治水経済便益の評価手法の高度化に関する研究

－ 流動性被害と精神的被害に着目して －

平成 19 年 7 月

湧　川　勝　己

治水経済便益の評価手法の高度化に関する研究
－ 流動性被害と精神的被害に着目して －
目　　次

1.･序　　論

1.1.　研究の背景と目的･･･ 1

1.2.　研究の位置付けと概要･･･ 3

1.2.1　リスクプレミアムと防災投資効果･･･ 3

1.2.2　流動性制約と防災投資効果･･･ 3

1.2.3　精神的被害と防災投資効果･･･ 4

1.2.4　研究の内容 ･･･ 5

2.　治水事業に関する経済調査の概要と技術的変遷及び課題

2.1.　緒　言･･･ 8

2.2.　治水事業に関する経済調査の歴史的経緯･･･ 8

2.2.1　近代治水事業の歴史的変遷･･･ 8

2.2.2　治水事業に関する経済調査の萌芽　－ 中安による千代川の研究事例 －･･･ 12

2.2.3　治水経済調査のはじまりと現状･･･ 15

2.2.4　技術の発達と治水経済調査の変化･･･ 16

2.3.　現行治水経済調査の課題･･･ 18

2.3.1　防災事業におけるリスクプレミアムの導入･･･ 18

2.3.2　水害と被害等の時系列的関係（流動性制約と災害復旧過程の考慮）･･･ 19

2.3.3　精神的な被害額の算定･･･ 20

2.3.4　その他の課題 ･･･ 21

2.4.　結　言･･･ 21

3.　家計の流動性制約と防災投資の経済効果

3.1.　緒　言･･･ 23

3.2.　本研究の基本的考え方･･･ 25

3.2.1　防災事業におけるリスクプレミアムに関する既往研究の概要･･･ 25

3.2.2　耐久性物的資産の形成と流動性被害･･･ 26

3.2.3　本研究の前提 ･･･ 27

3.3.　家財復旧モデル化の定式化検討･･･ 29

3.3.1　モデル化の仮定･･･ 29

3.3.2　経済評価 ･･･ 32

3.3.3　流動性制約が存在しない場合･･･ 34

3.3.4　流動性被害と貯蓄の流動性プレミアム･･･ 35

3.4.　保険の流動性供与機能･･･ 37

3.4.1　保険の流動性供給機能･･･ 37

3.4.2 リスクプレミアムと保険の流動性プレミアム ····· 39
3.5. 防災投資による家財復旧遅延リスクの軽減効果 ····· 41
3.6. 結　言 ····· 43

4. 家計の復旧資金調達と流動性制約のモデル化
4.1. 緒　言 ····· 46
4.2. 基本的な考え方 ····· 46
4.2.1 従来の研究概要 ····· 46
4.2.2 復旧資金の調達 ····· 47
4.2.3 流動性制約仮説 ····· 48
4.3. 豊岡における復旧資金の調達状況 ····· 50
4.4. 流動性制約モデルの検討 ····· 54
4.4.1 流動性制約仮説 ····· 54
4.4.2 モデルの定式化 ····· 54
4.4.3 モデルの推計方法 ····· 56
4.4.4 モデルの推計結果 ····· 57
4.4.5 モデルを用いた流動性制約に関する考察 ····· 61
4.5. 結　言 ····· 65

5. 家計の復旧過程と流動性被害
5.1. 緒　言 ····· 70
5.2. 基本的考え方 ····· 71
5.2.1 従来の研究概要 ····· 71
5.2.2 復旧度とパネル調査スキーム ····· 71
5.2.3 マルコフ推移確率 ····· 73
5.3. 非集計マルコフ推移確率 ····· 74
5.3.1 ハザードモデルの定式化 ····· 74
5.3.2 指数ハザードモデル ····· 76
5.3.3 マルコフ推移確率の導出 ····· 77
5.3.4 マルコフ推移確率の時間的整合性 ····· 80
5.4. マルコフ推移確率の推定方法 ····· 80
5.4.1 パネル調査データの内容 ····· 80
5.4.2 ハザードモデルの推定方法 ····· 81
5.4.3 マルコフ推移確率の平均化操作 ····· 82
5.5. 適　用 ····· 83
5.5.1 実態調査概要 ····· 83
5.5.2 推定結果 ····· 84
5.6. 結　言 ····· 86

6. 精神的な被害と防災投資の経済的効果

6.1. 緒　言 91
6.2. 本研究の基本的考え方 92
6.2.1 精神的な被害に関する既往研究の概要 92
6.2.2 精神的評価のアプローチ 93
6.3. 円山川流域における精神的被害の実態 95
6.3.1 実態調査の概要 95
6.3.2 精神的被害の実態 96
6.4. 因子分析法を用いた精神的被害の分析 98
6.4.1 精神的被害の構造 99
6.4.2 精神的被害構造のモデル化 101
6.4.3 精神的被害構造の時間的な変化 102
6.5. 精神的な被害の捉え方と算定方法に関する考察 104
6.5.1 精神的被害の定義 104
6.5.2 定式化 105
6.5.3 モデルの推計方法 107
6.5.4 モデルの推計 108
6.5.5 支払意思額の推計 110
6.5.6 若干の留意事項と今後の課題 112
6.6. 結　言 113

7. 豊岡市周辺の水害被害額についての考察

7.1. 緒　言 116
7.2. 2004 年円山川水害の概要 116
7.2.1 台風 23 号の概要と円山川の被害状況 116
7.2.2 豊岡市周辺の過去の水害被害の概要 120
7.3. アンケート調査の概要 122
7.3.1 アンケート調査の目的 122
7.3.2 アンケート調査結果の概要 128
7.4. 鳥居地区を対象とした家計の水害被害額の算定 134
7.4.1 2004 年台風 23 号による氾濫状況の再現 134
7.4.2 治水経済調査マニュアル（案）を用いた家計の水害被害額の算定 140
7.4.3 治水経済調査マニュアル（案）を用いた家計の年平均期待被害額の算定 142
7.5. 水害遭遇家計のリスクプレミアムと流動性被害に関するケーススタディ 143
7.5.1 水害遭遇家計における流動性制約 143
7.5.2 リスクプレミアムと流動性制約に関する考察 145
7.5.3 精神的被害の年平均期待被害額の算定 147

7.6.　結　言 148

8. 結　論
8.1.　本研究の結論 150
8.2.　今後の課題と検討の方向性 152

謝　辞 153

1. 序 論

1.1. 研究の背景と目的

自然災害の生起頻度は稀少であるが、一度災害が生じれば、多くの家計や企業・組織が同時に被災し、被害規模が巨大になる危険性がある。このように同時性・巨大性をもつカタストロフリスクである水害リスクを効果的に軽減するためには、堤防やダムの治水施設の整備事業に代表されるリスクコントロール手法と水害保険等によるリスクファイナンス手法の双方が必要である。水害リスクの軽減には、リスクコントロール技術とリスクファイナンス技術を同時に考慮したリスクマネジメント体系を確立することが重要である。

治水事業の経済的便益の評価方法の統一的な考え方を取りまとめるために、2000 年 5 月に「治水経済調査マニュアル(案)[1)]」(以下、マニュアルという。)が国土交通省によって策定された。マニュアルでは、治水事業の便益算出において、期待被害軽減額そのものを便益と捉えている。期待被害額を用いた経済便益評価方法は、単純に言うと、リスクが小規模かつ独立に多数生起し、被害家計は税金から直接的な被害額分だけを補助されて、被災前の生活形態に戻るということを前提としている。また、保険を使って言い換えれば、家計は災害保険により自然災害による被害がフルカバーされており、被災時に災害保険により被災者が被った損害が瞬時に修復されることを前提としているとも言える。さらに保険市場において給付・反給付の法則が成立し、防災投資の経済便益が家計の支払う保険料の節約額に等しくなるという理想的な状況を想定したものである。しかし、自然災害リスクについては、被害のカタストロフ性や復興資金市場の借入れ制約の問題等を無視することができない。そのため、被害が保険によってフルカバーされ、保険市場において給付・反給付の法則が成立しているというような仮定は現実的でなく、費用対便益分析を巨大性・集合性を持つ災害リスクの軽減を目的とする防災投資の経済評価に用いることには限界がある。

これらの課題に対して、横松・小林[2)]は水害リスクに直面する家計の長期的な消費・資産形成と損害保険の購入行動を表す動学的消費モデルを定式化し、リスクプレミアムを考慮した治水事業の便益評価方法を提案している。しかし、水害による資産被害額は同じでも、被災者の収入や資産によって、また被災地域の経済力や地域における被災者の割合等によって、被災後の資産回復・形成過程が大きく異なってくる。また一方、治水施設のように全体としてのリスクを低下させるプロジェクトについては、リスクプレミアムを考慮する必要があると言われている[3)]。

横松・小林モデルでは、家計が将来の所得を担保として、復旧のための資金を借り入れることができない状況を想定している。ところが、現実には、家計が水害により被災した場合には、復旧資金を確保するために、保険金、自己資金のみならず、金融機関からの借入を利用することも可能である。将来の所得を担保にして、一時的に流動性資産を確保することにより、家計は被災資産を復旧することができ、資産の利用による効用を享受できる。しかしながら、実際には家計の借入は無限ではなく、将来獲得できるとされる所得を

全て担保として、借り入れることはできない。そのために、家計の生涯効用を最大化するために必要な復旧資金が必ずしも全額調達できるとは限らない。このような、復旧資金の不足に伴う効用の低下は、これまでの研究では指摘されてこなかった水害の被害であり、防災事業の投資便益に考慮されるべきプレミアムであると言える。

さらに、震災や水害のような自然災害の被害は、経済的な被害のみならず、精神的な被害も極めて深刻である。阪神淡路大震災では、心的外傷後障害(post traumatic stress disorder ： PTSD)がマスコミ等で大きく取り上げられ、世間の注目を浴びた。2002 年に中央ヨーロッパを襲ったエルベ川の大規模な洪水や 2004 年 12 月にインドネシア・スマトラ島沖でおきた地震・津波による災害では、教師や子供に対する精神的ケアの必要性や、外国人の出身国における精神的フォローの必要性が指摘された。水害による精神的被害の内容としては、1)資産や家財を失ったことによるショックや今後の生活の悩み、2)避難所生活における不安感・疲労感(特に高齢者の方の被害が多い)、3)水害後の清掃活動による疲労感、4)学校の教科書や衣類、家族や友人にもらった大事なものを失った子供のパニック症状、5)再び水害に遭うかもしれないといった不安などが指摘されている。これら災害特有の精神的苦痛は甚大であり、Greenら[4]やTunstall[5]らは一般家庭においては物的被害よりも精神的被害のような無形のものの方が重要であるとしている。

このように、震災や水害に伴う人々が受ける精神的被害については、これまでにも数多くの指摘がされてきたにも関わらず、その経済評価の方法論が確立されていないこともあり、これまでの防災事業の費用便益分析では、精神的被害の軽減効果を考慮してこなかった。

このような背景に基づき、国民生活の豊かさや安全・安心を確保する防災事業の効果を適正に評価するという観点から、近年、治水事業の実施等によって氾濫域の居住者等が「被災する」という不安感が緩和されたり、被災後に必要な借入ができないことに伴う復旧の遅延による損失を軽減する効果等、これまでの事業評価では表されていない効果を示すことが求められている。

平成 16 年 2 月に策定された公共事業評価の費用便益分析に関する技術指針(以下、「技術指針」)においても、このような観点から、防災事業のリスク評価において事業の効果を計測する考え方として、リスクプレミアムの考え方を導入し、1)仮想的市場評価法(CVM)を用いた支払い意思額による計測、2)保険市場データを用いた計測等の手法が示されている。このような考え方による事業評価が実施されるためには、従来の治水経済調査マニュアルの考え方に基づく期待被害額に加えて、地域全体としての防災事業に対する支払い意思額を把握することが必要となる。具体的には、保険プレミアムの援用手法、CVM 等による支払い意思額の把握手法、またはこれに替わる合理性を持った理論モデルの適用について、現地特性を踏まえた実務的運用手法の開発のための基本理論の検討・整理が必要となっている。

そこで、本研究では、治水事業評価における災害リスクへの対応に関する経済価値の定義、公共経済学等の理論体系をもとにした事業評価のための理論の構築、実証データに基づく便益計測の手法についての理論的検証を行い、公共経済学の立場から防災事業の社会的意義に関する規範を示すことを目的とする。

1.2. 研究の位置付けと概要

1.2.1 リスクプレミアムと防災投資効果

横松・小林モデルでは、危険回避的な家計によるリスクフェアでない災害保険の購入行動モデルを定式化し、家計の災害リスクの下での資産形成行動や防災投資の経済効果を計測する手法を提案している。伝統的な防災投資の費用便益分析においては、期待被害額の軽減効果を用いて防災投資の経済便益を評価する。期待被害額を用いて防災投資の経済便益を評価することは、小規模で各家計に独立に到着する被害をリスクフェアな災害保険により完全にカバーしうる状態を想定している。リスクファイナンス市場が発展すれば、災害保険料をある程度低減できよう。しかし、災害リスクは保険会社にとってもやはり大きなリスクであり、保険料には期待保険金支払額に加えて保険会社のリスクプレミアムが含められる。このとき家計にとって災害保険は割高な商品となりフルカバーの災害保険を購入しようとするインセンティブは存在しない。災害による被害が災害保険によりフルカバーされていない以上、家計は事前に期待被害額で評価される以上の心理的コスト(負の効用)を負担することになる。そのため、防災投資の便益には、「事後的な被害の軽減効果」が保険でカバーしきれない資産の減少リスクを軽減する効果を含んでいる。一方、災害保険市場の発展によって災害リスクがより広い範囲でシェアされるようになると、防災投資は災害時に保険金を供給する安全地域の主体にも影響を及ぼすことになる。災害リスクのリスクファイナンスは同質なリスク下にある主体のみの間でリスクをプールする仕組みではない。このとき、防災投資の費用便益分析では「最終的に誰に損失が帰着するのか」という問題を避けて通ることができない。

ところが、横松・小林モデルにおいて使用している災害保険のリスクプレミアムを考慮した防災投資効果の評価モデル(以下、リスクプレミアムモデル)では、いくつかの単純化がなされている。そのために、実際には評価すべき災害リスクによる被害を評価することができず、実際に生じている防災事業の便益を見落とすことになる。本研究では、リスクプレミアムモデルで仮定された条件を緩和することにより、リスクプレミアムを考慮した防災投資の経済効果を評価する手法を提案する。

1.2.2 流動性制約と防災投資効果

リスクプレミアムモデルでは、家計は返済が可能な範囲で自由に借入を行うことが許されている。換言すれば、無限の時間軸を考慮したリスクプレミアムモデルでは、家計はある上限のもとで永久に借換えを続けることができることになっている。このような環境では、家計は被災直後に大規模な借入を行って、家屋や家財を再建したり、消費の減少を最小限に抑えたりすることができる。しかしながら、現実には貸手と借手の間の情報の非対称性など、さまざまな理由によって、家計の借入には制約が課される。フォワード・モーゲージによる通常のローン契約においては、負債返済の原資には家計が毎期獲得する現金収入、給与所得等のキャッシュフローが充てられる。当該ローンによっ

て購入した不動産は抵当には入れられるものの、はじめから抵当不動産の売却益に依存した返済計画は認められない場合が多い。よって借入の規模は、現有の預金や将来の給与所得の範囲内に制約される。

災害により家計が負債契約を完済していない家屋を喪失した場合、被災後には負債が残ることになる。家計が獲得できるキャッシュフローに対して初期負債契約における負債残高が多ければ、家計は住宅再建に関わる追加的な負債契約を締結することが不可能となる。その結果、家計は被災時点において、従前の生活状況を復元するために十分な資金を調達することができなくなる。そうであっても、住宅は生存には不可欠な財であるため、家計は制約の範囲で何らかの住環境を確保せざるを得ない。このため、家計にとって借家に移住することが実現可能な選択肢となる場合が多い。しかし、ひとたび選択された住居は、就業や学校、コミュニティの問題などによって、貯蓄が増えてきたところで簡単に変更できるものではない。それによって被災直後に選んだ低いサービスレベルの住宅での生活が長期間継続することになる。あるいは、被災した住宅や家財の復旧のために、必要な資金を調達できず、完全に復旧できないまま、生活を送ることを余儀なくされることもあり得る。このようなリスクを不可逆な住環境の喪失リスクと呼ぶこととする。

本研究では、以上のような現実的な条件を踏まえて、従来指摘されてこなかった不可逆な住環境の喪失リスクを軽減することによる防災投資効果を評価するための手法について提案を行う。

1.2.3 精神的被害と防災投資効果

横松・小林のリスクプレミアムモデルの研究では、危険回避的な家計の効用関数を仮定して検討を行っており、家計のリスクに直面した状況に対する回避選好を表現することができる。従って、このリスクプレミアムモデルを用いた検討では、家計の選好が瞬間的な消費と物的資産に対する効用として表現されているので、仮にフルカバーの保険を家計が購入した場合には、実際に災害が生起したとしても、家計が受ける事後的な被害はゼロとして評価されることになる。しかしながら、実際には、物的資産に対してフルカバーの保険がかけられており、物的な資産が瞬間的に復旧したとしても、被災家計は思い出の品を喪失する悲しみ、被災後の掃除による疲労、再度災害に対する恐怖感や不安感といった精神的な苦痛等を感じると想定され、やはり被災者にとって精神的な被害を避けることはできない。

リスクプレミアムモデルでは、このような再度災害への精神的な不安といった精神的被害の大きさを評価することができない。したがって、本研究では、浸水に伴う精神的な被害の構造について分析を行うとともに、精神的被害の軽減効果を計測するための手法について提案を行う。

1.2.4 研究の内容

以上のような本研究の立場を踏まえて実施した検討内容は、以下に示すとおりである。

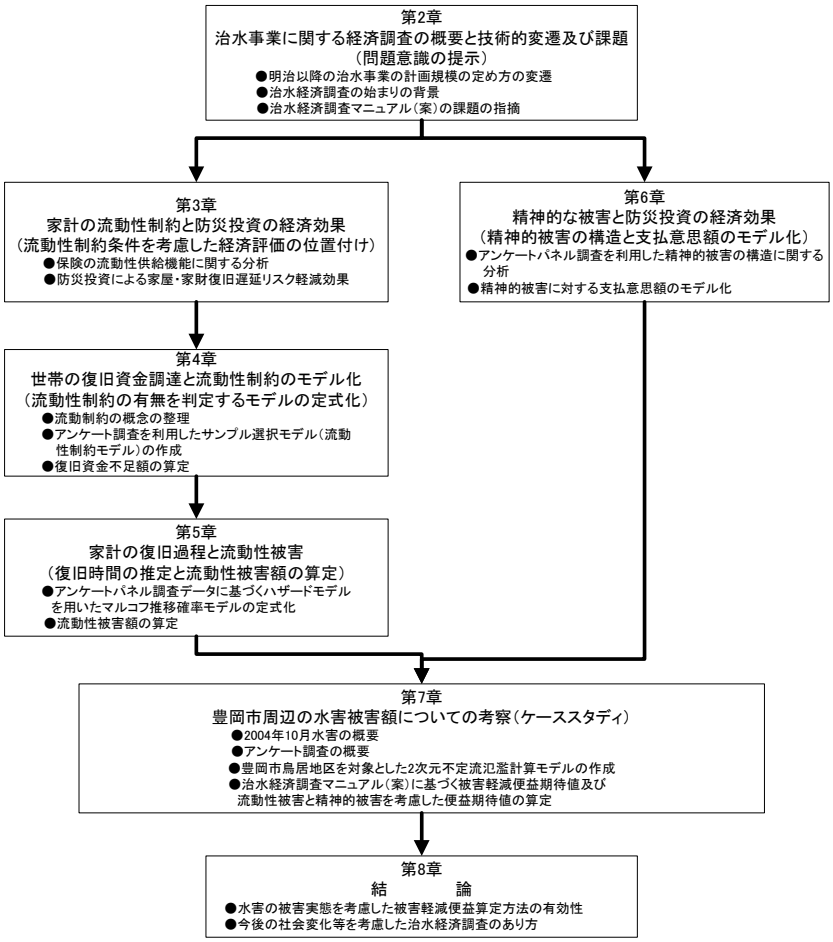


図-1.1 本研究の構成と概要

第 2 章の治水事業に関する経済調査の概要と技術的変遷及び課題においては、明治新政府になってからの治水事業の目標規模の設定方法等の歴史を概観し、治水経済調査が行われるに至った背景について考察を行った。また、治水経済調査が行われるようになってから 2000 年に治水経済調査マニュアル（案）として改定されるまでの技術的な内容の変遷について簡単な整理を行うとともに、現在の治水整備の水準と今後の社会的な変化を勘案し、適正な治水事業の評価を行うために検討が必要な課題について考察を行った。この結果、まず一点目に、現在の治水経済調査マニュアルでは、浸水被害発生時点の家屋や家財等の所有物の被害を被害額として取り扱っているが、人々に治水事業の効果を適切に伝えるためには、そのような直接的な被害が被災家計の生活にどのような変化を及ぼすかといった被災の有無による終端効用の変化を被害として捉え、直接被害額の算定をもとに横松・小林の研究成果を踏まえて、効用次元での被害額の算定が必要であることを指摘した。二点目には、大規模災害時には家計の属性（年収、金融資産所有額、年齢等）によって、被災家計が復旧資金の調達が十分に行えない可能性（流動性制約に直面する可能性）があり、また、復旧資金調達の可否にかかわらず復旧までに長期間を要する可能性あるので、そのような流動性制約の有無及び復旧時間を考慮した被害額の算定を行う必要があることを指摘した。三点目には、物的な被害が保険や援助金等で補償されたとしても残る思い出の品等の喪失による精神的な苦痛、再度災害への不安や恐怖等の精神的な被害の構造や被害額に関する検討が不可欠であることを指摘した。

第 3 章の家計の流動性制約と防災投資の経済効果では、第 2 章で指摘した治水経済調査マニュアル（案）に含まれる課題である流動性制約と復旧時間を考慮した被害額の算定を行うにあたって必要となる流動性制約判定モデルと復旧過程モデルの定式化を行う前に、流動性制約が家計の厚生に与える影響について明らかにするとともに、防災投資による家計の家財復旧遅延リスクの軽減効果を評価する方法について検討を行い、家計の家屋・家財復旧遅延リスクを考慮した防災投資の経済効果について考察を行った。

