されている。第1に、流動性被害に関する理論的な研究が必要である。本研究では、被災世帯が流動性制約に直面することにより、長期的な効用低下を強いられることを指摘した。今後、流動性制約が発生する場

合に世帯が被る経済的な被害を計測する方法論を開発することが必要である。第2に、本研究では、豊岡水害が発生してから5ヶ月後という時点における世帯の復旧状態に関して分析を試みたものである。世帯の復旧過程を分析するためには、複数の時間断面にわたって、世帯の復旧過程を観察することが必要となる。このことは、流動性制約により発生する流動性被害を計測するためにも重要な課題である。すでに、筆者らは、平成18年3月に被災世帯の復旧過程に関する追跡調査を実施している。このような複数時点にまたがるパネルデータを用いて、被災世帯の復旧状況や流動制約の緩和状態を分析することを予定している。第3に、本研究では、保険給付カバー率を外生変数として取り扱っている。しかし、保険給付カバー率は世帯の効用最大化行動の結果として決定される。このような内生変数を説明変数に加えて流動性制約モデルを推計した場合、説明変数の内生性に起因する推計バイアスが発生する可能性がある。この問題を解決するためには、世帯の保険加入行動モデルを同時推計するような流動性制約モデルの拡張が不可欠である。

なお、本研究の遂行において、国土交通省豊岡河川国道工事事務所、兵庫県、豊岡市、および地元自治会に、多大なご協力を賜っている。また、京都大学松島格也准教授、横松宗太准教授から、貴重な意見を頂いている。ここに、感謝の意を表します。

付録 尤度関数の導出

確率密度関数 $\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i)$ を条件付き確率密度関数 $\psi_2(\varepsilon_2^i | \varepsilon_1^i)$ と確率密度関数 $\psi_1(\varepsilon_1^i)$ を用いて、

$$\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \psi_2(\varepsilon_2^i | \varepsilon_1^i) \psi_1(\varepsilon_1^i)$$

と表そう。また、

$$\begin{aligned} \psi_1(\varepsilon_1^i) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{-\frac{(\varepsilon_1^i)^2}{2\sigma_1^2}\right\} = \phi\left(\frac{\varepsilon_1^i}{\sigma_1}\right) \\ \psi_2(\varepsilon_2^i | \varepsilon_1^i) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_2^2(1-\rho^2)}\right. \\ &\quad \left.\left(\varepsilon_2^i - \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}\varepsilon_1^i\right)^2\right\} \end{aligned}$$

であり、 $\phi(\cdot)$ は標準正規確率密度関数を表す。変数変換、

$$s_i = \frac{\varepsilon_2^i - \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}\varepsilon_1^i}{\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}$$

施せば、 $\psi_2(\varepsilon_2^i | \varepsilon_1^i) = \phi(s_i)$ と表せる。したがって、確率密度関数 $\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i)$ は、

$$\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \phi\left(\frac{\varepsilon_1^i}{\sigma_1}\right) \phi(s_i) \quad (25)$$

と表せる。同様に、

$$\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \psi_1(\varepsilon_1^i | \varepsilon_2^i) \psi_2(\varepsilon_2^i)$$

$$\begin{aligned}\psi_2(\varepsilon_2^i) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left\{-\frac{(\varepsilon_2^i)^2}{2\sigma_2^2}\right\} = \phi\left(\frac{\varepsilon_2^i}{\sigma_2}\right) \\ \psi_1(\varepsilon_1^i|\varepsilon_2^i) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_1^2(1-\rho^2)}\right. \\ &\quad \left. \left(\varepsilon_1^i - \frac{\rho\sigma_1}{\sigma_2}\varepsilon_2^i\right)^2\right\} = \phi(t_i) \\ t_i &= \frac{\varepsilon_1^i - \frac{\rho\sigma_1}{\sigma_2}\varepsilon_2^i}{\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}}\end{aligned}$$

を得る。したがって、確率密度関数 $\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i)$ は、

$$\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \phi\left(\frac{\varepsilon_2^i}{\sigma_2}\right)\phi(t_i) \quad (26)$$

と表せる。式(6)に式(25),(26)を代入すれば次式を得る。

$$\begin{aligned}\mathcal{L} &= \prod_{i=1}^I \left\{ \int_{\bar{t}^i}^{\infty} \phi\left(\frac{\varepsilon_2^i}{\sigma_2}\right)\phi(t)dt \right\}^{\delta_i} \\ &\quad \prod_{i=1}^I \left\{ \int_{\bar{s}^i}^{\infty} \phi\left(\frac{\varepsilon_1^i}{\sigma_1}\right)\phi(s)ds \right\}^{1-\delta_i} \\ &= \prod_{i=1}^I \left[\{1 - \Phi(\bar{t}^i)\}\phi\left(\frac{\varepsilon_2^i}{\sigma_2}\right) \right]^{\delta_i} \\ &\quad \prod_{i=1}^I \left[\{1 - \Phi(\bar{s}^i)\}\phi\left(\frac{\varepsilon_1^i}{\sigma_1}\right) \right]^{1-\delta_i}\end{aligned}$$