第 4 章の家計の復旧資金調達と流動性制約モデルでは、流動性制約の概念を明確にするとともに、流動性制約の有無を判定するモデルの定式化を行うために、平成 16 年 10 月（2004 年 10 月）に生起した台風 23 号による兵庫県豊岡市の水害を対象として、被災家計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し、ショートサイド原則に基づいたサンプル選択モデルの作成を行った。さらに、被災家計の復旧資金の調達状況に関するアンケート調査結果から得られるミクロデータを用いて、水害後に家計が直面した流動性制約の実態を明らかにした。また、流動性制約モデルを用いて、被災家計の復旧資金に関する流動性制約の原因について分析を行った。

第 5 章の家計の復旧過程と流動性被害では、被災後の復旧に要する時間を推算するモデルの定式化を行うために、豊岡市を対象に実施したアンケートパネル調査により得られる復旧度情報を利用して、被災家計の復旧過程のマルコフ推移確率を推定し、復旧完了までの家計の復旧過程を表現した。このモデルの定式化を行うにあたっては、各家計の家計属性を考慮したうえで復旧過程をハザードモデルにより表現するとともに、推定されたハザードモデルに基づいてマルコフ推移確率を推定する方法を用い、流動性制約に直面した家計の流動性被害額を推計した。

第 6 章の精神的な被害と防災投資の経済的効果では、精神的被害の構造と精神的な被害額を算定するために、豊岡市を対象に実施したアンケートパネル調査により得られる精神的被害の内容と支払意思額及び浸水時の浸水深データを用いて、精神的被害の構造と支払意思額について分析を行った。なお、分析を行うにあたっては、因子分析と重回帰分析を用いた精神的被害に対する支払意思額の定式化と共分散構造モデルを用いた精神的被害の構造と支払意思額の定式化を行い、両手法とも精神的被害額として家計当り 4 万円程度の精神的な被害があることを確認した。

第 7 章の豊岡市周辺の水害被害額についての考察（ケーススタディ）では、2004 年 10 月に生起した円山川の氾濫による被害の概要について整理を行うとともに、第 3 章から第 6 章の流動性被害及び精神的被害の内容や構造を把握するために実施したアンケートパネル調査の概要について説明を行った。また、第 3 章から第 6 章の研究によって得られた流動性制約モデル、復旧モデル、精神的被害モデルを用いて、アンケートパネル調査の対象地域の一つである豊岡市の鳥居地区を対象に被害軽減便益の算定を行った。なお、被害軽減算定便益の算定を行うにあたっては、新たに鳥居地区を対象とした 50ｍメッシュの 2 次元不定流氾濫解析モデルを構築し、2004 年 10 月洪水の再現を行ってモデルの再現性を確認するとともに、治水経済調査マニュアル（案）を用いて年当りの期待被害軽減額の算定を行い、流動性被害と精神的被害の大きさについて比較検討を行った。

第 8 章の結論では、上述した一連の研究によって得られた結果を基に、治水経済便益

評価手法の方向性について論じ、水害時の被害実態を反映した今後の治水経済調査のあり方について論じた。

【参考文献】

1) 旧建設省河川局：治水経済調査マニュアル(案), 2000
2) 横松宗太, 小林潔司：防災投資による物的被害リスクの軽減便益, 土木学会論文集, Vol.660/IV-49, 2000.
3) 例えば, 野口悠紀雄：公共経済学, 日本評論社, 1998.
4) GreenC.HandPenning-RowsellE.C:Evaluating the Intangible Benefits and Costs of a Flood
Alleviation Proposal, Jornal of the Institute of Water Engineers and Scientists, 1986.
5) Tunstall S. nad Bossman-Aggrey P., Waltham and Thornwood Essex : An assessment of the effects of the flood of 29th July, 1987 and the benefits of flood alleviation, Flood Hazard Research Centre, 1988.

2. 治水事業に関する経済調査の概要と技術的変遷及び課題

2.1.　緒　言

本研究は、治水事業における便益評価のあり方についての方向性を示すものであるため、本章では、過去の治水事業の経緯と効果の捉え方についてレビューを行うとともに、今後の社会変化の動向を踏まえた治水経済便益の評価手法の方向性について整理を行う。

治水事業は、社会の骨格を形成する重要な事業であるが、その事業実施者は治水事業がもたらす効果(範囲と便益)の捉え方によって様々に変化してきた。明治以前の治水事業は地方公共財としての河川整備という性格が強く、主に地方領主によって治水事業が実施されていたが、明治新政府となってからは、国内の交通動脈としての舟運整備が重要となり、国の事業として舟運機能向上のための低水路工事が実施された。しかしながら、度重なる大洪水の発生に伴う被害の甚大さなどを背景として、明治後期から、洪水被害防御のための高水工事が大河川を対象として実施されはじめた。その後、大正時代においては、経済的不況に対する対策として河川事業のフロー効果が重視され、国直轄で実施する治水事業の河川規模が小さくされるなど、その当時の社会経済状況を反映した事業効果の捉え方がなされて現在に至っている。

本章では、2.2.において現在使用されている治水経済調査マニュアル(案)の策定に至るまでの治水事業の計画規模の決定方法等の経緯についてレビューを行い、2.3.では今後の社会経済状況の変化を見据えた治水経済便益の評価手法の方向性について考察を行うこととする。

2.2.　治水事業に関する経済調査の歴史的経緯

2.2.1　近代治水事業の歴史的変遷

(1) 明治時代以前の治水事業

この時代の河川改修工事は、大きく治水・利水、軍事、運輸（舟運）の三つの目的があったと推察される。

第一の目的は、治水・利水である。この時代の領主にとって、既存田畑を水害から守り、かつ新しい田畑を開発し、支配地の農業生産力を増大させることが藩政並びに藩財政を安定させるために重要な事項である。この農業生産の安定のためには水が必要であり、同時に河川からの用水確保のための利水施設の建設と改良を行っている。治水と利水は同時並行的に計画され、目的論としては未分化の状態といえる。

第二の目的は軍事である。戦国時代末期になると有力戦国大名は、検地や刀狩りを通じて在地小領主層への支配力を強め下臣団とし、在地の農民と分離させていく。このような領国支配体制の変化と鉄砲という新しい兵器の登場による戦闘様式の変化は、領国の中心に天守閣を伴う城郭を中心とした下臣団、職人・商人の住む城下町の形成をもたらした。

この城郭と城下町の形成に当っては、城および城下を守る水壕として既存の河川の付

け替え工事などが行われた。加藤清正による白川、毛利輝元による太田川、宇喜田秀家による旭川などの河川工事がこの事例に当たる。

第三の目的は、運輸（舟運）である。この時代においては、物資を運送する手段として舟運は重要であった。戦乱期が終わり領国支配の安定性が増すと、舟運路改良のための工事が行われる。加藤清正による菊池川、白川、緑川の改修に当たっては河岸の整備、航路の確保を行っている。また菊池川の改修では堤防は道路としても利用することも意図された。

この時代の治水計画の規模（堤防の高さの決定等）は、洪水氾濫に対処するための計画の規模、すなわち堤防の高さを決めるための流量という概念が確立されていなかったため（時間について絶対的な概念が存在しなかったため）、既往の洪水時の水位を基に定めたと思われる。築堤の高さは、改修の目的、工事費用、工事による便益、既往洪水の水位、堤防を越える洪水に対する対処法によって変わるが、投入し得る資金や労働力の制約から、特殊、軍略上のものを除けばそれほど高いものでなかったと思われる。せいぜい 10 年に一度生じる洪水規模以下であったと推察される。

(2) 明治期の治水事業

我が国では、明治 39 年の河川法の制定を受けて明治 43 年に主要な河川について本格的な治水計画の立案が行われている(第一次治水計画)。その計画対象流量は**表-2.1** に示すとおりであり、この当時に定められた計画対象流量[1)] は、現在と比べて小さなものとなっている。

表-2.1　第一次治水計画時の計画対象流量

河川名	着　工	計画対象流量 (m^3/s)	流域面積(km^2)	基準地点
利根川	明 33	5,570	15,762	栗橋
信濃川	〃 40	5,570	12,254	長岡
木曽川	〃 20	7,330	5,275	笠松
淀川	〃 29	5,570	8,400	枚方
北上川	〃 44	5,570	10,714	登米
吉野川	〃 40	13,900	3,652	岩津
九頭竜川	〃 33	4,170	2,567	
庄川	〃 33	4,500	1,151	
高梁川	〃 40	6,950	2,483	
遠賀川	〃 39	4,170	1,093	
荒川下流	〃 44	4,170	3,128	岩淵
渡良瀬川	〃 43	3,500	1,393	岩井
筑後川	〃 29	*3,500*	2,859	瀬の下

※斜体は推定

表 - 2.1 で特徴的であると思われる点は、流域面積等の自然状況が異なっているのに利根川、信濃川、淀川、北上川で同一の流量が計画対象洪水となっていること。また、これらの河川より流域面積が小さい高梁川において 6,950 m^3/sと大きな計画対象流量となっていることである。河川工事規模の対象となるこの計画対象流量は、どこの地

域を守るかなどによって異なるため、流域の大きさのみによって一概に比較できないが、不思議な点である。

この第一次治水計画策定当時の計画高水流量の決定は次のように定められたと言われている。「淀川、北上川、信濃川等の重要河川についても何れも当時計画高水流量を5,570㎥/sにとっているが、これら大河川の工事は長年月にわたる工期と多大の工事費を要するので、既往最大流量に余裕をみて計画高水流量をとれば安全であるが、当時の財政状態からは不可能で、利根川と同様の配慮から 5,570 ㎥/sが大河川の計画高水流量としてとり得た最大のものであったようである。これは当時の河川改修が継続費制度であり、年度計画を含め国会の決議を要したことから国家財政に見合った計画高水流量を定めざるを得なかったためで、当初大きい改修規模の計画をたて議会承認を得られず実現不可能となり、国家的にも沿岸民のためにも不得策であるとして計画を縮小して承認を得たといういきさつがあったようである。」[2)]

あるいは、「沿岸の経済状態からあまり大きな投資が特に大河川では出来なかったものと見られる。当時の話によると、沿岸の人口で投資規模を決めたとも云う。」[3)]

そして技術者は、「苦心をして工費のやりくりで極力堤防の高さを高くしておいたと云うことである。予算の大巾な増額が認められない結果が、異常洪水流量というように余裕高に食い込ませて流すという苦しい措置に表れている。」[3)]

この当時は、河川毎に治水工事全体の額が定められていたこともあり、限られた予算で最大限の効果を発揮するように、技術者は極力堤防を高くするなどの工夫をしていたことがうかがわれる。すなわち、計画規模は、豊かでない当時の財政事情に強く制約され、その対象とする流量を小さくせざるを得なかったが、可能な限り余裕高を高くするなどして、計画規模を越える洪水に対しても効果を発揮するように工夫をしていたということである。

(3) 戦前の治水事業

第一次治水計画樹立以降、国家財政の拡大に伴って治水への投資も増えた。これにより、治水計画の規模あるいはその決定方法も変化している。

戦前の治水計画思想については、戦前の昭和年代に内務省の河川行政の中枢で活躍した富永正義博士が昭和 17 年に「河川」[4)]を出版し、この中で治水計画の規模決定に関して述べている。

表-2.2　富永博士による洪水の分類

(1)渇水量　既往における最小なる流量
(2)低水流量　平均低水位に対する流量
(3)平水流量　平均水位に対する流量
(4)高水流量　高水時に於ける流量
　(a)毎年一回起こる程度の高水流量
　(b)数年に一回起こる程度の高水流量
　(c)十年に一回起こる程度の高水流量
(5)最高流量　既往に於ける最大なる流量

富永博士は流量を**表-2.2** のように分類し、計画対象流量は次のように定めると述べている。

「(5)をとるを原則とするも、周囲の状況又は財政の関係上(4)の(c)にて我慢することもある。」

このように既往最大流量を採用することを原則とするが、財政等の制約から、10 年に 1 回程度の洪水を対象とすることもあり得ると述べている。なお、富永博士は洪水の種類を**表-2.3**に示したこの四つに分類できるとしている。この洪水の種類と**表-2.2** とを比較すると、富永博士は既往最大洪水を数十年に１回生じる程度の洪水と考えていることが分かる。

表-2.3　富永博士による洪水の分類

(1)毎年一回起こる程度の洪水
(2)数年に一回起こる程度の洪水…普通洪水
(3)十年に一回起こる程度の洪水…大洪水
(4)数十年に一回起こる程度の洪水…非常洪水

この富永博士の分類に従って第一次治水計画当時の利根川等の計画対象流量をみると、(2)数年に１回生じる普通洪水、あるいは(3)10 年に１回程度生じる大洪水を対象としていたと判断してよいと考えられる。すなわち、第一次治水計画策定時は対象規模に制約されて普通洪水、10 年に１回程度の大洪水を対象としていた。しかし、その後の財政の好転によって数 10 年に１回生じる大洪水を対象とするようになったと推察される。

前述までの事項を整理すると、戦前の計画対象流量の規模決定方式は、原則として既往最大洪水を対象とするものであったと言える。

(4) 戦後の治水事業

昭和 22 年、23 年に関東の利根川、東北の北上川等の日本を代表する河川で堤防の決壊、大氾濫が生じて社会に大きな影響を与えた。この出水直後、治水調査会において、利根川、常願寺川、木曽川、筑後川、最上川、江合・鳴瀬川、北上川、淀川、吉野川、信濃川、の 10 河川について河川改修計画の見直しが行われた。

これらの河川の内で流量改訂が行われたのは、利根川、鳴瀬川、江合川、木曽川、筑後川、北上川、吉野川、信濃川の 8 河川である。

この時の計画流量は既往最大で定めるのが原則であり、昭和 25 年に発表された治水課の山本・紀本技師の「河川改修計画について」[5] でみると、「計画対象流量は原則として既往の最大流量を採用と規定する。」と当時の考え方が述べられている。

なお、この時の流量改定で注目すべきことは、ダムによるピーク流量の調節が幾つかの河川で盛りこまれたことである。北上川、鳴瀬川、江合川は戦前の河水統制事業からダムによる治水対策が計画されていたが、利根川、筑後川、木曽川、吉野川でも、この時初めてダムによる洪水調節が治水計画の中に入ってきたのである。このような点から、治水調査会による計画の見直しは、ダムによる洪水調節が本格的に入ってきた時代として注目すべきものである。

昭和 28 年の西日本大水害の直後、治山治水協議会が設置されるとともに、治山治水基本対策要綱が策定され、昭和 29 年からこの要綱に基づき治水投資が行われた。

この要綱の中で計画論として注目すべきことは、河川事業の推進として「従来の計画洪水量及び治水方式に再検討を加え、各水系ごとに砂防施設、治水ダム及び河川改修等の諸事業を統合した治水計画を樹立し、その積極的な遂行をはかる。」[6] と述べられていることである。

しかし、実際には、これに先立つ昭和 26 年頃から河川行政担当者の間で治水計画手法の見直しが行われていた。この計画の見直しの観点は、それまでの既往最大主義ではなく、計画対象流量が何年に 1 回生じる流量であるのかを年超過確率で表わし、全国の河川の間でバランスを採ろうということである。すなわち、計画対象流量の決定の考え方を「既往最大主義」から、「確率主義」を採用することにより、全国の河川間のバランスを取ろうという考え方に変更することとしたのである。

これは、それまでの「既往最大主義」では気象の偶然に支配されるところが大きく、守るべき氾濫地域の重要性は計画担当者の頭の中では当然考慮されているものの、前面には現れてこなかったことから、既往実績主義から離れ、確率主義を用いることにより、氾濫地域の重要度・被害状況から全国の河川の重要度を定め、投資規模の基本的諸元である計画対象流量を定めようとする考え方である。

この新しい対象流量決定方式の導入の経緯について、昭和 35 年当時の実務担当者であった稲田博士が次のように述べている。「昭和 27 年発表された米田博士の『淀川計画高水論』では、従来の既往最大流量の原則に立たず、後述の技術基準にほぼ近い考え方で既往洪水、確率降雨、確率流量、重要度等を勘案して淀川の計画高水流量について検討されている。この論文は中安の論文とともに、計画洪水流量に対する考えからの基礎をつくった重要なものである。」[7)]

これで分かるように、確率主義の河川計画への適用には、中安と米田の尽力が大きかった。

以降では、この両博士の考え方を検討する中から防災投資についての理論的な考え方をとりまとめた中安博士の治水事業の経済性に関する論文の概要と背景について簡単に紹介する。

2.2.2 治水事業に関する経済調査の萌芽　－ 中安による千代川の研究事例 －

中安は「中安の総合単位図」を提案し、水文学における流出解析では非常に著名である。しかし、この流量モデル策定の目的は、治水事業を経済的に評価することにあった。ここでは当論文により、なぜ治水事業を経済的に評価する必要があるのか、その目的を中心にして述べる。

中安の論文が提出されたのは、昭和 25 年であり、この論文が提出される前には、昭和 20 年の枕崎台風、昭和 22 年のカスリーン台風による利根川決壊、23 年のアイオン台風等毎年のように大きな水害被害が頻発していた。

これらの水害被害は、戦争で疲弊した我が国の社会・経済に追い討ちをかけていた。この結果、昭和 24 年度の治水事業は全公共事業費 500 億円の 35%、25 年度は約 40%にあたる 400 億円が投入されることとなった。この事業費は貧困な国家財政の中で重要な部分を占める状況であり、戦争によって疲弊した国家財政や地方財政に重圧を加えることとなった。

戦争直後大きな水害被害を受けたことを中安は、戦争のため「10 年の永きに亘って河川改修工事は休止され、而も年々繰り返された災害の復旧工事は弥縫的であり、維持工

事はまた放擲された」結果であると述べており、これらの認識を前提にして、中安は今後の治水事業について次のように提言している。「現在の貧困な国家財政や災害で病弊した地方財政の下で此の巨額の資産の支出を考える時、ここでは単純な技術的理想論は許されないだろう。今後の治水計画の基本方針は現実的、且つ科学的でなければならない。この観点より治水計画実施のあり方は従来治安の面を重視して余り考慮されなかった経済的諸関係の調査の上に立たなければならない。」この考え方の中では「単純な技術的理想論」は「経済的諸関係」に対処させたものとなっている。

このように民政安定という政治的な観点だけではなく、治水事業がもたらす経済的な効果を明らかにした上で、治水計画、治水事業の確立を行う必要があると強く主張している。具体的な施工についてみると「現在の経済情勢下では資金を有効に使用する為に経済的効果の大きな計画箇所より順次施工すべき」と経済的効果を前面に出した施工順序を主張している。計画対象流量については「計画洪水量は計画せんとする構造物の強度や其れが有する重要性の程度と調和しなければならない。又、其れが一国の経済力とも合わせて考えねばならない」と述べている。構造物の強度や重要性と調和すべきとともに国力によっても制約されると主張しているのである。

これによって、計画対象流量は絶対的なものではなく相対的なものとなる。この結果、「計画洪水流量として其の河川で起こり得る最大の洪水量を採り得ない」ということになる。このため、ある河川においては、当然計画対象流量以上の洪水が生起することも考えられるが、この超過洪水に対しては「築堤の場合、溢流氾濫する場合もあり得るが、この場合比較的重要度の少ない区域より氾濫せしめるべきであって或る程度の氾濫方式も考えねばならない」と現在提唱されているような、流域全体を視野に入れた流域治水対策の展開を求めており、氾濫原に土地利用や重要性に応じた防御水準の設定によって、水害の激化を防止しようとするのである。

このように中安の考えでは、計画対象流量までが計画の対象ではなく、それ以上の洪水まで念頭に入っている。その対処が秩序ある氾濫であるが、氾濫させる地域の選定は各地域の経済的評価によって明らかになると主張する。中安は、氾濫即ち水害と捉えない。「築堤の高さは耕地への流入土砂を防止する程度として練積、石巻や蛇籠による溢流堤とし、また下手側は、霞堤に計画することが適切であり、洪水氾濫による肥沃土の堆積計画を考えるべきであろう」と土地利用による湛水の質を問題にする。湛れによる利益も主張し、湛水問題も経済的に評価しようというのが中安の考え方である。

この方法によって流域全体を評価し、「重要度に応じた確率をもった洪水量を計画の対象として河川の上流より下流まで一貫とした治水計画を樹立することが出来る」と主張した。この経済評価によって各地域の重要度が明らかになり施工順位について「確固たる科学的基礎」を持つことができ、「これによって悪質な政治ボスや陳情により歪曲されやすいこの種の事業のプライオリテーを規制することが出来る」と述べ、土木技術者の自立を説いている。

このように経済的評価を治水計画、治水事業の基本とし、この評価によって（但し、人的な被害は計量し得ないので検討外に置くことが前提になっている。）各地域間の河川工事の重要性、また水系一貫の計画の樹立を論じた。さらにこの評価によって各河川間

の比較が行えるとともに、他の公益事業との比較による治水事業の相対的な評価が行えると主張したのである。

経済評価の指標として中安が提案したものは、防災利益率（年利益率）である。防災利益率とは、ある年超過確率をもった流量を対象にした工事を行うことによって得られる利益を（工事費は差し引かない）年平均化（期待値化）し、これを全工事費で割ったものである。いわゆる、B/C であるが、これによって「河川間の、あるいは一河川の」各工事を同一レベルで評価しようとした。また、工事の施工順序をも客観的な数値化しようとしたのである。そしてこのような工事によって得られる利益を年平均化するために超過確率洪水を導入したのである。

博士はこの基本認識に基づいて、これまでの既往主義を次のように評価した。

(1) 過去の記録の年数に関係のない唯一回の偶発的な洪水であること。

(2) 氾濫河川を改修してからの洪水曲線は改修前の洪水曲線と相当変わること。

(3) 改修計画の規模に経済的考慮が全く考慮されないこと。

(1) は既往最大流量が気象条件の偶発性によって出現するのでせいぜい過去 30 年程度のデータでは信頼性がなく、(2) は河川改修と洪水の関わりから、既往最大主義の欠陥を主張する。既往最大主義は既往最大洪水量によって上流･下流等の重要性を区別することなく無計画に築堤工事を行うこととなり、それまでの「上中流部の氾濫による洪水調節能力が減少し下流部の洪水到達時間が早くなると共に洪水量が増大してきたことは我国河川の全般的傾向として看過し得ない事実」と指摘した。すなわち、河川改修により洪水量が増大したことを主張するのである。

この対策として重要度に応じた確率値をもった洪水量を計画の対象として「河川の上流より下流まで一貫した洪水計画を樹立する必要がある」と主張し、既往最大主義に対する代替案として超過確率洪水が提案されたのである。それのメリットとして次のことをあげている。

（イ）河川の洪水量の値は流域面積、其の他の流出条件により区々であるから之を普遍的な統一された尺度として表す為に計画洪水流量を其の河川に発生する洪水量の超過確率（統計的に計画洪水量を超過する洪水量の生起する確率）を以て表す。

（ロ）計画洪水量の超過確率は其の工作物の有する経済的社会的重要度即ち防災量（災害量）と調和のとれたものとする。

（ハ）一統の築堤に於いては下流部より上流部にむかい順次安全度を上げる。

（イ）によって自然条件に左右される出水を普遍的な数値で現し得ると主張した。（ロ）、（ハ）によって水系として、あるいは全国大小河川を対象にしてバランスのとれた計画ができると主張した。「この方法によって異なる河川の改修計画の規模が全国的に調和がとれると共に一つの河川に就いては異常洪水の場合重要度の少ない区域より順次氾濫遊水による洪水調節をなし、重要度の大きな区域は安全度を増すことになる」とバランスのとれた河川秩序になると捉えたのである。

河川ごとの計画洪水量については具体的に次のような式を提案した。

$$Y=Y_P+Y_L=4+1.2P^{2/3}+2\ (L/1000)^{2/3}$$

Ｙ＝1/Ｗ：計画洪水量の超過確率の逆数或はＹ年洪水（年）

Ｌ：防災に必要な築堤延長（m）
Ｐ：築堤１m当りの防災量（人/m）

ケースとして検討した千代川では先ほどみた利益率と防災量との関連より現状の超過確率 1/17（3,000 ㎥/ｓ）は過少であり、1/45 が妥当であると結論を下した。なお、この当時の日本の経済状態における河川工事の標準利益は 0.08 とした。

2.2.3 治水経済調査のはじまりと現状

建設省では水害被害推計のための調査方法を確立するため、昭和 32 年諫早市における集中豪雨、昭和 33 年狩野川台風、昭和 34 年伊勢湾台風及び昭和 35 年チリ地震津波による水害被害を対象としてモデル的にこれらの水害による被害調査を行い、昭和 36 年に現在の水害統計調査の母体となる調査要綱を策定した。

この調査要綱策定以降は、水害統計調査要綱に基づく「水害実態調査」及び「水害資料調査」により、昭和 44 年まで水害被害額の把握を行い、昭和 45 年にそれまでの調査要綱の改正を行い、現在の水害統計調査要綱が確立されている。

一方、治水経済調査については、水害統計調査を踏まえ、昭和 36 年「治水経済調査方針及びとりまとめ方法」及び昭和 37 年「水害区域資産等調査要綱」により実施されてきたが、昭和 45 年に整理統合されて「治水経済調査要綱」が策定された。

この治水経済調査要綱策定以降では､昭和 60 年に氾濫計算手法の進歩等を背景として、氾濫計算の技術的な事項について改定を行っている。

この後に、公共事業の事業評価必要性の高まりにあわせて、国土交通省では全省的に適用する事業評価の考え方をまとめるとともに、各局に対して各局所管事業に適用する事業評価の技術的な基準についてとりまとめることを求め、河川局では平成 12 年に治水経済調査マニュアル（案）[8] を改定し、現在に至っている。

この治水経済調査マニュアル（案）検討の際に、家屋や家財の被害率の改定が同時に行われ、治水経済調査マニュアル（案）改定当時の水害被害の実態を反映した被害率の設定が行われた。なお、被害額算定の基となる家屋や家財の評価額を、実施の水害では被害にあった家財等を新規に購入する家計が多いことや公共土木施設等被害の算定では再調達価格となっていることなどから再調達価格に変更を行っている。

また、総便益算定の際に用いられる社会的割引率を事業の性質（安全基盤の整備、快適基盤の整備、活力基盤の整備等の種別）にかかわらず国土交通省統一で 4%としたことから、治水事業のような社会の安全基盤整備にかかる事業が不当に低く評価されることを懸念し、この種の事業にはリスクプレミアムが存在し、事業評価の際にはリスクプレミアムを含んだ評価が行えることを文献等を基として記述したが、その率などについては明確な記述がされていない。

(1) 治水経済調査の基本的な考え方

治水事業の経済効果は、氾濫原内資産の被害防止効果等のストック効果と事業実施に伴うフロー効果とに大別されるが、治水施設のストック効果について評価することを基

本としている。

ストック効果は、洪水氾濫による直接的・間接的な洪水氾濫被害防止効果及び治水安全度の向上に伴う土地利用の高度化等の効果があるが、現在のところ、被害防止効果についても全てを計測できるわけではなく、ましてや、治水施設の整備に伴う高度化便益を計測することは他の社会資本整備の効果を分離する必要もあることから技術的に容易ではなく、また、被害防止効果と完全に切り離して、純粋な高度化便益分を把握することは困難であることから、治水経済調査では、治水事業の経済効果のうち、被害防止効果を便益として把握することを基本としている。

なお、治水経済調査では、**表-2.4** に掲げる洪水氾濫による直接的・間接的な被害のうち、現段階で経済的に評価可能な被害防止効果を便益として評価することとしている。一般資産被害額については、家屋や家財等を再調達する場合が多いことから、実際に人々が水害被害を回復するために支出する額に近い再調達価格を基に直接的な被害額を算定することとしている。なお、治水経済調査では、被害を受けた家屋・家財等の資産は水害以前の水準に瞬時に回復することを前提として、年当たりの期待被害額の算定を行うこととしている。換言すれば、水害被害額の補償と治水施設の整備のどちらが経済的であるかを比較しているにすぎない。

上述したように、治水経済調査は浸水被害発生時点での目に見える最低限の被害額のみを算定することを基本としており、資産被害が被災者の生活にどのような影響を与えるかまでは評価の対象としていない。言い換えれば、治水事業の効果を家屋や家財被害の軽減だけに絞って評価しており、矮小に評価しているとも言える。

2.2.4　技術の発達と治水経済調査の変化

体系的な治水計画が策定されるようになってから、治水計画の計画規模は、計画策定時の国家の経済状況を基に決められていた。しかし、戦後、予算制度が単年度に変更されるなどの制度の変化と治水計画規模の検討を行うための流出計算や確率計算技術の進歩を背景として、戦後の荒廃する国土を復興するための社会資本整備の優先順位を決める（主張する）必要性などから、中安によって理論的な治水計画規模の決定の考え方が示されるに至った。この考え方の提示により、河川等の安全基盤の整備を進めるべきか、道路等の快適・活力基盤の整備を進めるかが検討されるとともに、治水事業の経済性についての議論が行われるようになった。

言い換えれば、社会システムと治水計画策定に関する技術的な進歩が、治水事業の論理的な計画規模決定を促したとも言え、社会と技術のパライダイムシフトが事業評価の変化を生んでいるといえよう。

図-2.1 には、水害統計調査が実施されてからの水害被害額の推移を示した。戦後の大きな水害を受けて着実に堤防やダム等の治水施設の整備が実施されたため、水害の被害額は減少してきているようにも見える。このような水害被害額の推移を見て、年間に約 2 兆円の治水投資を行うよりも水害被害額が年間 6,000 億円程度であれば、水害保険等のリスクファイナンス手法により水害被害を救済する政策に転換すべきとの議論も生まれ

表-2.4　治水経済調査マニュアル（案）における便益算定項目

分類					効果(被害)の内容
被害防止便益	直接被害	資産被害抑止効果	一般資産被害	家　屋	居住用・事業用建物の被害
				家庭用品	家具・自動車等の浸水被害
				事業所償却資産	事業所固定資産のうち、土地・建物を除いた償却資産の浸水被害
				事業所在庫資産	事業所在庫品の浸水被害
				農漁家償却資産	農漁業生産に係わる農漁家の固定資産のうち、土地・建物を除いた償却資産の浸水被害
				農漁家在庫資産	農漁家の在庫品の浸水被害
			農産物被害		浸水による農作物の被害
			公共土木施設等被害		公共土木施設、公益事業施設、農地、農業用施設の浸水被害
		人身被害抑止効果			人命損傷
	間接被害	稼動被害抑止効果	営業停止損失	家　計	浸水した家計の平時の家事労働、余暇活動等が阻害される被害
				事 業 所	浸水した事業所の生産の停止・停滞(生産高の減少)
				公共・公益サービス	公共・公益サービスの停止・停滞
		事後的被害抑止効果	応急対策費用	家　計	浸水家計の清掃等の事後活動、飲料水等の代替品購入に伴う新たな出費等の被害
				事 業 所	家計と同様の被害
				国・地方公共団体	家計と同様の被害および市町村等が交付する緊急的な融資の利子や見舞金等
			交通途絶による波及被害	道路、鉄道、空港、港湾等	道路や鉄道等の交通の途絶に伴う周辺地域を含めた波及被害
			ライフライン切断による波及被害	電力、水道、ガス、通信等	電気、ガス、水道等の供給停止に伴う周辺地域を含めた波及被害
			営業停止波及被害		中間産品の不足による周辺事業所の生産量の減少や病院等の公共・公益サービスの停止等による周辺地域を含めた波及被害
		精神的被害抑止効果	資産被害に伴うもの		資産の被害による精神的打撃
			稼動被害に伴うもの		稼動被害に伴う精神的打撃
			人身被害に伴うもの		人身被害に伴う精神的打撃
			事後的被害に伴うもの		清掃労働等による精神的打撃
			波及被害に伴うもの		波及被害に伴う精神的打撃
		リスクプレミアム			被災可能性に対する不安
高度化便益					治水安全度の向上による地価の上昇等

※色付けした部分は、マニュアル（案）において具体的な便益算定手法が記述されているもの。

てきている。

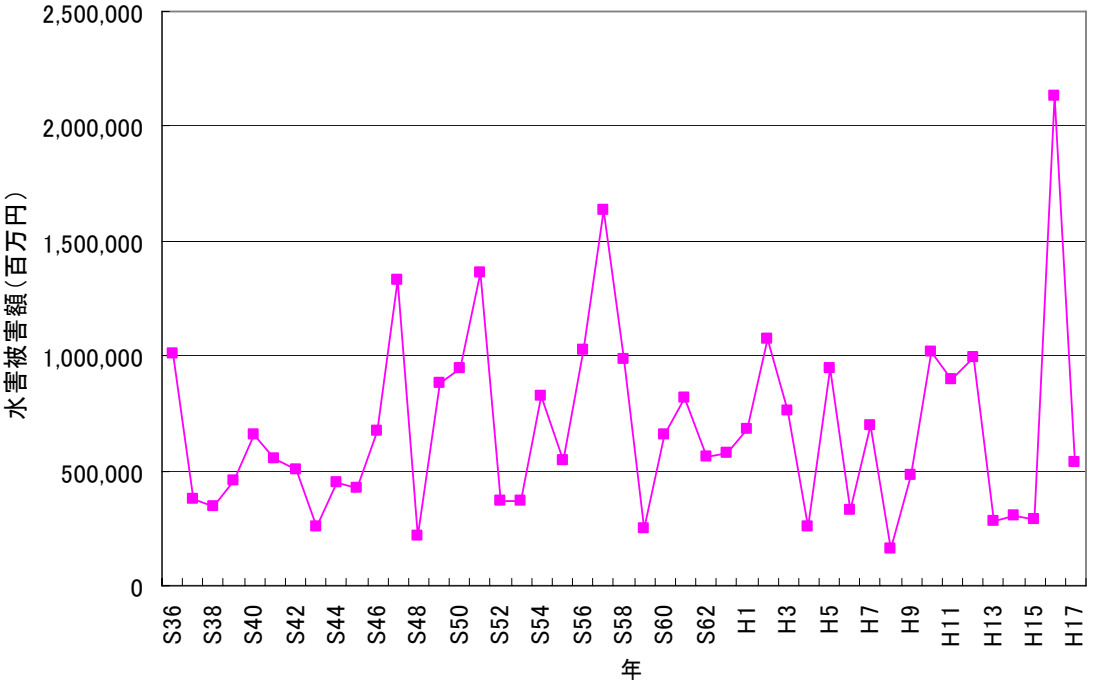


図-2.1　水害被害額の経年変化

しかしながら、平成 16 年度のように 10 個の台風が日本本土に上陸し、治水施設の整備規模以上の洪水に見舞われると大きな水害が発生することは自明である。また、水害に遭遇する頻度が減少してきているが故に、人々の水害に対する耐性は低下しており、現在の治水経済調査で考えているような被害だけではなく、より大きな被害を発生させる可能性が高まっている。

安全で安心な豊かな社会の形成に向けて、社会資本の安全基盤を担う治水施設の整備の効果を適正に評価し、着実な整備を行うためには、水害による物的な被害だけではなく、人が感じている日常の効用が水害に遭遇することによって低下するような現象を適切に治水経済調査に取り込んで評価していく必要がある。

言い換えれば、高齢化成熟社会への転換という社会のパラダイムシフトを受けて、治水経済調査もそれに対応するものとして、その改定を行っていく必要がある。

2.3.　現行治水経済調査の課題

今後の高齢化成熟社会への変化を踏まえて、適切かつ、的確な治水事業の評価を行うためには、治水事業の中へ効用評価を取り入れることでリスクプレミアムの評価を行うとともに、水害による社会や個人資産の形成の変化等を適切に見込んで水害の影響を評価していく必要がある。そのためには、以下に示すような課題を解決していく必要がある。

2.3.1　防災事業におけるリスクプレミアムの導入

現在の治水経済調査は、前述したように、被災後に瞬時に被災前の状態に復旧することを前提として評価を行っている。これは、治水経済調査が、治水事業の妥当性を評価することを目的としている故に、家屋・家財等の直接的な被害額と治水事業費の大きさを比べることに主眼をおいていることによる。言い換えれば、国が全額被害補償を行うのと堤防やダム等の治水施設をつくることのどちらが安いかを比べ、堤防やダム等の治水施設を作ることが安い場合（B/C＞1）に治水事業の妥当性が説明されるという発想に基づいている。

しかしながら、被災額が全額補償されるような制度は存在しないので、個人はそれぞれの浸水に関するリスクを適正に評価し、必要に応じて適切なカバー率の災害保険に加入しているのが現状である。なお、災害保険でもカバーしきれない被害については、個人の資産を取り崩して災害後の対応を行っている。また、浸水による被害額と保有している金融資産の関係によっては、水害後の生活設計を変更する必要性がある人も生まれるので、生活への影響といった観点からは、直接的な被害額よりも大きな被害となる。

治水経済調査マニュアルにおいても、治水事業のような社会の安全基盤を整備する事業については、他の事業と同じような社会的割引率を用いるのではなく、低い社会的割引率を用いるか、リスクプレミアムの考え方を導入する必要があると記述され、リスクプレミアムは損害保険のマークアップ率（期待受取保険金額と支払保険金額の比）を参考にすると 2 程度あると記述されているが、その考え方や詳細な算定方法については記述されていない。

リスクプレミアムは、直接被害額の期待値と人々がその施設整備によって軽減される効用次元での被害額の期待値の比であるので、横松・小林の研究成果を応用して効用次元での被害軽減額の算定を行うなどして、治水経済調査に用いるリスクプレミアムを定め行く必要がある。但し、リスクプレミアムは、治水施設の整備水準の向上にともなって変化するものであるので、単に画一的なリスクプレミアムの値を示すだけでなく、その考え方と算定の方法論を提示する必要がある。

上述のことを勘案すると、治水事業をはじめとして、防災事業の適正な評価を行うためには、単に直接的な被害額だけを評価するのではなく、被災者の生活への影響や、満足度の変化を評価する必要があり、施設の整備水準に応じた効用次元での被害を適正に評価することが必要である。特に、高度経済成長期が終焉し、高齢化成熟社会へと変化している社会の現状を勘案すると、早急に評価方法を変更する必要性が高いと思われる。

2.3.2　水害と被害等の時系列的関係（流動性制約と災害復旧過程の考慮）

治水経済調査においては、所有資産の再調達価格のみで水害被害額を評価することとしているため、概念的には水害後直ちに元の生活・社会経済活動状況に戻れることを前提として水害被害額の評価をしていることになる。しかしながら、現実的には水害から通常の生活・社会経済活動に戻るまでには、水害の規模によっても異なるが相当の時間が必要であり、**図-2.2** に示すような元に戻れない被害が生じている可能性がある。

このような災害からの復旧時間は、災害規模が小さい場合には、評価上無視し得る程度のものであると考えられるが、災害規模が大きくなるほど長くなり、評価上も無視し得ないものであると考えられる。換言すると、まだまだ不十分であるとは言え、ある程度の治水安全度が確保されている現状では、大規模な災害しか起こらない可能性が高く、大規模災害の不可逆的な被害を適正に評価しないと、事業の必要性が十分に説明できない可能性もあるということである。

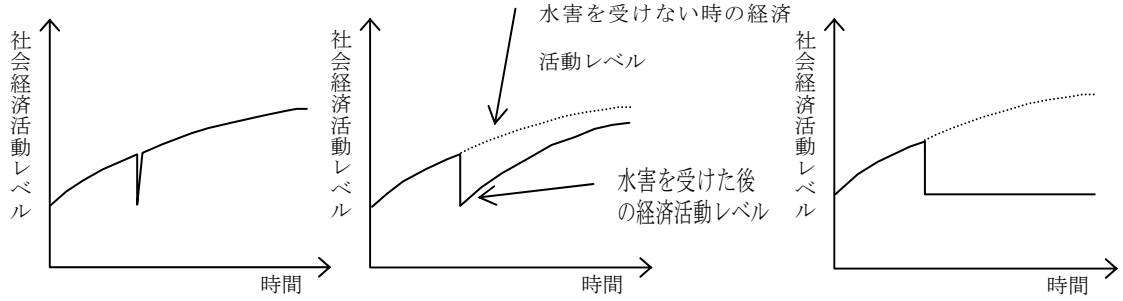


図-2.2　　水害から通常の社会経済活動に戻るまでの時間について

また、水害によって生じる直接的被害額は同じであっても、被災者の所有資産や所得、被災地域の経済力や都市部・農村部といった地域特性、さらには地域における被災者の割合等によって、水害から通常の社会経済活動に戻るために要する時間が大きく異なってくる。従って、実際の被害額を算定しようとする場合には、被災地域における個人所得や経済力と総被害額（直接被害額と間接被害額の合計）の関係について、過去の水害被害事例から整理して用いることが考えられるが、このようなデータは存在しない。このため、災害復旧資金の不足等（流動性制約）による復旧遅延等の被害（流動性被害）を適正に評価する方法について検討することが急務となっている。

2.3.3　精神的な被害額の算定

水害は物的な被害だけでなく、再度災害への不安、浸水による生命的な危機感等の心理的・精神的な被害をもたらすことは言われているものの[9)]、精神的な被害の構造やその定量的な評価は行われていない。

これらの精神的な被害は、浸水が発生する時間等によっても異なるが、被災者が被災時の状況を想定できないことがその一因であるとも考えられる。また、今後の治水事業の展開を勘案すると、堤防やダムなどのハードな治水施設の整備だけでなく、洪水予警報の充実やハザードマップの整備等のソフトな施策も重要になってくることが想定され、これらの施策の経済的な評価を行うことも必要になる。

上述のようなことを勘案すると、精神的な被害の構造を分析し、その被害額の定量化を図り、効果的な治水施策の展開につなげていくことが重要である。

2.3.4　その他の課題

水害被害額の算定を行うにあたって仮定する堤防の決壊現象の取扱いなどに関する問題が存在する。

堤防は歴史的治水対策の産物であり、堤体内の構成材料を特定することが困難であるため、相対的・定性的な堤防の信頼度評価はなし得たとしても、絶対的な信頼度評価を行うことは現実的には不可能に近い。このため、治水経済調査マニュアル（案）では、堤防の高さや形状・形態から安全に流下させることができる水位（危険水位）を定め、洪水がこの水位を超えると瞬時に堤防が破堤し、氾濫が生じると仮定して水害被害額の算定を行っている。

しかしながら、現実には危険水位以下であっても破堤した事例や危険水位を上回っても破堤しない事例もあり、上述のような仮定は現段階での堤防の安全性に関する評価技術を勘案した割り切りであるといわざるを得ない。現状の治水施設の整備水準を踏まえた適切な治水事業の評価を行っていくためには、堤防の破堤現象とその確率算定の手法について研究する必要性は高い。但し、この点については、問題点として指摘できるものの解決する方策が現段階では見いだせないので、本研究の対象とはしない。

2.4.　結　言

本章では、現在に至るまでの治水事業の計画規模決定の考え方の変遷と治水経済調査の関係等について整理を行うとともに、今後の社会経済状況の変化を踏まえた治水経済便益の評価手法の方向性について考察を行った。この結果、治水経済便益の高度化について研究するためには、流動性被害及び精神的被害について評価する手法を開発することが急務であることを明示した。

この考察を踏まえ、3 章では流動性被害を評価する上において重要な治水経済便益としての位置付けと、横松・小林の研究で言われているリスクプレミアムとの関係について考察を行い、4 章では水害に遭遇した家計が流動性被害に直面するか否かを判定するための流動性制約モデルの定式化を行う。また、5 章では流動性制約に直面した家計が水害以前の状態に近いレベルにまで復旧するまでの時間を推測する指数ハザードモデルの定式化を行い、流動性被害額の評価を行う。6 章では精神的被害の構造について明らかにするとともに、精神的被害額の評価手法について検討を行う。

7 章では、流動性被害額及び精神的被害額の評価手法の妥当性と被害額の大きさについて検証をおこなうために、平成 16 年 10 月に出石川の氾濫で大きな被害を受けた豊岡市の鳥居地区を対象としたケーススタディを行う。

8 章では本研究の結論を整理するとともに、治水経済便益評価手法のさらなる高度化を進めるための今後の研究展開の方向性について考察を行う。

【参考文献】

1)　計画対象流量とは治水計画の重要な基準となる計画を行う際の対象洪水量であり、建設

省砂防技術基準(案)による基本高水ピーク流量(基本高水流量)である。

2) 稲田 裕：河川計画の発展－主として計画高水流量について，水利科学第 4 巻第 3 号，水利科学研究所，昭和 35 年(1960)
3) 小林 泰：我国の水害と治水，水経済年報 1955 年版 pp. 74，水利科学研究所，1955 年
4) 富永 正義：河川，岩波書店，昭和 17 年(1942)
5) 山本，細木：河川改修計画について，水利科学第 4 巻第 3 号(1960)，pp. 84
6) 西川 喬：治水長期計画の歴史 pp. 121，水利科学研究所，昭和 44 年(1969)
7) 稲田 裕：河川計画の発展－主として計画高水流量について，水利科学第 4 巻第 3 号，pp. 84～85
8) 治水経済調査マニュアル(案)，平成 11 年(1999)
9) 栗城稔, 今村能之, 小林裕明：水害の精神的影響の経済的評価, 自然災害科学, Vol. 15-3, pp. 231-240, 1997.