参考文献

- 1) Tobin, J.: *Money, Credit, and Capital*, The McGraw Hill, 1998, 藪下史郎他訳：トービン金融論, 東洋経済新報社, 2003.
- 2) 斎藤誠, 柳川範之: 流動性の経済学, 東洋経済新報社, 2002.
- 3) 大西正光, 横松宗太, 小林潔司: 流動性リスクと地震保険需要, 土木学会論文集, No.793/IV-68, pp.105-120, 2005.
- 4) Zeldes, A.P.: Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation, *Journal of Political Economy*, Vol.97, pp.305-346, 1989.
- 5) Paxson, C.: Borrowing constraints and portfolio choice, *The Quarterly Journal of Economics*, pp.535-543, 1990.
- 6) Hayashi, F.: The effect of liquidity constraints on consumption: A cross-sectional analysis, *The Quarterly Journal of Economics*, pp.183-206, 1985.
- 7) Maki, A.: Liquidity constraints: A cross-section analysis of the housing purchase behavior of Japanese households, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.75, pp.429-437, 1993.
- 8) 新谷元嗣: 日本の消費者と流動性制約へクレジット情報を用いた検証, 大阪大学経済学, Vol.44, pp.41-56, 1994.
- 9) 松浦克己, 白石小百合: 資産選択と日本経済, 東洋経済新報社, 2004.
- 10) 澤田康幸, 清水谷論: 阪神淡路大震災による被害に対して人々はどうか対処したのか, CIRJE Discussion Papers, 2005.
- 11) 小林潔司, 横松宗太: 災害リスクマネジメントと経済評価, 土木計画学研究・論文集, Vol.19, pp.1-12, 2002.
- 12) 横松宗太, 小林潔司: 非可逆的リスクと防災投資の経済便益評価, 土木計画学研究・論文集, No.16, pp.393-402, 1999.
- 13) Jappelli, T.: Who is credit constrained in the U.S. economy, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.105, pp.219-234, 1990.
- 14) 国土交通省: 治水経済調査マニュアル(案), 2000.
- 15) 小林潔司, 湧川勝己, 田中勉, 幸弘美, 肥田幸子: 壊滅的洪水リスクの回避と費用便益分析, 河川技術論文集, 第8巻, pp.161-166, 2002.
- 16) Sawada, Y. and Shimizutani, S.: Are people insured against natural disasters? Evidence from the Great Hanshin-Awaji (Kobe) Earthquake in 1995, CIRJE Discussion Papers, 2005.
- 17) Kohara, M., Ohtake, F. and Saito, M.: A test of the full insurance hypothesis: The case of Japan, *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.16, pp.335-352, 2002.
- 18) Tobin, J.: Estimation of relationships for limited dependent variables, *Econometrica*, Vol.26, pp.24-36, 1958.
- 19) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 20) 奥村誠, 吉川和広, 園田稔康: 地域構造が変動する都市圏の不均衡モデルによる分析, 土木学会論文集, No.476/IV-21, pp.37-46, 1993.
- 21) Bowden, R.J.: *The Econometrics of Disequilibrium*, North-Holland, 1978.
- 22) Quandt, R.E.: *The Econometrics of Disequilibrium*, Blackwell, 1988.
- 23) 兵庫県: 兵庫県地価調査基準地価格要覧, 2005.
- 24) 日本不動産研究所: 田畑山林地価格調査田畑地価格及び山林素地地価格等, 2005.

(2006. 10. 12 受付)

FINANCIAL PROCUREMENT FOR DISASTER RECOVERY AND LIQUIDITY CONSTRAINTS

Kiyoshi KOBAYASHI, Katsumi WAKIGAWA, Masamitsu ONISHI, Hiroyuki ITOH, and Hiroki SEKIKAWA

In this paper, it is investigated how the households sacrificed by the 2004 October flood in Toyooka City have procured the necessary liquidity for the recovery of their damaged assets. The necessary and available amounts of the liquidity for the recovery are simultaneously estimated by use of the sample selection model with the short-side principles to evaluate the shortage in the liquidity procured. As the results of our case study, it becomes clear that many households are faces with the liquidity constraints, which prevent them from setting up the sufficient money for their recovery. The shortage of the liquidity may cause the delay of the recovery processes and ended up with the long-run welfare loss of the households.