3. 家計の流動性制約と防災投資の経済効果

3.1.　緒　言

伝統的な防災投資の費用便益分析においては、期待被害額の軽減効果を用いて防災投資の経済便益を評価する。期待被害額を用いて防災投資の経済効果を評価することは、リスクフェアな（保険料と期待保険金額が一致するような）災害保険により被害額を完全にカバーしうるような状態を想定していることを意味する[1)]。現実には、リスクフェアな災害保険は利用可能ではない。このような観点から、横松・小林は危険回避的な家計によるリスクフェアでない災害保険の購入行動モデル[2)]（以下、YKモデルと呼ぶ）を定式化し、家計の災害に対するリスクプレミアムや防災投資の経済効果を計測する方法を提案している。

自然災害により物的資産の喪失・損壊の被害を受けた家計は、復旧のための資金を調達し資産の回復に努める。しかし、家計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、家計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。

家計は、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、金融機関から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、負債のみが残る家計もある。また、担保物件を喪失する家計も存在する。このような家計は、金融機関から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家計は、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。

本研究では、家計が流動性制約に直面する場合、復旧過程が遅延することにより流動性被害が発生することに着目する。家計が自然災害により家財を損壊した場合、復旧のための資金を調達することが必要となる。しかし、家計が負債契約を完済していない家財を喪失した場合、被災後に負債（負の資産）のみが残ることになる。そして家計が金融機関から追加負債契約（２重ローン）を拒否された場合、家計は復旧資金を調達できず、流動性不足に陥るという問題が発生する。家計が流動性制約に直面する場合、従前の生活状況を復元するために長い時間を要することとなる。このようなリスクを家財復旧遅延リスクと呼ぶこととする。それに対して家計が災害保険に加入している場合、被災時に保険金が給付されることにより、家計は家財復旧のための流動性を獲得することが可能となる。通常、保険の機能としては所得の平準化機能が指摘されている。危険回避的な家計は、災害保険を購入することにより、被災時においても所得の平準化を達成することが可能となる。これに対して、本研究では災害保険が有する流動性供与機能に着目する。家計が危険中立的であっても、被災時には流動性需要が発生し、そのために家計は流動性供与機能を利用する動機をもつことを指摘する。しかし、家計が災害保険を購入できない（保険により災害リスクを完全にヘッジできない）場合には、家計は被災後に復旧過程が遅延するという流

動性被害に直面する。

本章では、被災時における流動性制約に着目した家計の家財復旧行動モデルを定式化する。その上で、家計の家財復旧遅延リスクを考慮した防災投資の経済効果について分析する。以下、3.2.では本研究の基本的な考え方を明らかにする。3.3.では、被災時における家計の家財復旧行動モデルを定式化し、流動性制約が家計の厚生に与える影響について明らかにする。3.4.では、家計が保険を購入できる場合の復旧過程を記述して、保険の流動性供与機能について指摘する。3.5.では、防災投資による家計の家財復旧遅延リスクの軽減効果を評価する方法について検討する。3.6.では本研究で得られた知見を取りまとめるとともに、残された課題について述べる。

3.2.　本研究の基本的考え方

3.2.1 防災事業におけるリスクプレミアムに関する既往研究の概要

不確実性下における家計の資産蓄積行動を対象とした動学的消費モデルに関しては膨大な研究成果が存在する。家計の動学的保険購入行動に関しても、生命保険の購入行動モデルをはじめとして研究が蓄積されている[3)-10)]。中でも、被保険者の利他的動機に基づいた最適生命保険問題に関してはYaari(1965) [5)]が先鞭を付けた。その後、保険の解約や年金市場を考慮したようなモデルの精緻化[6)-10)]が試みられている。また、Johansson et al.は動学的最適消費行動モデルを用いた費用便益分析の枠組みを提案している。防災分野への応用事例としては、横松・小林が家計の生命保険の購入行動に基づいて死亡リスクの低減便益を計測する方法を提案している[11)]。さらに、横松・小林は、災害により家財を喪失するリスクの下で、災害保険購入と被災後の復旧行動を同時に考慮したような家計の動学的消費行動モデル(YKモデル) を定式化し、家屋や家財などの物的資産の被害リスクを対象とした防災投資便益の計測方法を提案している[2)]。そこでは、無限期間にわたって自然災害が繰り返し起こりえる状況を想定し、被災後に被害者が人生設計を立て直し、再び家財を蓄積していく過程を最適動学モデルとして表現している。さらに、災害後の家財の再形成行動を考慮に入れた、災害に対する事前の最適保険行動を導出している。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家財の形成過程に影響を及ぼし、結果的に家計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ことになる。その上で、伝統的な期待被害額を用いた便益計測の方法には、防災投資の経済便益を過小評価する危険性があることが指摘されている。しかし、YKモデルにおいては、利子率を下回る増加率であれば永久に借り換えを続けることができるNo-Ponzi-Game条件を仮定している。しかし、現実には多くの家計は金融機関と負債契約（ローン契約）を締結し、家財や土地の購入資金を調達する。負債は毎期獲得する現金収入、給与所得等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返済される。負債契約を締結するにあたり、家計が購入した土地や、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。負債契約にもとづいて購入した家財を自然災害によって喪失した場合、負債のみが残ることになる。さらに、被災した家財が負債契約の担保となっている場合、担保資産も同時に喪失することになる。そして被災後に家財の復旧のための資金を金融機関から調達しようとした場合、家計には被災前に締結していた未完済の負債契約と、住宅再建のための負債契約という二重負債契約の問題が発生する。多くの場合、家計は金融機関と新たな負債契約を結んで復旧資金を調達することができないという流動性制約に直面することになる。本研究では、流動性制約を明示的に考慮したような、家計の動学的消費モデルを定式化する。その上で、流動性制約のために家計の復旧過程が遅延することで発生する不可逆的な資産喪失リスクについて分析する。

家計が災害保険を購入していれば、被災時の保険金支払いにより、追加的な流動性を獲得することができる。家計は獲得した保険金を初期負債契約の返済に充当したり、住

宅の再建資金の一部に充当することができる。このように、保険金は流動性制約に直面した家計に対して、流動性を補給する機能をもっている。結果的に災害保険は家計が直面する家財復旧遅延リスクを軽減する機能を持っている。しかし、3.3.2 で検討するように、すべての家計が災害保険を用いて家財復旧遅延リスクを回避するわけではない。家計が預金として流動性を十分に保有している場合、預金の一部を取り崩すことによって家財を復旧することができる。換言すれば、裕福な家計は被災後に借入れを行う必要がない。そのような家計にとって保険の価値は従来から指摘されている消費の変動リスクの回避便益に集約される。一方、災害保険を購入することができない家計も、保険の流動性供与機能を利用することができない。災害保険の価値は、保険金によってはじめて家財の復旧が可能となるような家計にのみ現れることになる。防災投資を行うと被災確率ないし被害水準が緩和される。このような防災投資は、1）全ての家計の期待被害額を軽減すると同時に、2)保険を購入できない家計の家財復旧遅延リスクを軽減する。また、3）期待被害額の減少による災害保険料の低下によって、一部の家計に保険の購入可能性を与えて、家計に保険の流動性供与機能の利用機会を提供する働きをすることになる。

3.2.2　耐久性物的資産の形成と流動性被害

被災家計は被災後に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、被災家計が流動性制約に直面する場合、家計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、物的資産の復旧過程は長期にわたり遅延する。**図-3.1** から**図-3.3** の 3 通りの復旧過程を示す。これらを用いて流動性制約がもたらす被害について簡単に説明する。

家計は物的資産と金融資産を管理しているものとする。家計は物的資産の利用から効用を獲得すると仮定する。一方、金融資産はそれ自体が直接、家計に効用をもたらすものではなく、所得を異時点間で移転させて、消費の平準化等を実現するための媒体であると考えよう。いま、家計は被災前に価額 A_0の物的資産を保有しており、時刻 θ_0に被災してそれらを失うものとする。家計が自由に借入を行える場合、**図-3.1** に示すように家計は直ちに預金 W_0を取り崩すと同時に、不足額の借入を行って物的資産を A_0に復旧することができる。家計は給与所得によって負債の返済を続けて時刻 θ_1に負債を完済し、その後は預金を増加させる。

それに対して、家計が借入を行えない場合、**図-3.2** に示すように家計は預金が A_0に到達するまで、被災前と同じ水準の物的資産を買い直すことはできない。**図-3.2** では、家計は時刻 θ_0から θ_2の間、資産を使用できないことによる損失を被ることになる。一方、**図-3.3** は家計が被災直後の預金で購入が可能な最大限の水準の物的資産を購入するケースを示している。家計は預金が A_0に到達するまで、W_0の水準の物的資産で代替している。そして時刻 θ_2に物的資産 W_0を処分し、物的資産 A_0を買い直している。ここでは被災直後に預金 W_0を取り崩しているため、物的資産 A_0の復旧時刻 θ_3は θ_2よりも遅くなる。本研究では、以上の復旧過程１、復旧過程２のような状況を「家財復旧遅延」と呼ぶこととす

る。すなわち復旧過程２のようなケースについても、最適水準 A_0の家財を再取得するまで時間を要するため、「遅延」と呼ぶこととする。家計が**図-3.2** に示す復旧過程 1 と**図-3.3** に示す復旧過程 2 のどちらを選択するかは家計の選好（効用関数）や物的資産の購入に要する固定費用に依存する。例えば、当該家計にとって、低い水準であっても物的資産が不可欠である場合には、家計は復旧過程 2 を選択するだろう。一方、ある水準以上の物的資産によってのみ効用を得るような家計は復旧過程 1 を選択するだろう。あるいは、対象とする物的資産に最低限のレベルがある場合、最低レベルの資産を購入するための預金をもたない家計は、ある期間を家財をもたずに過ごさざるを得ない。それに対して、**図-3.1** に示す借入が可能な場合の復旧過程と、不可能な場合の過程の差は選好の問題ではない。いかなる効用関数をもってしても、借入が可能な家計と不可能な家計の間には金銭単位で表される厚生の差が存在する。そのような差は当然、借入の必要がない場合には顕在化しない。しかし災害により被災すると、家計は多額の復旧資金を必要とする。すなわち災害時に資金を借り入れる必要性が生じるとき、借入可能性の差が厚生の差として顕在化することになる。本研究では借入の可能性の差異によって拡大する災害被害を「流動性被害」と呼ぶこととする。

3.2.3　本研究の前提

本研究では、災害による物的資産（以下、簡単のため「家財」と呼ぶ）損失後の復旧行動を通じて、防災投資による家財復旧遅延被害の回避便益について考察する。防災投資により家計が獲得する便益は多様である。本研究では、家計の被災時における流動性制約に焦点を置いて、防災投資がもたらす家財復旧遅延被害のリスク回避便益について考察するために、家計行動の多様性を捨象して可能な限り簡単なモデルを定式化する。

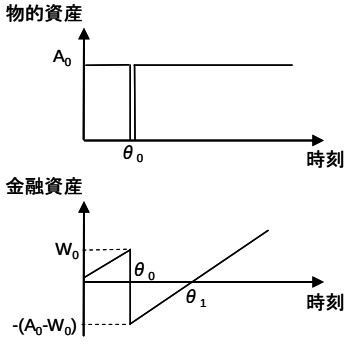


図-3.1　借入が可能な場合の復旧過程

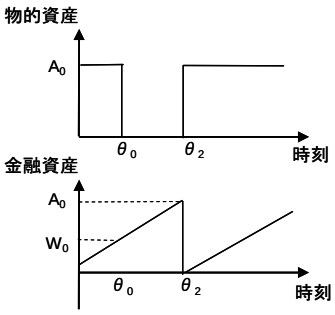


図-3.2　借入が不可能な場合の復旧過程 1

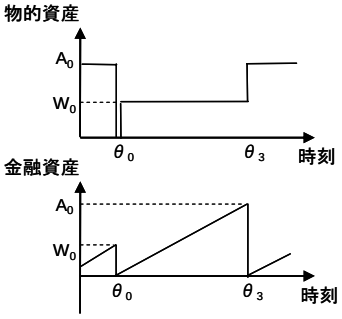


図-3.3　借入が不可能な場合の復旧過程 2

また、本研究では、災害による家財の損壊と被災後における復旧・買い換え行動のみに着目し、家計の連続的な資産蓄積行動についてはとりあげない。初期時点で家計は家財を所有している。家計は人生の中で高々１回だけ自然災害に遭遇する可能性を持っており、家計が被災した場合、家財は、１回だけ全壊すると考える。被災家計の中で、再建資金を調達できる（流動性制約がない）家計は全壊した家財を従前の状態に復旧することが可能である。資金を調達できない家計（流動性制約がある）は、保有する資金の制約の下で、低い水準の家財を購入せざるをえない。あるいは復旧を 1 期間遅らせることになる。また、本モデルでは家財は 2 期間の耐久性をもつとする。2 期間の間の物理的減耗は考えない。家計は家財を 2 期間利用したのちに処分し、新たな家財を購入することを無限の将来に亘って繰り返す。また、本研究では家計の無限視野を想定することにより、重要な結論が終端時点の条件設定に起因してしまう事態を回避する。以上のモデル化は、現実の家計行動を極度に簡単化しており、理論モデルの中に、災害による家財の被災の程度を細分化したり、住宅を対象として住宅特有の問題を導入することも可能である。しかし、このようなモデルの複雑化、多様化を図っても、理論モデルを用いて導出しようとする結論に影響を及ぼさない。

3.3.　家財復旧モデル化の定式化検討

3.3.1 モデル化の仮定

本研究では、家計は無限期間にわたり存続し、消費活動を行うと考える。あるいは、それと同値ではあるが、家計は将来世代の厚生に対して完全な利他的選好を有するという王朝モデル(dynastymodel)の仮定を採用すると考えてもいい。時間軸を可算無限個の離散的期間の流列で表現する。

本モデルでは第 0 期末に災害が生起し、それにより生じる流動性被害に着目する。第 1 期以降に災害は発生しないと考える。第0期に災害が発生するまでの事象の論理的順序関係を**図-3.4** に示している。第 0 期の期首の時点 (時点A)で、家計は災害リスクに関する情報を保有しないと考える。家計は災害リスクを考慮せずに家財の水準 z を選択する (時点B)。その際に家計は金融機関との負債契約により資金 z を調達するとする。返済期限は無限の将来に設定されていると考える。一方、家計は負債を返済しない限り、新たな負債契約を結ぶことはできないと仮定する。すなわち二重ローンは不可能であると仮定する。家財を購入した後の貯蓄残高をｗと表す。その後、時点Ｃに、第0期末に確率 p で災害が発生するという「災害情報」が到達する。例えば、時点Ｃにおいて、災害ハザードマップが公開されたり、水害リスクの場合、都市化が進展し、内水氾濫リスクが増加した場合を考えよう。この場合、家計は災害情報を持たない時点で資産選択を行い、その後に災害情報が到達することになる。基本モデルでは、災害保険が存在しない場合を想定する。仮に、災害保険が利用可能な場合、家計は時点Ｄで災害保険を購入することになる。このような災害保険の購入行動は、**3.4** で分析する。第 0 期の期末に、災害が発生するか否かが確定する。モデルの簡略化のため、災害が発生すると家財は全壊すると仮定する。この仮定を緩めて、任意の損壊状態を認めても以下の議論は変化しない。家計は、流動性制約に直面しており、仮に被災しても金融機関から復旧資金を調達できないと考える。

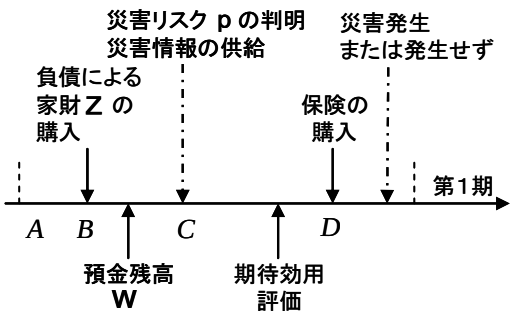


図-3.4　第 0 期の事象の論理的順序関係

家計の経済状態を２つの状態変数(a、b)を用いて表記する。まず、状態変数ａは災害保険の有無を表し、

$$a=\begin{cases} U\text{=災害保険を保有しない場合} \\ \mathrm{I}\text{=災害保険を保有する場合} \end{cases} \qquad (2.1)$$

で表す。基本モデルでは、災害保険が存在しない場合のみを取り扱っており、常に a=U となる。また、状態変数ｂは家財の復旧政策を表し、

$$b = \begin{cases} 0 & \text{第 0 期に被災しない場合} \\ 1 & \text{第 0 期に被災し、第 1 期に最適な水準の家財を復旧した場合} \\ 1' & \text{第 0 期に被災し、第 1 期に最適水準未満の家財を復旧した場合} \\ 2 & \text{第 0 期に被災し、第 2 期に復旧した場合} \end{cases} \tag{2.2}$$

と定義する。

家計が各期 i(=1, 2, …)に獲得する効用を、準線形効用関数

$$u_i(z_i, c_i) = v(z_i) + c_i \tag{2.3a}$$

$$v(0) = 0, \quad v'(z_i) > 0, \quad v''(z_i) < 0 \tag{2.3b}$$

を用いて定義する。ここに、z_iは、第i期に家計が保有する家財の資産価値、c_iは消費水準を表す。また、$v(z_i)$に付された「'」「"」はそれぞれz_iに関する 1 階微分、2 階微分を表す。

本モデルでは、既に生活維持経費が差し引かれた後の所得の配分問題について議論するため、消費額c_iは余剰消費額を表すと考えることができる。いま、家財の水準z_iには最低水準 $\bar{z}$が存在するものとする。すなわち、家財を購入するためには固定費用が必要であるとするので、z_iには以下の制約条件が存在する。

$$z_i > \bar{z} \tag{2.4}$$

また、内点解を保証するため、最適解 z の周辺において

$$\bar{z} < z < v(z) \tag{2.5}$$

を仮定する。右の不等式は、最適なレベルの家財を購入するための資金 z を工面できる場合には、家計は必ず家財 z を購入することを意味している。さらに、議論を簡単にするために、将来効用の割引率を 0 に設定する。

家財の耐用年数を２期間に設定する。第i期にz_iの価額で購入した家財は、価値が減耗せず、第(i+1)期末に価値が完全に消失するサドンデスの仮定を採用する。また、家財の中古市場は存在しない。第 0 期の期首の時点では、家計に災害リスク情報が到達していない。したがって、家計は災害リスクを考慮せずに、家財の最適水準を決定する。第 1 期以降の最適な家財の水準z_iは、家財の耐用年数が２期間であり、かつ仮定(2.5)が成立することより

$$v'(z_i) = \frac{1}{2} \tag{2.6}$$

を満足する水準$z_i = z_i$(i=1, …)に決定される。なお、家計が第 0 期末に発生する災害リスクを正しく認知していれば、第 0 期に選択する最適な家財の水準は、式(2.33)により決定される水準より低い水準に決定される。しかし、本モデルでは、前述したように、第 0 期の期首に災害リスクが認識されていないため、最適家財水準は式(2.33)で定義さ

れる。以下の議論において、家財が購入後１期目にあるか２期目にあるかを明記する必要がある場合には、それぞれz^1、z^2のように表記することとする。資産価額については、サドンデスの仮定から$z^1=z^2=z$が成立する。**図-3.4** に示すように、家計は第０期にzの水準の家財の使用を開始する。したがって、家計が被災しない場合、第 2 期にzの水準の家財を買い換える。第１期以降は災害が発生しないため、家財の耐用年数が経過すれば、同じ水準zの家財を買い続けることになる。家計は第０期の家財購入後に貯蓄残高wを保有していると考える。第 1 期以降、家計の給与所得yは各期の期首に支払われ、無限期間を通じて一定と仮定する。さらに、貯蓄および借入のための利子率を 0 と仮定する。さらに、第０期の給与所得や消費については考えない。したがって、貯蓄残高wは、第０期の給与収入や消費が終了した後の貯蓄残高を表している。また、

$$y < \bar{z} < z < 2y \tag{2.7}$$

を仮定する。すなわち家財を購入するためには１期間分の給与では不十分であるが、２期間分の給与があれば最適水準を購入できるものと仮定する。ただし、後述するように、貯蓄残高ｗが十分に大きい家計は、貯蓄残高ｗに被災後の１期間分の給与ｙを合わせた資金によって最適水準ｚの家財を購入することができる。

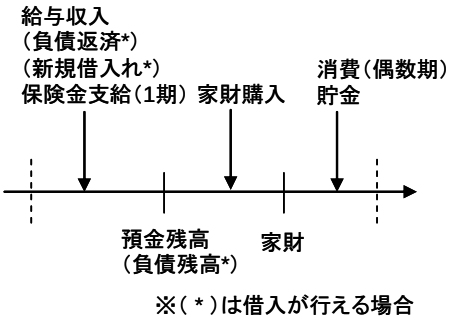


図-3.5　第１期以降のイベントの順序

各期における事象の論理的順序関係と、資産残高の評価時点を**図-3.5** のように設定する。さらに、各期における貯蓄残高と負債残高、および家財の水準と消費水準を**図-3.5** に示す時点で評価した結果を**表-3.1** に示す。本研究では、消費額に関して準線形効用関数を仮定し、利子率・割引率を０としているため、消費のタイミングを変化させても生涯効用は変化しない。そこで、記述の簡略化のために、家計は偶数期のみに消費を行うと仮定しよう。その上で、第１期と第２期を第１サイクル、第３期と第４期を第２サイクル、（以下、同様のパターンが繰り返される）等と呼ぶこととする。この時、**表-3.1** に示すように、復旧期間の異なる３つのケースにおいて、第２サイクル以後における家計の消費水準は一定値(2y－z)をとることになる。さらに、第２サイクル以降の家財の保有水準 z も一定となる。したがって、ケース間の厚生比較は、家計が第１サイクルにおいて獲得する効用水準のみを比較する問題に帰着される。ここで、各経済状態δ=(a,b)の下で達成可能な第１サイクルの厚生水準Ｗ(δ)を

$$W(\boldsymbol{\delta}) = v(z_1(\boldsymbol{\delta})) + v(z_2(\boldsymbol{\delta})) + c_2(\boldsymbol{\delta}) \tag{2.8}$$

と表そう。ただし、$z_1(\delta)$、$z_2(\delta)$、$c_2(\delta)$は、それぞれ第１期及び第２期における家財の保有水準、第２期の消費水準を表す。家計が流動性制約に直面することにより被る被害は、第１サイクルの厚生水準W(δ)の比較を通じて評価することが可能となる。

表-3.1　家財の復旧・買い換え過程

(U,0)	1	2	3	4	5
預金	w+y	w+2y	y	2y	y
家財	z^2	z^1	z^2	z^1	z^2
消費	0	w+2y−z	0	2y−z	0
(U,1)					
預金	w+y	w+2y−z	z	y	z
家財	z^1	z^2	z^1	z^2	z^1
消費	0	w+3y−2z	0	2y−z	0
(U,1')					
預金	w+y	y	z	y	z
家財	z'^1	z'^2	z^1	z^2	z^1
消費	0	2y−z	0	2y−z	0
(U,2)					
預金	w+y	w+2y	y	2y	y
家財	0	z^1	z^2	z^1	z^2
消費	0	w+2y−z	0	2y−z	0

3.3.2　経済評価

表-3.1 に示す各経済状態における家計行動について分析しよう。経済状態(U,0)では、家計は被災しないため、第０期に購入した家財を第１期末まで使用し、第２期に買い換えることになる。家計は第２期の期中にｚの支出をして新たな家財を購入し、残りを消費する。第３期の期首に得られた給与ｙは貯蓄され、第４期の給与ｙと合わせた 2y の中から第４期の家財の買い換え資金が拠出される。第４期末には残りの資金(2y－z)を消費する。第３サイクル以降は第２サイクルと同じパターンを繰り返す。

つぎに、経済状態(U,1)は、第１期に、期首に得られる給与ｙを加えた貯蓄残高(w+y)によって最適な家財を復旧できるケースを意味する。すなわち、条件

$$z \leq w + y \tag{2.9}$$

が満たされているケースに相当する。この場合、家計は被災後直ちに家財を復旧し、第２期に(w+y－z)の貯蓄を繰り越す。第２期に給与 ｙ を得て、貯蓄残高は(w+2y－z)となるが、そのすべてを第２期末に消費するわけではない。第３期に家財を買い換えるために(z－y)だけを次期に繰り越し、第３期の給与ｙを加えたｚから家財ｚの購入を行うことになる。よって第２期末の消費水準は(w+3y－2z)となる。また第４期には、第４期の給与 ｙ から(2y－z)を消費し、(z－y)を貯蓄にまわすことになる。仮定(2.7)より消費、貯蓄が正であることが保証されている。第３サイクル以降は第２サイクルと同じパターンを繰り返す。なお状態(U,1)は、被災直後にまずは貯蓄残高(w+y)を取り崩して第０期の時点Ｂで得た初期負債ｚの早期返済を行い、次いで新たに返済期を無限の将来と設定した負債契約を結んでｚを調達すると考えてもよい。

条件(2.9)を満足しない家計は、被災後に経済状態(U,1')か(U,2)に追い込まれることになる。条件(2.9)を満足しない家計は、初期負債の早期返済を行うことができないため、新規融資を得ることもできない。すなわち流動性制約に直面することになる。状態(U,1')では家計は第１期の全ての貯蓄残高(w+y)を家財に充当する。このときの家財の水準をz'と表すと、z'は以下のように与えられる。

$$\bar{z} \leq z' = w + y < z \tag{2.10}$$

なお左の不等式は第１期の全ての貯蓄残高が家財の最低水準以上であることを意味している。そして第２期の給与ｙについては、(2y－z)を消費し、(z－y)を第３期の家財ｚの購入のために貯蓄にまわす。第２サイクル以降は状態(U、1)と同じ経緯を辿ることになる。一方、状態(U,2)では家計は第１期に家財の復旧を見送る。第１期を家財なしで過ごし、第２期に十分な資金を蓄えたのちに最適水準ｚの家財を購入する。第２期末には残りの貯蓄の全てを消費する。なお第１期の全ての貯蓄残高が以下の範囲にある家計は、状態(U,1')を選択することができず、必ず状態(U,2)におかれることになる。

$$w + y < \bar{z} \tag{2.11}$$

表-3.1に示す結果から、各経済状況における家計の第１サイクルの厚生水準は以下のようにまとめられる。

$$W(U,0) = 2v(z) + w + 2y - z \tag{2.12a}$$

$$W(U,1) = 2v(z) + w + 3y - 2z \tag{2.12b}$$

$$W(U,1') = 2v(z') + 2y - z \tag{2.12c}$$

$$W(U,2) = v(z) + w + 2y - z \tag{2.12d}$$

また、第０期の時点Ｃで評価した期待効用水準は以下のように表される。

$$\begin{aligned} EW(U,1) &= (1-p)W(U,0) + pW(U,1) \\ &= 2v(z) + w + (2+p)y - (1+p)z \end{aligned} \tag{2.13a}$$

$$\begin{aligned} EW(U,1') &= (1-p)W(U,0) + pW(U,1') \\ &= 2(1-p)v(z) + 2pv(z') + (1-p)w + 2y - z \end{aligned} \tag{2.13b}$$

$$\begin{aligned} EW(U,2) &= (1-p)W(U,0) + pW(U,2) \\ &= (2-p)v(z) + w + 2y - z \end{aligned} \tag{2.13c}$$

なお、第１期に最適水準に復旧することができる家計、すなわち条件(2.9)を満たす家計について、第１期に復旧することが最適であることを次式から確認することができる。

$$EW(U,1) - EW(U,2) = p\{v(z) - (z-y)\} > 0 \tag{2.14}$$

仮定(2.5)から上式は正となる。すなわち第２期に復旧を先延ばしすることによって

消費水準は(z－y)だけ大きくなるものの、1 期間分の家財の効用 v(z)を補うには至らない。また、第 1 期に保有する全ての貯蓄残高を全て家財の購入に充てる状態を EW(U,1")とすると、家財の水準は z"＝w+y>z すなわち家財への過剰投資になり、最適化条件(2.33)より EW(U、1)>EW(U、1")となる。

一方、(w+y)が条件(2.10)に該当する家計について、EW(U,10)と EW(U,2)の差は以下のように与えられる。

$$EW(U,1') - EW(U,2)$$
$$= p[2v(z') - \{v(z) + w\}] \ > 0 \qquad (2.15)$$

不等号の証明を付録１）に示す。すなわち被災後、全ての貯蓄を投入して低いレベルの家財を購入して 2 期間使用する効用のほうが、第 1 期に家財なしで過ごす代わりに第 2 期に最適レベルの家財を購入し、かつ消費を増やす効用よりも大きい。従って、第 1 期の期中に家財を購入するための固定費用$\bar{z}$を賄える貯蓄(w+y)をもつ家計は、必ず家財を購入する。条件(2.11)に該当する家計のみが第 2 期に家財を復旧することになる。

3.3.3 流動性制約が存在しない場合

以上では、家計が流動性制約に直面し、金融機関から復旧資金を調達できない場合を想定していた。ここでは、流動性制約がもたらす被害を分析するために、家計が流動性制約に直面しない場合に達成可能な効用水準を求めよう。すなわち第 0 期の初期負債契約と同時に、いまひとつの追加的な負債契約を結べる状況を想定する。いま、家計は初期負債契約とは別に、任意の期間において 1 を上限とした借入を行えるものと仮定する。さらに、家計は負債残高 1 を越えない範囲で自由に借換えを行えるものと仮定する。ここでは、この追加負債契約によって第 1 期に家財を復旧することが可能なケースを考えよう。すなわち、以下の条件を仮定する。

$$w + y + l \geq z \qquad (2.16)$$

表-3.2　家財の復旧・買い換え（借入可能な場合）

(U,0)	1	2	3	4	5
預金	w+y+l	w+2y+l	y	2y	y
負債	l	l	l	l	l
家財	z^2	z^1	z^2	z^1	z^2
消費	0	w+2y+l−z	0	2y−z	0
(U,1)					
預金	w+y+l	w+2y+l−z	z	y	z
負債	l	l	l	l	l
家財	z^1	z^2	z^1	z^2	z^1
消費	0	w+3y+l−2z	0	2y−z	0

借入が可能な場合の家財の復旧・買い換え過程を**表-3.2** に示す。**表-3.2** に示すよう

に、家計は第 1 期に上限 1 に等しい大きさの借入を行い、無限の将来まで返済しない、あるいはそれと等価であるが、無限に借換えを続けて負債残高 1 を維持することが合理的となる。このとき、第 1 サイクルの事後的効用水準は、

$$W^{\circ}(U,0) = 2v(z) + w + 2y + l - z \tag{2.17a}$$

$$W^{\circ}(U,1) = 2v(z) + w + 3y + l - 2z \tag{2.17b}$$

と表される。W°(a, b)の上付き添え字oは借入が可能なケースであることを意味する。効用水準は借入可能額lの増加関数となることを確認することができる。第 0 期の時点Cで評価した期待効用水準は、

$$\begin{aligned} EW^{\circ}(U,1) &= (1-p)W^{\circ}(U,0) + pW^{\circ}(U,1) \\ &= 2v(z) + w + (2+p)y + l - (1+p)z \end{aligned} \tag{2.18}$$

と表される。

3.3.4　流動性被害と貯蓄の流動性プレミアム

図-3.6 に各状態間の効用水準の差を示す。そして災害被害を、被災しなかった状態における効用水準と、被災した状態における効用水準の差によって定義する。ある時点で災害リスクが判明し、それによって物的資産を担保とした借入が不可能となった環境では、災害被害はW(U, 0)と被災後の効用水準W(U, 1), W(U, 1'), W(U, 2')との差によって測られると考える。なお、ここではW(U, 0)≥ W°(U, 1)の関係を想定することとし、それを保証するために借入可能額lについてl≤z－yを仮定する。先述の仮定(2.16)と併せて、以下のようにlの範囲を限定する。

$$z - w - y \le l \le z - y \tag{2.19}$$

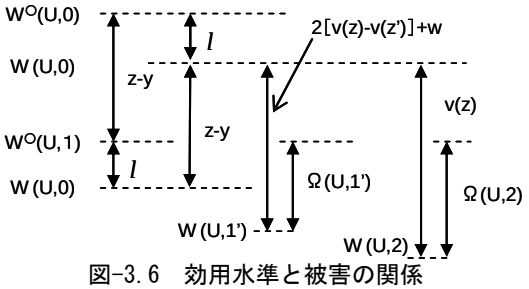


図-3.6　効用水準と被害の関係

まず、第 1 期に家財を最適な水準に復旧することが可能な家計の被害は、次式で与えられる。

$$\begin{aligned} &W(U,0) - W(U,1) \\ &= W^{\circ}(U,0) - W^{\circ}(U,1) = z - y \end{aligned} \tag{2.20}$$

すなわち被害は借入が可能な場合と同様となり、その大きさは(z－y)となる。本モデルでは家財が 2 期間の耐久性をもち、被災する場合にも家計は既に家財を 1 期間使用した後であるため、被害は単純に z にはならない。また、第 1 期に最適な水準への復旧が

可能な家計にとっての借入の機会の価値は、

$$W^{\circ}(U,0)-W(U,0)=W^{\circ}(U,1)-W(U,1)=l \tag{2.21a}$$

$$EW^{\circ}(U,1)-EW(U,1)=l \tag{2.21b}$$

すなわち、被災しなかった状態、被災した状態ともに消費を借入可能額１だけ増加させることができる効用に相当する。当然、事前の期待効用で評価した場合にも借入の価値は１に等しくなる。

一方、第１期に家財を最適な水準に復旧することができない家計について、被害は以下のように与えられる。

$$W(U,0)-W(U,1')=2\{v(z)-v(z')\}+w \tag{2.22a}$$

$$W(U,0)-W(U,2)=v(z) \tag{2.22b}$$

いま、家計が被災後に借入を行うことができたとしたら回避できた被害を「流動性被害」と定義し、$\Omega(U,1')$,$\Omega(U,2')$により表記しよう。すなわち上式(2.22a)(2.22b)を分解することによって、$\Omega(U,1')$,$\Omega(U,2')$を以下のように定義する。

$$\begin{aligned}&W(U,0)-W(U,1')\\&=\{W(U,0)-W^{\circ}(U,1)\}+\{W^{\circ}(U,1)-W(U,1')\}\\&=\{W(U,0)-W^{\circ}(U,1)\}+\Omega(U,1')\end{aligned} \tag{2.23a}$$

$$\begin{aligned}&W(U,0)-W(U,2)\\&=\{W(U,0)-W^{\circ}(U,1)\}+\{W^{\circ}(U,1)-W(U,2)\}\\&=\{W(U,0)-W^{\circ}(U,1)\}+\Omega(U,2)\end{aligned} \tag{2.23b}$$

図-3.6 に各項の関係を示す。それらは以下の大きさをもつ。

$$W(U,0)-W^{\circ}(U,1)=z-y-l \tag{2.24a}$$

$$\Omega(U,1')=2\{v(z)-v(z')\}+w+y-z+l \tag{2.24b}$$

$$\Omega(U,2)=v(z)+y-z+l \tag{2.24c}$$

例えば、家財を第 1 期に最適水準に復旧するための最小限の借入のみ許される場合、すなわち l=z－w－y であるとき、流動性被害は以下の大きさをもつ。

$$\Omega(U,1')=2\{v(z)-v(z')\} \tag{2.25a}$$

$$\Omega(U,2)=v(z)-w \tag{2.25b}$$

一方、借入が不可能な環境の下で、第１期に状態(U,1)となる家計と、状態(U,1')、(U,2)となる家計との厚生の差について考えよう。いま、第１期の期初における貯蓄をそれぞれに該当する家計について、w_1(≥z－y),$w_{1'}$(z̄－≤ $w_{1'}$<z－y),w_2(<z̄－y)の貯蓄を保有しているものとしよう。また便宜上、期待効用水準をそれぞれEW(U,1:w_1)、EW(U,1':$w_{1'}$)、EW(U,2:w_2)と表すこととする。期待効用水準の差はそれぞれ以下のように表される。

$$EW(U,1:w_1)-EW(U,1':w_{1'})$$
$$=(w_1-w_{1'})+p[2\{v(z)-v(z')\}-(z-z')]$$
$$=(w_1-w_{1'})+\Theta(U,1')$$
$$EW(U,1:w_1)-EW(U,2:w_2)$$
$$=(w_1-w_2)+p[v(z)-z+y]$$
$$=(w_1-w_2)+\Theta(U,2) \tag{2.26a}$$

以上のように期待効用水準の差は、貯蓄の差($w_1-w_{1'}$)、(w_1-w_2)にとどまらない。そこで$\Theta(U,1')$, $\Theta(U,2)$を、「貯蓄の流動性プレミアム」と呼ぶこととしよう。貯蓄の流動性プレミアムは、流動性制約の下の家計が、被災直後の最適復旧を可能にするまで貯蓄を増加させるときに、増加額($w_1-w_{1'}$), (w_1-w_2)に追加して得られる効用を意味する。貯蓄の流動性プレミアム$\Theta(U,1')$, $\Theta(U,2)$は、災害の生起確率pの増加関数であり、さらに$\Theta(U,1')$は水準z'とzの間の家財の限界効用の増加関数である。

3.4.　保険の流動性供与機能

3.4.1　保険の流動性供給機能

本節では家計が保険を利用することができるケースについて考えよう。ここでは保険数理上公正なフルカバー保険を対象とする。すなわち、保険料がpz、被災時の保険金がzの保険システムを仮定する。家計が第 0 期に、**図-3.4** の時点Dに保険を購入するとき、第 0 期末の預金残高$\tilde{w}$は次式で与えられる。

$$\tilde{w}=w-pz \tag{2.27}$$

ここでも家計は借入を行うことができないと仮定する。よって保険を購入する家計は貯蓄残高 w について以下の条件を満たさなければならない。

$$w>pz \tag{2.28}$$

換言すると、貯蓄から保険料を支払うことができない家計は保険を購入することができない。**表-3.3** に保険を購入するケースにおける家財の復旧・買い換え過程を示す。状態(I,0)は被災しなかった場合、状態(I,1)は被災後に保険金によって瞬時に家財を復旧できた場合を表している。

表-3.3　家財の復旧・買い換え過程（保険購入時）

(I, 0)	1	2	3	4	5
預金	$\bar{w}$+1	$\bar{w}$+2y	y	2y	y
家財	z^2	z^1	z^2	z^1	z^2
消費	0	$\bar{w}$+2y−z	0	2y−z	0
(I, 1)					
預金	$\bar{w}$+y+z	$\bar{w}$+2y	z	y	z
家財	z^1	z^2	z^1	z^2	z^1
消費	0	$\bar{w}$+3y−z	0	2y−z	0

事後の効用水準と、事前の期待効用水準は、それぞれ以下のように与えられる。

$$W(I,0) = 2v(z) + w + 2y - (1+p)z \tag{2.29a}$$

$$W(I,1) = 2v(z) + w + 3y - (1+p)z \tag{2.29b}$$

$$EW(I,1) = (1-p)W(I,0) + pW(I,1)$$

$$= 2v(z) + w + (2+p)y - (1+p)z \tag{2.29c}$$

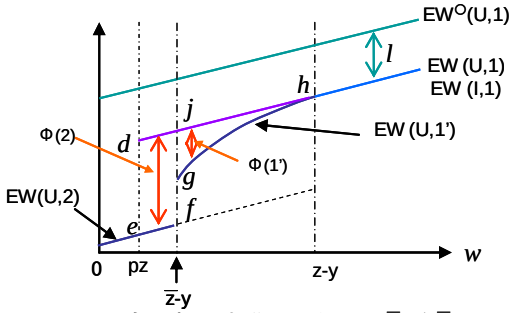


図-3.7　預金と効用水準の関係（$p\bar{z} \le \bar{z} - y$ の場合）

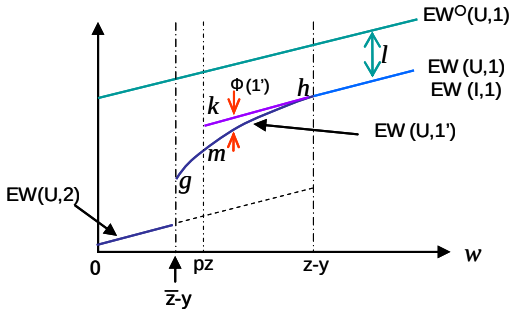


図-3.8　預金と効用水準の関係（$\bar{z} - y < pz$ の場合）

以下の関係が成立していることがわかる。

$$EW(U,1) = EW(I,1) > EW(U,1') > EW(U,2) \tag{2.30}$$

証明を付録１）に示す。また図-3.7、図-3.8 は以上の関係を図示している。貯蓄残高 w によって第 1 期に家財を最適な水準に復旧できる家計にとっては、保険を購入することによって期待効用は増加しない。理由は公正な保険システムによって保険料と保険金が期待値のクラスにおいて相殺され、家計は消費に関して線形効用を有しているため、平均保存的な分散の縮小は期待効用を増加させることにならないためである。また、凹関数で評価される家財の効用についても、状態(U, 1)では被災の有無に関わらず家計は常に v(z)の効用を得ることができるため、ここでも保険システムによる状態の変動の減少機能は必要とされないためである。従って状態(U, 1)に該当する条件(2.9)の家計にとっては保険を購入することと購入しないことは無差別となる。

それに対して、保険がない環境において状態(U, 1')、(U, 2)に追いやられる家計にとって保険は価値をもつ。条件(2.28)を考慮すると、保険によって期待効用水準が上昇する家計は、以下の範囲の貯蓄をもつ家計である。

$$pz \leq w < z - y \tag{2.31}$$

すなわち保険を購入するに足る貯蓄をもち、その一方で貯蓄と第１期の給与所得のみでは最適水準の家財を購入することができない家計が該当する。上記の範囲の預金ｗをもつ家計は、**図-3.7**、**図-3.8** において、期待効用水準をそれぞれ線分 *dh*、線分 *kh* にシフトさせることができる。保険の効果は以下のように表される。

$$\begin{aligned}\Phi(1') &= EW(I,1) - EW(U,1') \\ &= p[2\{v(z) - v(z')\} - (z - z')] \qquad (2.32a) \\ \Phi(2) &= EW(I,1) - EW(U,2) \\ &= p\{v(z) - (z - y)\} \qquad (2.32b)\end{aligned}$$

保険がない環境において状態(U,1')、(U,2)にある家計は、事後の家財の水準に関する変動のリスクに曝されている。保険を購入すれば、事後の家財の効用はv(z)の水準で一定となる。よって家計は被災時に保険金として得た流動性によって、家財効用の変動を消失させることができる。**Φ**(1'),**Φ**(2)を**図-3.7**、**図-3.8** に示す。保険の効果は、保険がなければ復旧を遅延せざるをえない家計において大きくなることがわかる。保険が家財復旧遅延回避効果をもつことがわかる。いま、家計が預金水準wのみによって異質であり、wが一様に分布しているものと仮定しよう。このとき保険の効果は、**図-3.7**（$p\bar{z} \leq \bar{z} - y$）のケースでは領域*defgh*の面積で表され、**図-3.8**（$\bar{z} - y < p\bar{z}$）のケースでは領域*kmh*の面積で表される。

3.4.2　リスクプレミアムと保険の流動性プレミアム

伝統的な保険の機能は、将来起こりえる状態間の変動の減少による期待効用水準の増加にある。保険料が公正である場合、保険によって富の期待値を保存したまま分散を減少させることによって、凹関数の効用関数によって富を評価する危険回避的な家計は効用が増加する。その効用の増分を金銭単位で評価したものが通常、「リスクプレミアム」と呼ばれており、保険に対する（保険料に追加した）支払い意思額とも解釈される。

それに対して、本モデルの構造は以下のような特徴をもつ。本モデルでは消費と家財による２価の直接効用関数を用いている。さらに準線形効用関数を仮定しているため、家計は消費に関してはリスク中立的、家財の利用に関してはリスク回避的と想定されている。このような場合、家計はリスクを家財から消費に移転させることを望む。しかしながら、流動性制約によって、貯蓄が少ない家計は消費のみにリスクを帰着させることが不可能な状況におかれることになる。そして、保険が導入されると、家計は家財の効用の変動を消失させることができる。このとき、家計は平常時の家財水準を犠牲にせずに、被災時の家財水準を平常時に一致させることができる。家財のみに関しては、平均保存的な分散の縮小ではなく、平均値も保険を購入しないときの平常時の水準に一致させることを実現している。家計が流動性制約下にあるとき、この機能は十分な貯蓄に

よって果たされるが、それをもたない家計にとっては保険によって代替されることになる。

ここで以下のように保険の機能を整理しよう。本モデルの設定より、家計は任意の資金 x によって、市場を通じて消費の効用 J か、家財の効用 2v(x)を獲得できる。すなわち、市場では消費の効用 J と家財の効用 2v(x)が金銭単位において等価となっている。ただし、準線形効用関数を用いる場合には、消費の効用はそもそも金銭単位で評価されているので、ここでは家財の効用を金銭単位に変換することを考える。そこで、以上の関係を用いて、家財の効用を金銭のクラスに写像する関数をM(2v(z))と表そう。上記の設定より以下の関係が成立する

$$M(2v(z)) = z \tag{2.33}$$

ただし、消費の効用に対しては M(z)＝z であり、またM(2v(z))は線形写像であると考える。いま、式(2.32a)(2.32b)にM(2v(z))を適用することにより、保険の効果 **Φ**(1')、**Φ**(2)は以下のように金銭評価されることがわかる。

$$\begin{aligned} M(\Phi(1')) &= p[2\{M(v(z)) - M(v(z'))\} - (z - z')] \\ &= 0 \end{aligned} \tag{2.34a}$$

$$\begin{aligned} M(\Phi(2)) &= p\{M(v(z)) - (z - y)\} \\ &= p\{y - \frac{z}{2}\} > 0 \end{aligned} \tag{2.34b}$$

式(2.34b)の不等号は仮定(2.7)に従う。よって、保険による状態(U,1')から状態(I,1)への移行は、家財の効用のリスクを消費の効用に移転させたことによる効用単位の増加のみであると解釈できる。すなわち伝統的な保険の価値である「リスクプレミアム」の獲得として説明される。それに対して、保険による状態(U,2)から状態(I,1)への移行は、資産(金銭単位)を増加させる価値をもつことがわかる。このような保険の価値を「保険の流動性プレミアム」と呼ぶこととしよう。再び保険の効果 **Φ**(2)を分解すると以下のようになる。

$$\Phi(2) = p\{v(z) - \frac{z}{2}\} + p\{y - \frac{z}{2}\} \tag{2.35}$$

右辺の第１の中括弧が「リスクプレミアム」に、第２の中括弧が「保険の流動性プレミアム」に相当する。以上のように、状態(U,2)にある家計が保険を購入したとき、効用の増分としてのリスクプレミアムと同時に、資産の増分としての「保険の流動性プレミアム」を獲得することになる。一方、条件(2.28)を満たさずに、保険を購入できない家計にとっては、依然として家財復旧遅延リスクを保有することになる。通常の保険を購入できない家計に与えられるファイナンス戦略については、既にマイクロ・インシュランス等の方法が提案されているが、理論的に精緻な分析が進んでいるとはいえず今後の重要な課題である。なお、本分析を保険料が集合リスクに対するプレミアムや取引手数料等の付加保険料を含む場合や、部分カバー契約が与えられる場合に拡張しても、保険は部分的に流動性供与機能をもつことを容易に示すことができる。

3.5.　防災投資による家財復旧遅延リスクの軽減効果

防災投資の経済便益を、被災確率 p の減少による期待効用の増分を用いて定義する。本モデルでは準線形効用関数を仮定しているため、期待効用水準やその増分は金銭単位をもつ。各家計にとっての防災投資便益の構造は、家計がおかれている借入可能性や保険の購入可能性に依存する。

防災投資によって被災確率が $dp(<0)$ の変化を受けると考える。他のパラメータは変化しないと仮定する。このとき、流動性制約に直面しない家計、預金のみで家財を最適な水準に復旧させることができる家計、保険を購入する家計が享受する防災投資便益は次式で与えられる。

$$\begin{aligned} &dEW^{\circ}(U,1) = dEW(U,1) = dEW(I,1) \\ &= -(z-y)\cdot dp \\ &= -\{W^{\circ}(U,0) - W^{\circ}(U,1)\}\cdot dp \\ &= -\{W(U,0) - W(U,1)\}\cdot dp \end{aligned} \tag{2.36}$$

すなわち、上記の３つの経済状態にある家計にとっての防災投資便益は等しく、その絶対値は流動性制約に直面しない家計や借入を必要としない家計の被害の期待値に等しい。防災投資便益は期待被害軽減額に一致する。

一方、状態(U, 1')にある家計にとっての防災投資便益は以下のように与えられる。

$$dEW(U,1') = -\{W^{\circ}(U,0) - W^{\circ}(U,1) + \Pi(U,1')\}\cdot dp$$

$$= -[2\{v(z) - v(z')\} + w]\cdot dp \tag{2.37a}$$

$$\Pi(U,1') = \Omega(U,1') - l$$

$$= 2\{v(z) - v(z')\} - (z - z') > 0 \tag{2.37b}$$

式(2.37b)の不等号の証明を**付録２**）に示す。以上のように、家財を最適水準に復旧できない家計の防災投資便益は期待被害軽減額を上回る。そして防災投資便益に含まれるプレミアム{－Π(U, 1')・dp}は、流動性被害Ω(U, 1')の軽減額に関連している。なお、式(2.37b)の２行目に示すようにΩ(U, 1')は１とは独立となる。そして、{－Π(U, 1')・dp}は効用単位の「リスクプレミアム」である。同様に、状態(U, 2)にある家計が得る防災投資便益は以下のように与えられる。

$$dEW(U,2) = -\{W^{\circ}(U,0) - W^{\circ}(U,1) + \Pi(U,2)\} \cdot dp$$

$$= -v(z) \cdot dp \tag{2.38a}$$

$$\Pi(U,2) = \Omega(U,2) - l$$

$$= v(z) + y - z = \{v(z) - \frac{z}{2}\} + \{y - \frac{z}{2}\} > 0 \tag{2.38b}$$

家財の復旧が遅延する家計の防災投資便益についても、期待被害軽減額にプレミアム{－Π(U,2)・dp}が加えられることになる。そして{－Π(U,2)・dp}は効用単位の「リスクプレミアム」[－{v(z)－$\frac{z}{2}$}dp]と、資産としての「流動性プレミアム」[－{y－$\frac{z}{2}$}dp]の双方を含んでいる。また、当初は保険を購入することができなかったが、防災投資によって保険を購入することができるようになる家計も存在する。そのような家計は、預金wについて以下の条件を満たしている。

$$w < pz \quad \text{かつ} \quad w > (p + dp)z \quad (dp < 0) \tag{2.39}$$

すなわち、災害の発生確率 p の減少によって保険料を支払えるようになる家計は、状態が(U,1')ないし(U,2)から状態(I,1)にシフトすることになる。防災投資便益は次式のように表される。

$$\Delta EW(1') = EW(I,1,p+dp) - EW(U,1',p)$$

$$= -\{W^{\circ}(U,0) - W^{\circ}(U,1)\} \cdot dp + \Phi(1',p) \tag{2.40a}$$

$$\Delta EW(2) = EW(I,1,p+dp) - EW(U,2,p)$$

$$= -\{W^{\circ}(U,0) - W^{\circ}(U,1)\} \cdot dp + \Phi(2,p) \tag{2.40b}$$

Φ(1', p)及びΦ(2, p)は保険の効果であり、式(2.32a)(2.32b)により表される。また(U, 1', p), (I, 1, p+dp)は各関数において、確率としてそれぞれ p, p+dp を採用していることを意味している。防災投資によって保険料率が減少し、それによって家計が保険を購入できるようになる場合、防災投資便益には保険が不可能であることによる流動性被害を消去する効果が含まれることになる。換言すると、防災投資は保険の流動性供与機能の価値を補完する。

また、預金 w が式(2.39)の範囲にある家計に焦点をあて、保険が存在する場合の防災投資便益と、存在しない場合の防災投資便益を比較する。

$$\Delta EW(1') - dEW(U,1')$$
$$= \Phi(1',p) - \Pi(U,1') \cdot (-dp)$$
$$= [2\{v(z) - v(z')\} - (z - z')]\{p - (-dp)\} \quad (2.41a)$$
$$\Delta EW(2) - dEW(U,2)$$
$$= \Phi(2,p) - \Pi(U,2) \cdot (-dp)$$
$$= \{v(z) - (z - y)\}\{p - (-dp)\} \quad (2.41b)$$

すなわち、便益は防災投資前の災害のリスク p と、防災投資による確率の減少(-dp)の大小関係に依存する。よって、発生確率 p が大きな地域ほど、保険の導入を併せることによって、防災投資効果をさらに大きくすることができる。

3.6.　結　言

従来、災害による物的被害は、失った資産の価値によってのみ評価されてきた。しかし、家計が金融機関から借入れができないという流動性制約に直面する場合、家計は保有していた物的資産を損失するのみならず、低い水準の資産しか買い直すことができなかったり、資産の復旧過程が遅延したりする被害を受けることになる。本節では、そのような流動性被害の構造について分析した。そして災害保険の流動性供与機能について指摘するとともに、防災投資の流動性被害軽減効果を導出した。これによって、家計が流動性制約に直面するとき、防災投資は期待被害軽減額や、集合リスクの軽減便益以上の価値をもつことが明らかになった。

一方、復旧するまでの時間を考慮した流動性被害を実際に算定するためのモデルの作成を行う必要がある。しかし、既往の研究事例では、流動性被害の算定方法を扱った事例が無いため十分な検討が必要である。(この方法論については、4 章及び 5 章で検討を行う。)

その他に、第 1 に、本研究では流動性制約が発生する状況、すなわち二重ローンが不可能である状況を外生的に与えている。家計の流動性制約は、職業の変更による将来所得の不確実性など、種々の原因によって発生しえる。今後は災害に関連した要因について整理するとともに、流動性制約が内生的に発生するメカニズムをモデル化する必要がある。第 2 に、家計の将来視野が有限である場合まで分析を拡張する必要がある。また本研究では、物的資産価値の評価にサドンデスの仮定をおいたが、今後は価値の減価と中古市場による取引等が存在する状況についても考慮する必要があろう。第 3 に、家計が同時に複数のリスクに直面している状況における貯蓄や保険行動についても分析する必要がある。

【付録】

１） EW(U,1),EW(U,1'),EW(U,2)の関係

式(2.13a)(2.13b)(2.13c)より EW(U,1),EW(U,1'),EW(U,2)はいずれもｗの増加関数となる。ｗに関する偏導関数はそれぞれ、

$$\frac{\partial EW(U,1)}{\partial w}=1 \tag{2.42a}$$

$$\frac{\partial EW(U,1')}{\partial w}=2pv'(z')+(1-p)>1 \tag{2.42b}$$

$$\frac{\partial EW(U,2)}{\partial w}=1 \tag{2.42c}$$

式(2.42b)の不等号は、式(2.33)(2.10)より v'(z')>1=2 が従うことにより成立している。さらに条件(2.9)の境界となる w=z－y において次式が成立する。

$$\lim_{w\to z-y} EW(U,1':w)=EW(U,1:z-y)$$
$$=2v(z)-pz+(1+p)y \tag{2.43}$$

なお期待効用水準を明示的に ｗ の関数と考えるときには EW(U,1':w)と表記することとする。式(2.42a)(2.42b)(2.43)より、w=z－y において EW(U,1':w)は EW(U,1:w)に下から接続することがわかる。また式(2.14)を考慮すると、

$$\lim_{w\to z-y} EW(U,1':w)>EW(U,2:z-y) \tag{2.44}$$

さらに式(2.13b)(2.13c)から、

$$\lim_{w\to 0}\{EW(U,1':w)-EW(U,2:w)\}$$
$$=p\{2v(y)-v(z)\} \tag{2.45}$$

仮定(2.7)と v(ｚ)の凹性から、

$$2v(y)>v(2y)>v(z) \tag{2.46}$$

よって式(2.45)は

$$\lim_{w\to 0}\{EW(U,1':w)-EW(U,2:w)\}>0 \tag{2.47}$$

従って、式(2.44)(2.47)と、EW(U,1'：w),EW(U,2:w)の単調性から 0<w<z－y の範囲の任意の ｗ について EW(U,1'：w)>EW(U,2:w)が成立する。**図-3.7、図-3.8** は各状態の ｗ と期待効用水準の関係を示している。

２） Π(U,10)>0 の証明

式(2.37b)から、

$$\Pi(U,1')=2\{v(z)-v(z')\}-(z-z')$$
$$=2v'(z-\varepsilon)\cdot(z-z')-(z-z')$$
$$=\{2v'(z-\varepsilon)-1\}(z-z')>0 \tag{2.48}$$

ただし、ε は 0<ε<z－z0 の範囲に存在するある値であり、上式の右辺２行目は中間値の定理から成立する。そして３行目は v'(z)=1=2 から v'(z－ε)>1=2，ゆえに不等号が成立す

る。

【参考文献】

1) 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, No.1, 招待論文, pp.1-12,2002.
2) 横松宗太, 小林潔司：防災投資による物的被害リスクの軽減便益, 土木学会論文集,660/IV-49,pp.111-123,2000.
3) Fisher,I.:The Nature of Capital and Income,New York and London: The Macmillan,Co.,1906.
4) Phelps,E.S.:The accumulation of risky capital: A sequential utility analysis, Econometrica, Vol.30, pp.729-743, 1962.
5) Yaari,M.E.: Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer, Review of Economic Studies, Vol.32,pp.137-150,1965.
6) Richard,S.F.:Optimal consumption, portfolio and life insurance rule for an uncertain lived individual in a continuous-time model, Journal of Financial Economics,Vol.2,pp.187-203,1975.
7) Diamond,P.A. and Mirrlees,J.A.: Insurance aspects of pensions, In: Wose,D.A.(ed.): Pensions, Labor, and Individual Choice, The University of Chicago Press,1985.
8) Green,J.R.:The risk iness of private pensions, In:Wose,D.A.(ed.): Pensions, Labor, and Individual Choice, The University of Chicago Press,pp.53-84,1985.
9) Friedman,B.M. and Warshawsky, M.J.: The cost of an unities: Implications for saving behavior and bequests, The Quarterly Journal of Economics,Vol.105,pp.135-154,1990
10) Johansson,P.-O. and Löfgren, K. G.: Wealth from optimal health, Journal of Health Economics, Vol.14, pp.65-79,1995.
11) 横松宗太、小林潔司：防災投資による非可逆リスクの軽減効果に関する経済便益評価, 土木計画学研究・論文集, No.16,pp.393-402,1999.

4. 家計の復旧資金調達と流動性制約のモデル化

4.1.　緒　言

本章では、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、被災家計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家計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、被災家計の復旧資金の調達状況に関するミクロデータに基づいて、水害後に家計が直面した流動性制約の実態を明らかにする。以下、4.2. では、本研究の基本的な考え方を明らかにする。4.3. では、豊岡水害の実態調査結果を踏まえて、被災家計の復旧資金の調達状況について考察する。4.4. では、流動性制約モデルを用いて、被災家計の復旧資金に関する流動性制約について分析する。

4.2.　基本的な考え方

4.2.1 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[3)]。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[4)]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[5)]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、Zeldes[6)]は、家計の流動性制約を、将来の労働所得を担保とした借入ができないことと定義している。また、家計の流動性制約に関して、すでに幾つかの実証分析[6)−11)]がなされている。その中で、Zeldes[6)]は将来の労働所得を担保にした借入の外生的量的制限が家計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家計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家計にとっては、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。Hayashi[8)]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、貯蓄残高の大きい家計は流動性制約を受けないという想定の下で、家計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もとづいて流動性制約の強度を計測している。その結果、貯蓄残高の小さい家計では、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[10]は、Hayashi[8]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家計に焦点を当て、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家計の復旧資金の調達方法を分析した事例が存在する[12]。被害額の小さな家計は、復旧資金を貯蓄を取り崩して捻出しているが、被害額の大きい家計は、復旧資金を主に借入により調達していることを報告している。また、横松、小林[1)、2)]は、災害が無限期間にわたって繰り返し起こりえる状況を想定して、被災者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、結果的に家計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、家計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。本研究は、豊岡水害を対象として、家計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、自然災害を受けた家計の流動性制約に関して分析した研究事例はみあたらない。

4.2.2　復旧資金の調達

災害リスクは家計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、被災した家計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被災者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。被災した家計は、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、被災後に家計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、家計が被災することで利用可能な資産総額が減少するため、家計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。家計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、家計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、家計の被害額と必ずしも等しくなる保証はない。

家計は、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により調達する。被災した家計が復旧資金を必要調達額の水準まで調達できる場合、被災後に速やかに復旧を完了することができる。しかし、すべての家計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。家計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。

被災家計の調達可能額が必要調達額より下回る場合、家計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、このように被災家計が、被災後、復旧資金を直ちに調達できない場合、家計は流動性制約に直面していると考える。

家計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。家計がカバー率 100%の水害保険に加入していた場合、家計は被害額と同額の保険金を受け取ることで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、借入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。

家計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、家計が保有する家屋、家財等の物的資産が大きいほど水害による被害額は大きくなる。土地が損壊する場合、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。土地を売却することにより、復旧資金を獲得できる。しかし、売却する土地上に家屋が立地する場合、土地の売却の結果人生設計の変更を余儀なくされる。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。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家計ほど、復旧のための多くの自己資金を確保できる。

家計は、復旧資金が不足する場合、金融機関から復旧資金を借入る。将来所得を返済原資とする借入は、負担する利子率が高くなるのが普通であり、また一定程度の借入限度額が存在する場合が多い。さらに、被災家計は、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。家計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、家計が購入した土地、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、水害で家屋を喪失することにより、担保資産も同時に喪失することになる。この場合、被災家計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二重負債契約の問題が発生する。

4.2.3 流動性制約仮説

4.2.2 で考察したように、被災家計は、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し、必要調達額を決定する。しかし、被災家計が流動性制約に直面する場合、家計の調達可能額

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、家計の復旧過程は長期にわたり遅延する。

図-4.1 には、家計が直面する流動性制約を図示している。いま、図において、縦軸は家計が保有する資産額を、横軸は時間軸を表している。被災前に家計が保有する物的資産額をA_0とする。時刻T_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T_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、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、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は災害で喪失した資産の再調達価額（以下、一般資産被害額と呼ぶ）を表す。復旧時刻T_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、望ましい資産の回復水準を決定する。家計は、被災した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、資産の被害額D_0よりも少ない値になっている。

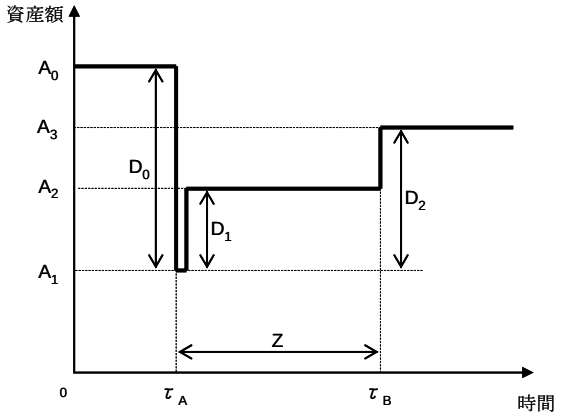


図-4.1　流動性制約仮説

一方、被災した時点において、家計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、被災直後に資産水準をD_2まで回復することはできない。家計は、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T_Bに到達して、家計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、家計は直ちに資産水準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、家計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家計が被る被害を、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：被災家計の必要調達額が、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、家計の流動性制約仮説を検証し、流動性被害を被った家計が少なからず存在することを明らかにしたい。

4.3.　豊岡における復旧資金の調達状況

流動性制約仮説を検証し、流動性制約モデルの定式化を行うためのパラメータの同定を行うためのサンプルを得るために、平成 16 年 10 月の台風 23 号によって大きな浸水被害を受けた豊岡市を対象として、アンケート調査を実施した。

アンケート調査は、破堤によって大きな被害を受けた**図-4.2** に示した豊岡市庄境地区、出石町鳥居地区、日高町赤崎地区（いずれの地区も現在は豊岡市となっている。）の 3 地区で、地元自治体の協力を得て 873 の家計を対象としてパネル調査を 3 回にわたって行った。

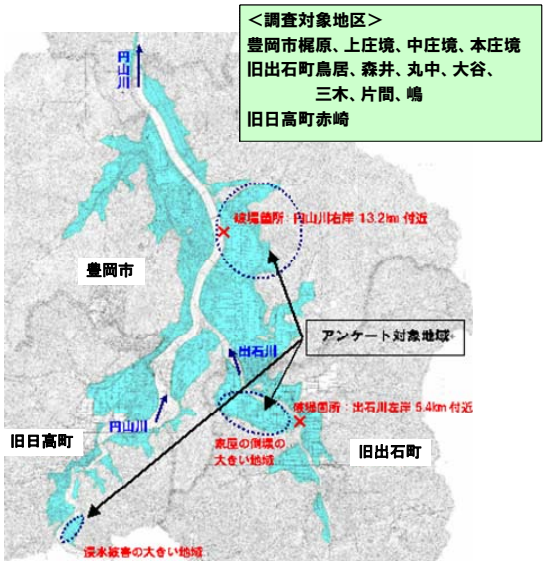


図-4.2　豊岡市周辺の浸水範囲と調査対象地域

注）図中の青く色づけした地域が浸水地域を示している。また、×印は破堤点を示す。

家計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、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、自己資金の取り崩しである。そこで、アンケート調査では、家計の金融資産の保有残高に関する質問を行っている。

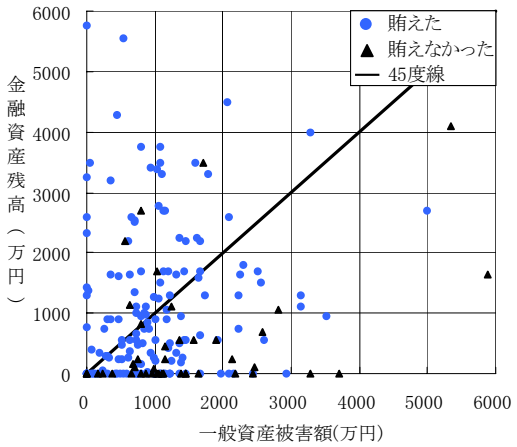


図-4.3　一般資産被害額と金融資産の関係

N=202

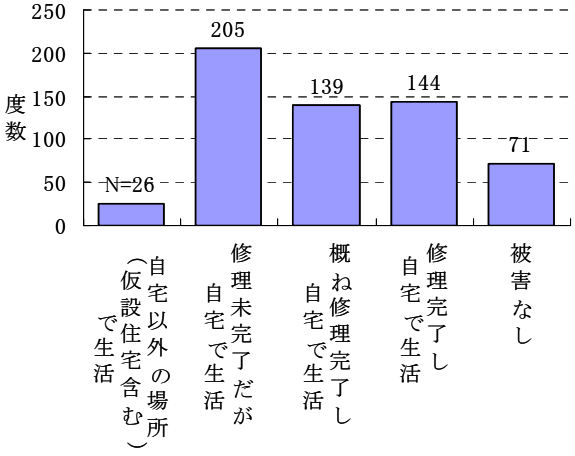


図-4.4　被災後 5 ヶ月後の家屋の復旧状況

N=486

図-4.3 は、質問回答家計が被った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。質問回答家計の一般資産被害額の平均値は 1,416 万円である。**図-4.3** に示すように、45 度線の下方に位置する家計では、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。これらの被災家計が損壊した家屋・家財を復旧するためには、保険金の受取り、金融機関の借入等、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、家計の復旧資金の調達状況についても質問している。アンケート回答家計のうち、274 家計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。これらの回答家計の内、33%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-4.3** には、対象家計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家計では、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家計も、子供の教育等のため流動性を保有しておく必要がある家計では、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家計も存在する。

図-4.4 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家計の家屋の復旧状況を示している。この時点で、質問回答家計（418 家計）の中で、依然として 26 家計が、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 家計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。

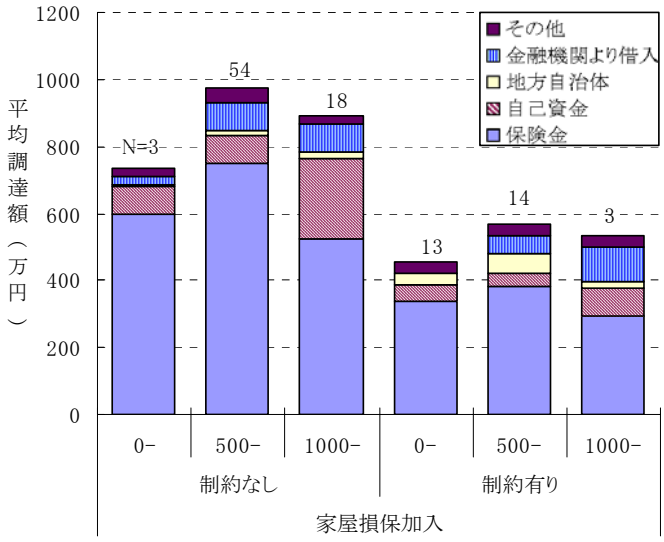


図-4.5　復旧資金調達状況と復旧資金の過不足

（保険金給付家計限定）N=145

図-4.5、**図-4.6** に、1 家計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-4.5** は、家屋損害保険から保険金の給付を受けた家計の復旧資金の調達状況を示している。図の横軸は、家計の年収を示している。さらに、被災家計に対して、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」と答えた家計と、「全額は賄えなかった」と答えた家計に分類した。同図に示すように、保険給付を受けた家計では、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」と回答した家計が 30 家計存在している。これらの家計では、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、家計は保険により損失をフルカバーするという、full insurance仮説[14)－16)]は成立しないことが理解できる。さらに、「賄えなかった」と回答した家計の調達可能額は、「賄えた」と回答した家計よりも少ない。また、「賄えなかった」と回答した家計の平均保険金は、「賄えた」と回答した家計よりも少ない。一方、年収と平均調達額の関係に関しては、「賄えた」と回答した家計では、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。

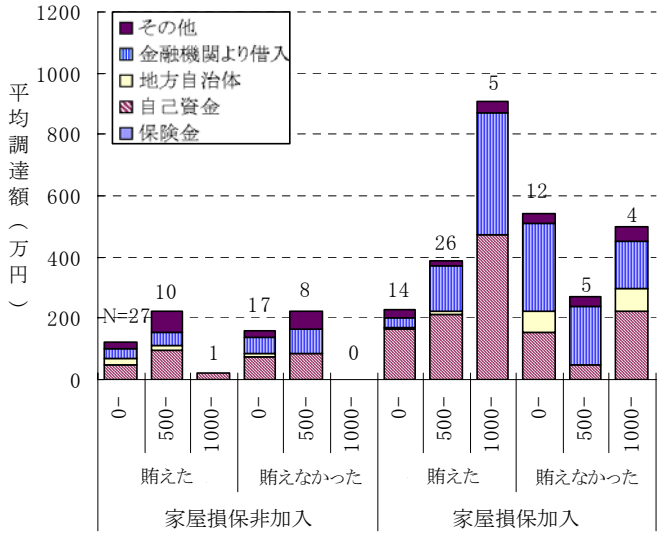


図-4.6　復旧資金調達状況と復旧資金の過不足

（保険金非給付家計限定）N=129

図-4.6 は、家屋損害保険金が給付されていない家計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家計と、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家計が存在する。同図の中で、保険金支出は自動車保険等、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家計が、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、保険金給付がない家計における復旧資金の平均調達額は**図-4.5** と比較して、低い水準にとどまっている。ただし、「賄えた」と回答した家計に関しては、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 つの図から、家屋損害保険加入者のうち、「賄えた」と回答した家計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」と回答した家計も存在する。また、保険金の給付を受けないにも関わらず、「賄えた」と回答した家計もある。これらの家計は、そもそも被害額が小さかったか、あるいは自己資金等により必要調達額を調達できたと考えられる。以上の点を考慮すると、水害保

険に入っていながら流動性制約を受ける家計や、水害保険に入っていないが流動性制約を受けない家計の存在を説明することができる。つまり、水害被災時に流動性制約に直面する可能性が低い家計とは、必要調達額が小さく、被災時に流動性を確保できる家計である。十分な資産を被災前に保有している家計は、被災直後においても十分な流動性を保有しており、流動性制約を被るリスクをヘッジすることが可能である。一方、水害被災時に流動性制約に直面する可能性が高い家計とは、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ができない家計である。

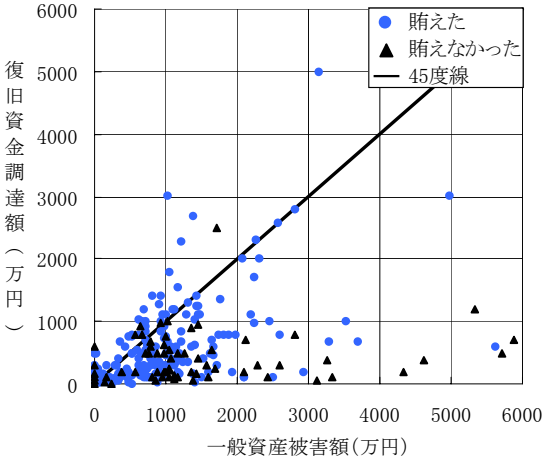


図-4.7　一般資産被害額と普及資金調達額　N=266

最後に、**図-4.7** は被災家計が被った一般資産被害額と、家計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家計は、復旧のために調達した資金が被害金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家計ほど、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から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。被災家計の中には、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家計も少なくない。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家計もいる。被災家計の中には、必要復旧調達額が一般資産被害額を超えている家計もある。このような家計がすべてその理由を回答をしているわけではないが、当初から家屋の改築等を予定していた等、の理由をあげている家計が存在する。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、多くの家計が必要な復旧資金を調達できたと回答している。

4.2.3 において、流動制約仮説として提示したように、大半の被災家計の必要調達額が、資産損失額よりも小さくなっている。このように、被災した家計は、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。以上の結果から、被災家計の一般資

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。しかし、作業仮説２に関しては、一般資産被害額だけでなく、多様な家計属性の影響を受けており、**図-4.7** から一般的な傾向を判断することは難しい。そこで、以下では、流動性制約モデルを用いて、家計の流動性制約のメカニズムを分析する。

4.4.　流動性制約モデルの検討

4.4.1　流動性制約仮説

被災後の家計の流動性制約を分析する上で、「被災家計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、被災後に被災家計が支出した復旧費用であり、それは家計が調達できた資金を表している。ところが、被災家計の必要調達額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、被災家計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。米国のミクロデータを用いた流動性制約の分析事例[6)、7)]では、資産所得比率の高い家計を流動性制約のない家計の候補とすることが一般的に行われている。ところが、Jappcelli[13)]が指摘するように、資産所得比率の大きい家計は、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、**4.2.3** 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、水害で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家計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家計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、家計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」と回答した家計は流動性制約に直面していない。「賄えなかった」と回答した家計は流動性制約に直面していると考える（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ため、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。

4.4.2　モデルの定式化

被災家計i(i=1、…、I)の属性をx_iと表そう。家計iの被災後の必要調達額C_iを、

$$C_i = C_i(\boldsymbol{x_i}) = \boldsymbol{x_i}\boldsymbol{\beta'} + \varepsilon_1^i \qquad (3.1)$$

ただし、$x_i=(x_i^1,\cdots,x_i^M)$は、家計iの必要調達額を説明する家計属性ベクトル、$\beta=(\beta^1,\cdots,\beta^M)$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、家計が調達可能な資金額の上限値L_iを、

$$L_i = L(\boldsymbol{y}_i) = \boldsymbol{y}_i\boldsymbol{\gamma}' + \varepsilon_2^i \tag{3.2}$$

と表そう。ここに、$y_i=(y_i^1,\ldots,y_i^N)$は、調達可能額を説明する家計属性ベクトル、$\gamma=(\gamma^1,\ldots,\gamma^N)$はパラメータベクトル、$\varepsilon_2^i$は確率誤差項である。確率誤差項$\varepsilon_1^i$と$\varepsilon_2^i$は、ともに分析者に観測できない家計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、二次元正規確率密度関数、

$$\begin{aligned}\psi\left(\varepsilon_1^i,\varepsilon_2^i\right) &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \\ &\cdot\exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\cdot\left\{\left(\frac{\varepsilon_1^i-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2\right.\right. \\ &\left.\left.-2\rho\cdot\frac{\varepsilon_1^i-\mu_1}{\sigma_1}\cdot\frac{\varepsilon_2^i-\mu_2}{\sigma_2}+\left(\frac{\varepsilon_2^i-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right\}\right]\end{aligned} \tag{3.3}$$

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ε_1^i, ε_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(3.1)と調達可能額モデル(3.2)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(3.3)を正規化するために$\mu_1=\mu_2=0$ を仮定する。必要調達額モデルと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、家計i(i=1,…,I)の復旧資金調達額をz_iで表そう。作業仮説１から、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から、２つの排他的な事象が生起しうる。すなわち、家計が流動性制約に直面しない場合、家計は必要調達額Ciを調達できる。しかし、家計が流動性制約に直面する場合、必要調達額Ciのすべてを調達することができない。家計が調達できる復旧資金はL_iとなる。したがって、家計が実際に調達した復旧資金z_iは、

$$z_i = \begin{cases} C_i & C_i \le L_i\text{の時} \\ L_i & C_i > L_i\text{の時} \end{cases} \tag{3.4}$$

と表される。すなわち、家計の復旧資金の調達額に流動性制約が存在する場合、家計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、家計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。$C_i\le L_i$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(3.4)のため、流動性制約に直面する（$C_i>L_i$が成立する）家計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家計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）家計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[17)、18)]とは異なり、１）サンプル選択メカニズム(3.4)が、不均衡モデル[19)]と同様のショートサイド原則[20)、21)]で表現されていること、２）確率誤差項ε_1^i、 ε_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。

4.4.3 モデルの推計方法

家計i(i=1,…,I)のデータ$\bar{\omega}_i=(\delta_I, \bar{z}_I, \bar{x}_I, \bar{y}_i)$が利用可能であると考えよう。ただし、$\delta_i$は、家計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、

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & C_i > L_i \text{の時} \\ 0 & C_i \leq L_i \text{の時} \end{cases} \tag{3.5}$$

であり、家計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 ¯ 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、家計データの実測値$\bar{\omega}_i=\{\bar{\omega}_i(i=1,\cdots,I)\}$が同時に生起する確率密度関数（尤度関数）は、

$$\mathcal{L}(\bar{\omega},\zeta) = \prod_{i=1}^{I}\left\{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty}\psi\left(\bar{\varepsilon}_1^i,\bar{\varepsilon}_2^i\right)d\varepsilon_1^i\right\}^{\bar{\delta}_i} \cdot\prod_{i=1}^{I}\left\{\int_{\bar{\varepsilon}_2^i}^{\infty}\psi\left(\bar{\varepsilon}_1^i,\varepsilon_2^i\right)d\varepsilon_2^i\right\}^{1-\bar{\delta}_i} \tag{3.6}$$

と表せる。ただし

$$\bar{\varepsilon}_1^i = \bar{z}_i - \bar{\boldsymbol{x}}_i\boldsymbol{\beta}' \tag{3.7a}$$

$$\bar{\varepsilon}_2^i = \bar{z}_i - \bar{\boldsymbol{y}}_i\boldsymbol{\gamma}' \tag{3.7b}$$

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、

$$\psi(\varepsilon_1^i,\varepsilon_2^i) = \phi\left(\frac{\varepsilon_1^i}{\sigma_1}\right)\phi(s_i) \tag{3.8a}$$

$$= \phi\left(\frac{\varepsilon_2^i}{\sigma_2}\right)\phi(t_i) \tag{3.8b}$$

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

$$\bar{s}^i = \frac{-\rho\sigma_2\bar{\varepsilon}_1^i + \sigma_1\bar{\varepsilon}_2^i}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_1\sigma_2} \tag{3.9a}$$

$$\bar{t}^i = \frac{\sigma_2\bar{\varepsilon}_1^i - \rho\sigma_1\bar{\varepsilon}_2^i}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_1\sigma_2} \tag{3.9b}$$

である。したがって、尤度関数(3.6)は、

$$\begin{aligned}\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\omega}},\boldsymbol{\zeta}) = &\prod_{i=1}^{I}\left[\{1-\Phi(\bar{t}^i)\}\phi\left(\frac{\bar{\varepsilon}_2^i}{\sigma_2}\right)\right]^{\bar{\delta}_i} \\ &\cdot\prod_{i=1}^{I}\left[\{1-\Phi(\bar{s}^i)\}\phi\left(\frac{\bar{\varepsilon}_1^i}{\sigma_1}\right)\right]^{1-\bar{\delta}_i}\end{aligned} \tag{3.10}$$

と表せる対数尤度関数は、

$$\begin{aligned}\ln\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\omega}},\boldsymbol{\zeta}) = &\sum_{i=1}^{I}\bar{\delta}_i\left[\ln\phi\left(\frac{\bar{z}_i - \boldsymbol{y}_i\boldsymbol{\gamma}'}{\sigma_2}\right)\right. \\ &\left.+\ln\left\{1-\Phi\left(\frac{(\sigma_2-\rho\sigma_1)\bar{z}_i - \sigma_2\bar{\boldsymbol{x}}_i\boldsymbol{\beta}' + \rho\sigma_1\bar{\boldsymbol{y}}_i\boldsymbol{\gamma}'}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_1\sigma_2}\right)\right\}\right] \\ &+\sum_{i=1}^{I}(1-\bar{\delta}_i)\left[\ln\phi\left(\frac{\bar{z}_i - \bar{\boldsymbol{x}}_i\boldsymbol{\beta}'}{\sigma_1}\right)\right. \\ &\left.+\ln\left\{1-\Phi\left(\frac{(\sigma_1-\rho\sigma_2)\bar{z}_i + \rho\sigma_2\bar{\boldsymbol{x}}_i\boldsymbol{\beta}' - \sigma_1\bar{\boldsymbol{y}}_i\boldsymbol{\gamma}'}{\sqrt{1-\rho^2}\sigma_1\sigma_2}\right)\right\}\right]\end{aligned} \tag{3.11}$$

となる。対数尤度関数(3.11)を最大にするようなパラメータ値ζの最尤推定量は、

$$\frac{\partial\ln\{\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\omega}},\hat{\boldsymbol{\zeta}})\}}{\partial\zeta_m} = 0,\ (m=1,\cdots,M+N+3) \tag{3.12}$$

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、

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\zeta}}) = \left[\frac{\partial^2\ln\{\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\omega}},\hat{\boldsymbol{\zeta}})\}}{\partial\boldsymbol{\zeta}\partial\boldsymbol{\zeta}'}\right]^{-1} \tag{3.13}$$

と表すことができる。ただし、上式(3.13)の右辺は$\partial^2\ln\{L(\omega、\zeta)\}/\partial\zeta_l\partial\zeta_m$を(l、m)要素とする(M+N+3)×(M+N+3)次のFisher情報行列の逆行列である。

4.4.4　モデルの推計結果

アンケート調査票では、被災家計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、金融機関からの借入、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」を回答した家計は、流動性制約に直面している。一方、「賄えた」と回答した家計は、流動性制約に直面していないと考えた。なお、質問項目１に対して無回答の家計のうち、質問項目２において「予定調達先のめどが立たない」と回答した家計も、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。

表-4.1　家計の属性変数

T23号以前の浸水経験等	・ T23号以前の浸水経験 （回数、被害程度、予想有無、自衛策有無）
T23号での浸水状況、被害状況	・ 自宅の浸水深 ・ 土砂堆積状況 ・ 家屋被害程度 ・ 家財別被災状況
T23号での農業・畜産被害状況	・ 農地の被害程度 ・ 農業器具の被害状況 ・ 農業・畜産施設の被害状況 ・ 農作物・在庫品の被害状況
清掃、片付け	・ 清掃・後片付けの日数および必要人員 ・ 清掃活動や飲料水等の代替用品の出費
身体・仕事・子供への影響	・ 身体的な被害の有無、内容、通院日数 ・ 仕事を、誰が、何日休んだか ・ 学校を、誰が、何日休学したか
復旧過程の状況	・ 家屋復旧状況(類似する復旧程度を選択) ・ 家財復旧状況(類似する復旧程度を選択) ・ 家屋・家財の今後の復旧予定 （復旧完了日数、予定日時）
水害前の資産内容	・ 預金額 ・ 有価証券額 ・ 生命保険の積立金 ・ 損害保険の積立金 ・ JA共済の積立金 ・ 自宅、自宅の土地以外の不動産、信託評価額 ・ ローン担保資産の被害状況 ・ 延べ床面積 ・ 土地の坪数 ・ 住宅の築年数
保険	・ 保険に入っていたか否か ・ 火災保険か住宅総合保険か共済か ・ 新品価格で評価する特約有無 ・ 保険のカバー率 ・ 満期の有無 ・ 保険料 ・ 保険金受取額
将来計画	・ 住宅の変更・継続 ・ 住宅を替える場合、持家、借家の選択 （転居時期、予定時期） ・ 新しい住宅の取得価額ないし家賃 ・ 調達先(自己資金・借入・保険金等) ・ 調達先別調達額 ・ 調達資金の過不足 ・ 不足の場合、今後資金調達予定
フェースシート	・ 性別 ・ 年齢 ・ 職業 ・ 被災時住居形態(持家、借家、移住年数) ・ 世帯人員数 ・ 年収 ・ 水害後の年収減少額

アンケート調査では、**表-4.1** に示すような家計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、被災家計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、被災家計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/m^2）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。被災家計の家財の損失･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。**4.2.3** に示したたように、家計は損失・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、家計が復旧のために自己調達できる流動性の上限値を表しており、被災年度における家計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、家計の金融資産残高を、家計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家計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。家計が保有する金融資産は、家計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。

表-4.2　流動性制約モデルのパラメータ推計結果

変数	パラメータ		t－値
必要調達モデル			
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）被害額流動性比は,一般資産被害額/（世帯年収+金融資産残高）で定義される.
説明変数の単位は,調達額,一般資産被害額,金融融資残高,土地資産価額,保険金給付額は100万円である.
なお,分散σ_1,σ_2に関しては,σ_1=0,σ_2=0という帰無仮説定義できないためt値が記載されていない.

また、金融資産残高が大きいほど、金融機関からの借入も容易になる。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。家計が保有する宅地面積に基準地価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/m^2）である。田畑・山林資産価額は、家計が保有する田畑・山林面積に田畑・山林価格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/m^2)、用材林地価格、薪炭林地価格で 0.0050(万円/m^2)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に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家計は多くない。むしろ、家計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家計ほど、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から給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の有無、家計主年齢、家計年収、家屋築年数に応じて区分し、各区分の平均値を開いて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。

流動性制約モデルの推計結果を**表-4.2** に示した。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。また、その係数は１を下回っており、家計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家計ほど、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。調達可能額の説明変数とし、金融資産残高、土地資産額、保険給付金額が選ばれた。家計の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、より多くの借入による調達が可能になるという効果で説明できる。土地資産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家計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家計は、資産的余裕のない家計に比べ、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、土地資産を持つ家計は、土地を担保とした借入が可能であり、調達可能額も大きくなる。このことは、金融資産や土地資産が、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、金融資産残高と土地資産額が説明変

数として選択されたことは特筆すべきであろう。家計は水害や地震、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。そのために、家計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や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、家計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、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。

4.4.5　モデルを用いた流動性制約に関する考察

まず、流動性制約に陥っている家計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家計（$\delta_i=1$）に関しては、復旧資金調達額$\bar{z}_i$が調達可能額L_iに一致する。

すなわち、式(3.7b)から、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から、確率誤差項ε_1^iは条件$\varepsilon_1^i \geq \bar{\varepsilon}_1^i = \bar{z}_i - \bar{x}_i\beta'$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家計iの不足調達額$E[G(\bar{x}_I, \bar{y}_i : \bar{z}_i)]$の期待値は、

$$
\begin{aligned}
&E[G(\bar{\boldsymbol{x}}_i, \bar{\boldsymbol{y}}_i : \bar{z}_i)] \\
&\quad = \frac{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \xi(\bar{\boldsymbol{x}}_i, \bar{\boldsymbol{y}}_i, \varepsilon_1^i, \bar{\varepsilon}_2^i)\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i}{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i} \\
&\quad = \bar{\boldsymbol{x}}_i\boldsymbol{\beta}' - \bar{\boldsymbol{y}}_i\boldsymbol{\gamma}' - \bar{\varepsilon}_2^i + \frac{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \varepsilon_1^i\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i}{\int_{\bar{\varepsilon}_1^i}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i}
\end{aligned}
\tag{3.14}
$$

と表すことができる。ただし、$\xi(\bar{x}_i, \bar{y}_i, \varepsilon_1^{i\prime}, \varepsilon_2^i) = \bar{x}_i\beta' - \bar{y}_i\gamma' + \varepsilon_1^i - \bar{\varepsilon}_2^i$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家計のそれぞれに対して、式(3.14)を用いて期待不足調達額を求めた。

図-4.8 は、以上で求めた期待不足調達額の分布状況を表す。アンケート回答家計のうち、流動性制約に直面する家計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家計の期待不足調達額と、家計年収の関係を分析した結果、家計年収の少ない家計で、期待不足調達額は家計年収を上回る、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、家計年収の少ない家計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家計の平均家計年収は 426 万円であり、家計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。

対象地域における水害の規模が変化すれば、流動性被害を被る家計の割合（以下、流動性被害率と呼ぶ)、および被災家計の期待不足調達額は変化する。そこで、以下では、一般資産被害額の変化が、流動性被害率と期待不足調達額に及ぼす影響について、分析を行った。

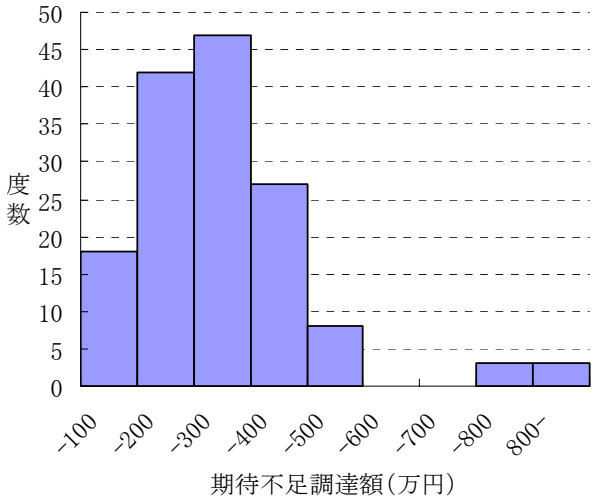


図-4.8　期待不足調達額の分布　N=148

先の豊岡水害において流動性制約に陥った家計に関しては、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家計に関しては確率誤差項ε_1^iが確定値$\bar{\varepsilon}_1^i$であると考える。そこで、アンケート回答家計集合Ωを互いに排他的な２つの集合、

$$\Omega_1 = \{i \in \Omega | \bar{\delta}_i = 1\} \tag{3.15a}$$

$$\Omega_2 = \{i \in \Omega | \bar{\delta}_i = 0\} \tag{3.15b}$$

に分割しよう。Ω_1は、本水害で流動性制約に直面した家計の集合を、Ω_2は、流動性制約に直面しなかった家計の集合を表す。集合Ω_1に属する家計に関しては$\bar{\varepsilon}_2^i$が、集合Ω_2に属する家計に関しては$\bar{\varepsilon}_1^i$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、被害額流動性比のみが$\bar{x}_1^i(\kappa) = \kappa \bar{x}_1^i$，$\bar{x}_2^i(\kappa) = \kappa \bar{x}_2^i$と変化した場合を考えよう。ただし、$\kappa$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$\bar{x}_1^i(\kappa)$と表そう。

まず、属性$\bar{x}_1^i(\kappa)$，$\bar{y}_1^i$を有する家計iが、今回の水害で流動性制約に直面したケースi=Ω_1を考えよう。家計iはκ=1 の場合に流動性制約に直面しているため、κ>1 の場合には、確率 1 で流動性制約に直面する。一方、κ<1 の場合には、$\varepsilon_1^i > -\bar{x}_i(\kappa)\beta' + \bar{y}_i\gamma' + \bar{\varepsilon}_2^i$のとき流動性制約に陥る。家計iが$\kappa$=1 の場合に流動性制約に陥ることから、$\varepsilon_1^i > -\bar{x}_i(1)\beta' + \bar{y}_i\gamma' + \bar{\varepsilon}_2^i$が成立している。したがって、$\kappa$ (<1)の場合に、家計i($\in\Omega_1$)が流動性制約に直面する流動性被害率$\rho^1(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i)$は、家計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、

$$\rho^1(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa),\bar{\boldsymbol{y}}_i) = \begin{cases} \dfrac{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa)}^{\infty}\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i}{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa=1)}^{\infty}\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i} & (\kappa<1\text{の時}) \\ 1 & (\kappa\geq 1\text{の時}) \end{cases} \tag{3.16}$$

と表される。ただし、$\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa)=\bar{z}_i-\bar{x}_i(\kappa)\beta'$である。

一方、属性$\bar{x}_i(\kappa)$, $\bar{y}_i$を有する家計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。家計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、上記と同様の考え方にしたがって、κ (>1)の場合に、家計i($\in\Omega_2$)が流動性制約に直面する流動性被害率$\rho^2(\bar{x}_i(\kappa),\bar{y}_i)$は、家計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、

$$\rho^2(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa),\bar{\boldsymbol{y}}_i) = \begin{cases} 0 & (\kappa\leq 1\text{の時}) \\ \dfrac{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa)}^{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa=1)}\psi(\varepsilon_2^i|\bar{\varepsilon}_1^i)d\varepsilon_2^i}{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa=1)}^{\infty}\psi(\varepsilon_2^i|\bar{\varepsilon}_1^i)d\varepsilon_2^i} & (\kappa>1\text{の時}) \end{cases} \tag{3.17}$$

と表される。ただし、$\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa)=\bar{x}_i(\kappa)\beta'-\bar{y}_i\gamma'+\bar{\varepsilon}_1^i$である。

さらに、属性$\bar{x}_i(\kappa)$, $\bar{y}_i$を有する家計の中で、流動性制約に陥った家計が調達できない不足調達額$G(\bar{x}_i(\kappa),\bar{y}_i)$を、家計の必要調達額$C(\bar{x}_i(\kappa))$と調達可能額$L(\bar{y}_i)$の差を用いて、

$$G(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa),\bar{\boldsymbol{y}}_i)=\max\{C(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa))-L(\bar{\boldsymbol{y}}_i),0\} \tag{3.18}$$

と定義しよう。

したがって、不足調達額の期待値$E[G^k(\bar{x}_i(\kappa),\bar{y}_i)]$(i=$\Omega_\kappa$、k=1, 2)は、

$$E[G^1(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa),\bar{\boldsymbol{y}}_i)] = \begin{cases} \dfrac{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa)}^{\infty}\xi(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa),\bar{\boldsymbol{y}}_i,\varepsilon_1^i,\bar{\varepsilon}_2^i)\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i}{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa=1)}^{\infty}\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i} & (\kappa<1\text{の時}) \\ \dfrac{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa=1)}^{\infty}\xi(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa),\bar{\boldsymbol{y}}_i,\varepsilon_1^i,\bar{\varepsilon}_2^i)\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i}{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa=1)}^{\infty}\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i} & (\kappa\geq 1\text{の時}) \end{cases} \quad (i\in\Omega_1\text{の時}) \tag{3.19}$$

$$E[G^2(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa),\bar{\boldsymbol{y}}_i)] = \begin{cases} 0 & (\kappa\leq 1\text{の時}) \\ \dfrac{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa)}^{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa=1)}\xi(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa),\bar{\boldsymbol{y}}_i,\bar{\varepsilon}_1^i,\varepsilon_2^i)\psi(\varepsilon_2^i|\bar{\varepsilon}_1^i)d\varepsilon_2^i}{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa=1)}^{\infty}\psi(\varepsilon_2^i|\bar{\varepsilon}_1^i)d\varepsilon_2^i} & (\kappa>1\text{の時}) \end{cases} \quad (i\in\Omega_2\text{の時}) \tag{3.20}$$

と表すことができる。ただし、$\xi(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i, \varepsilon_1^{i\prime}, \varepsilon_2^i) = \bar{x}_i(\kappa)\beta' - \bar{y}_i\gamma' + \varepsilon_1^i - \bar{\varepsilon}_2^i$である。

また、属性$\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i$を有する家計iが、調達する必要調達額$C'(\bar{x}_i(\kappa))$を、

$$C'(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa)) = \max\{C(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa)), 0\} \tag{3.21}$$

と定義すれば、必要調達額の期待値$E[C'(\bar{x}_i(\kappa))]$($i=\Omega_\kappa$ ； $k=1,2$)は、

$$E[C'^1(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa))] = \frac{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa=1)}^{\infty} C'(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa))\psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i}{\int_{\eta_1(\bar{\varepsilon}_2^i:\kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_1^i|\bar{\varepsilon}_2^i)d\varepsilon_1^i} \quad (i \in \Omega_1\text{の時}) \tag{3.22}$$

$$E[C'^2(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa))] = \frac{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa=1)}^{\infty} C'(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa))\psi(\varepsilon_2^i|\bar{\varepsilon}_1^i)d\varepsilon_2^i}{\int_{\eta_2(\bar{\varepsilon}_1^i:\kappa=1)}^{\infty} \psi(\varepsilon_2^i|\bar{\varepsilon}_1^i)d\varepsilon_2^i} \quad (i \in \Omega_2\text{の時}) \tag{3.23}$$

と表せる。このとき、各家計ごとに、$\rho^1(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i)$、$E[G^k(\bar{x}_i(\kappa), \bar{y}_i)]$、$E[C'(\bar{x}_i(\kappa))]$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、

$$\rho(\kappa) = I^{-1}\sum_{k=1}^{2}\sum_{i\in\Omega_k}\rho^k(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa), \bar{\boldsymbol{y}}_i) \tag{3.24a}$$

$$E[G(\kappa)] = I^{-1}\sum_{k=1}^{2}\sum_{i\in\Omega_k}E[G^k(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa), \bar{\boldsymbol{y}}_i)] \tag{3.24b}$$

$$E[C'(\kappa)] = I^{-1}\sum_{k=1}^{2}\sum_{i\in\Omega_k}E[C'^k(\bar{\boldsymbol{x}}_i(\kappa), \bar{\boldsymbol{y}}_i)] \tag{3.24c}$$

を求めることができる。ただし、I^{-1}は、集計の対象とした家計数の逆数を表している。

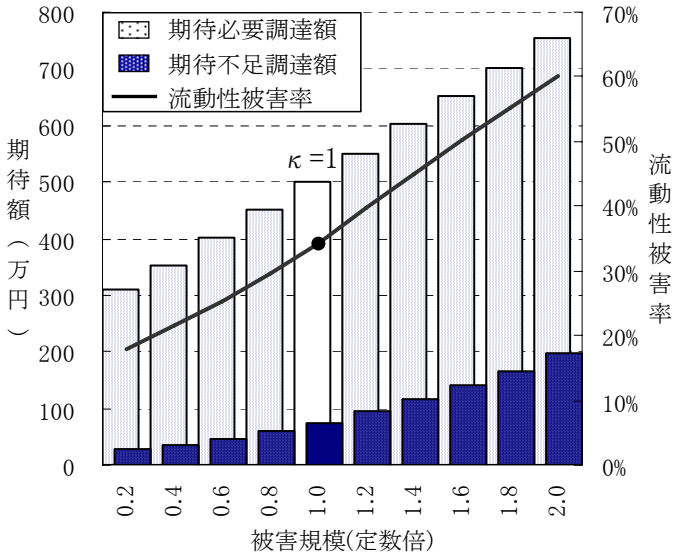


図-4.9　流動性被害率と期待不足調達額、期待必要調達額　N=431

図-4.9 は、すべての家計に対してκが一律に変化した場合を想定し、全サンプルの平均的な流動性被害率 $\rho(\kappa)$、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。

κ=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。一般資産被害額が今回の水害の 2 倍となれば、流動性被害率は今回の水害の約 2 倍の 60%となり、期待不足調達額は約 200 万円程度となることがわかり、浸水被害の規模が大きくなると地域にとって致命的な影響を与えることがわかる。なお、4.2.3 で言及したように、必要調達額モデルに適用範囲が存在し、被害額の小さい家計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、すべての家計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、氾濫シミュレーションにもとづいて個別家計の浸水深を推定し、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。その検討は、7 章のケーススタディにおいて実施し、一般資産被害額の期待値と流動性被害の期待値について比較検討を行う。

4.5.　結　言

豊岡水害を対象とした実証分析の結果、多くの被災家計が復旧資金の調達において流動性制約に直面し、復旧過程の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家計では、流動性制約が大幅に緩和されている。その一方で、保険金の給付額だけでは、復旧資金を十分に確保できない家計も少なからず存在することも判明した。対象地域では、過去に水害が頻繁に起こっており、多くの家計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、対象地域に居住する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。家計は、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に対して、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、金融資産と土地資産は、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、家計が加入している保険に関する情報を調査している。その結果、家屋被害を補償する火災保険について、加入家計のうち 45%の家計は保険金を給付されており、火災保険から被害額の一部が補償されていることが判明した。火災保険について、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、火災保険加入家計のうち水害保険特約を付与している家計は 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、家計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家計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、治水対策をおこなうことで、

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、保険政策に関しても、個別リスクごとに保険を対応させるのではなく、家計が直面する多様なリスクを総合的に検討し、水害保険の位置づけを検討していくことが必要である。

豊岡水害では、多くの家計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-4.1**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家計は多くない。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家計も存在しよう。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、被災家計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、被災家計がフルカバーの水害保険に加入しない場合、**図-4.1**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。家計は、物的資産の回復も含めて、保有する流動性の最適な消費計画を策定する。家計は、物的資産の再調達以外の使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、保有する流動性の低下により、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）[22)]では、水害により発生する被害を資産価額で評価してきた。しかし、本研究で指摘したような流動性制約や流動性低下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。

本章では、平成 16 年 10 月に発生した豊岡市水害を対象として、被災家計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、家計が損壊した家屋・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、多くの被災家計が、復旧に必要となる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、さらに、流動性制約に直面する家計は、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。

このように本研究では、従来の研究でともすれば見過ごされてきた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る。しかし、本研究には、今後に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、被災家計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家計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家計の復旧状態に関して分析を試みたものである。家計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、家計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 月に被災家計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、被災家計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家計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、家計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。

【付録】

１） 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$\psi_2(\varepsilon_2^i \mid \varepsilon_1^i)$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、

$$\psi_1(\varepsilon_1^i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1}\exp\left\{-\frac{(\varepsilon_1^i)^2}{2\sigma_1^2}\right\} = \phi\left(\frac{\varepsilon_1^i}{\sigma_1}\right)$$

$$\psi_2(\varepsilon_2^i|\varepsilon_1^i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}\exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2(1-\rho^2)}\left(\varepsilon_2^i - \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}\varepsilon_1^i\right)^2\right\}$$

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

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

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

$$\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \phi\left(\frac{\varepsilon_1^i}{\sigma_1}\right)\phi(s_i) \tag{3.25}$$

と表せる。同様に、

$$\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \psi_1(\varepsilon_1^i|\varepsilon_2^i)\psi_2(\varepsilon_2^i)$$
$$\psi_2(\varepsilon_2^i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2}\exp\left\{-\frac{(\varepsilon_2^i)^2}{2\sigma_2}\right\} = \phi\left(\frac{\varepsilon_2^i}{\sigma_2}\right)$$
$$\psi_1(\varepsilon_1^i|\varepsilon_2^i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}}\exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_1^2(1-\rho^2)}\left(\varepsilon_1^i - \frac{\rho\sigma_1}{\sigma_2}\varepsilon_2^i\right)^2\right\} = \phi(t_i)$$
$$t_i = \frac{\varepsilon_1^i - \frac{\rho\sigma_1}{\sigma_2}\varepsilon_2^i}{\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}}$$

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

$$\psi(\varepsilon_1^i, \varepsilon_2^i) = \phi\left(\frac{\varepsilon_2^i}{\sigma_2}\right)\phi(t_i) \tag{3.26}$$

と表せる。式(3.6)に式(3.25)、(3.26)を代入すれば次式を得る。

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^{I}\left\{\int_{\bar{t}^i}^{\infty}\phi\left(\frac{\bar{\varepsilon}_2^i}{\sigma_2}\right)\phi(t)dt\right\}^{\delta_i} \prod_{i=1}^{I}\left\{\int_{\bar{s}^i}^{\infty}\phi\left(\frac{\bar{\varepsilon}_1^i}{\sigma_1}\right)\phi(s)ds\right\}^{1-\delta_i}$$
$$= \prod_{i=1}^{I}\left[\{1-\Phi(\bar{t}^i)\}\phi\left(\frac{\bar{\varepsilon}_2^i}{\sigma_2}\right)\right]^{\delta_i} \prod_{i=1}^{I}\left[\{1-\Phi(\bar{s}^i)\}\phi\left(\frac{\bar{\varepsilon}_1^i}{\sigma_1}\right)\right]^{1-\delta_i}$$

【参考文献】

1) 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, No.1, 招待論文, pp.1-12,2002.
2) 柳川範之：契約と組織の経済学, 東洋経済新報社, 2000.
3) 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.
4) 斎藤誠,柳川範之：流動性の経済学,東洋経済新報社,2002.
5) 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.
6) Zeldes, A.P.：Consumption and liquidity constraints：An empirical investigation, Journal of Political Economy,Vol.97,pp.305-346,1989.
7) Paxson, C.：Borrowing constraints and portfolio choice, The Quarterly Journal of Economics, pp.535-543,1990.
8) Hayashi,F.:The effect of liquidity constraints on consumption: Across-sectional analysis, The Quarterly Journal of Economics, pp.183-206,1985.
9) Maki,A. :Liquidity constraints : Across-section analysis of the housing

purchase behavior of Japanese house holds, The Review of Economics and Statistics, Vol.75,pp.429-437,1993.

10) 新谷元嗣:日本の消費者と流動性制約～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.

11) 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.

12) 澤田康幸,清水谷諭:阪神淡路大震災による被害に対して人々はどう対処したのか,CIRJED Discussion Papers,2005.

13) Jappclli, T.: Who is credit constrained in the U.S.economy, The Quarterly Journal of Economics, Vol.105, pp.219-234, 1990.

14) 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.

15) 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.

16) 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.

17) Tobin,J.:Estimation of relationships for limited dependent variables,Econometrica,Vol.26, pp.24－36,1958.

18) Gourieroux,C. :Econometrics of Qualitative Dependent Variables, Cambridge University Press,2000.

19) 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.

20) Bowden,R.J. :The Econometrics of Disequilibrium, North-Holland,1978.

21) Quandt,R.E. :The Econometrics of Disequilibrium, Blackwell,1988.

22) 旧建設省河川局：治水経済調査マニュアル(案), 2000

5. 家計の復旧過程と流動性被害

5.1. 緒　言

自然災害により物的資産の喪失・損壊の被害を受けた家計は、資産を速やかに復旧するために、被災直後に大量な資金を調達することが必要となる。現行の治水経済調査マニュアル（案）では、被災後に自己資金、保険金、あるいは借入金等による資金調達により、資産状況を直ちに復旧できるという理想的な状況を想定している。しかし、将来の労働所得を返済原資とする借入は、貸し倒れのリスクを調整したあとでも、銀行預金などの貸出よりも高い利子率を要求されることが普通であり、また一定の借入限度が存在する場合がほとんどである。したがって、すべての家計が復旧資金を自由に調達できるという仮定が成立しているとは考えにくい。実際には多くの家計は金融機関と負債契約(ローン契約)を締結し、住宅・土地の購入資金を調達する。家計は毎期獲得する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、家計が購入した土地・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。しかしながら、水害により、家屋が損壊した場合、家計は不動産資産を喪失することになる。さらに、家屋が負債契約における担保となっていた場合、担保資産も同時に喪失することになる。この場合、被災後に住宅再建のための資金を金融機関から調達しようとした場合、家計は被災前に締結していた未完済の負債契約と、住宅再建のための負債契約という二重負債契約の問題に直面することとなる。

家計が獲得できるキャッシュフローに対して、初期負債契約における負債残高が多ければ、家計は追加的な負債契約を締結することが不可能となり、流動性制約に直面することとなる。このように、家計が流動性制約に直面する場合、家計は十分な復旧資金を調達できない事態に陥る。この場合、資産の復旧は遅延し、生活水準の低下を受け入れざるを得なくなる。本研究では、家計が流動性制約に直面した場合に生じる、長期間にわたる生活水準の低下を、流動性被害とよぶ。このように、被災直後から復旧完了までの間、家計は流動性被害を受け入れざるを得ない状況に陥る。流動性被害額を算出する場合、復旧過程の推移及び復旧期間に関する情報を入手する必要がある。

本研究では、アンケートパネル調査により得られる復旧度情報に基づき、被災家計の復旧過程のマルコフ推移確率を推定し、復旧完了までの家計の復旧過程を表現する。本研究では、各家計の家計属性を考慮したうえで復旧過程をハザードモデルにより表現するとともに、推定されたハザードモデルに基づいてマルコフ推移確率を推定する。その上で、流動性制約に直面した家計の流動性被害額を推計する。

以下、5.2 で本研究の基本的な考え方を説明する。5.3 でハザードモデルを用いたマルコフ推移確率モデルを定式化する。5.4 でマルコフ推移確率の推定方法について述べ、5.5 で適用結果について記述し、流動性被害額の推計結果を示す。

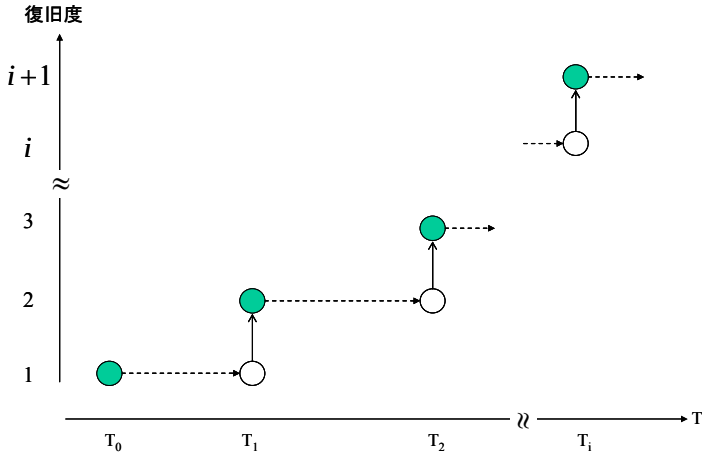
5.2.　基本的考え方

5.2.1 従来の研究概要

復旧過程は劣化過程の逆方向の過程であると考えることができる。劣化過程の予測に関しては数多くの研究事例がある。その中でも、貝戸等[1)]は、ニューヨーク市における橋梁の目視検査データを用いて、橋梁の劣化速度に着目した平均劣化曲線の算出方法を検討している。また、劣化速度を確率変数と捉えて、過去の検査履歴を反映したマルコフ推移確率の推定方法を提案している。マルコフ推移確率の推定方法に関しても研究の蓄積がある。しかし、これらの既往の研究[2)]は、２時点間における状態間の推移件数というマクロなカウントデータに基づいて、マルコフ推移確率を推定するという立場をとる。このような集計的なマルコフ推移確率の推定法は取り扱いが簡便であるが、マルコフ推移確率の推定に個々の対象の特性等の、対象固有の情報を反映することができないという限界がある。これに対して、津田等[3)] は、橋梁を対象にした劣化に関する調査結果にもとづいて、個々の対象の劣化過程をハザードモデルで表現した。ハザードモデルは、信頼性解析の分野で施設や機械の寿命を予測するモデルとして開発され、信頼性解析のみならず、多くの分野で適用事例が報告されている。また、ハザードモデルの推定方法に関しても研究成果が蓄積されており、その結果はいくつかの成書[4),5)]に詳しい。しかし、伝統的なハザードモデルでは、状態が２値状態で表されるような施設や機器を対象としており、複数の復旧度を同時に取り扱う復旧過程予測にはそのままでは適用できない。また、推移後の状態が複数個存在するようなmulitidestination型のハザードモデル[4)]も提案されている。しかし、家計の復旧過程を予測するマルコフ推移確率モデルでは、multidestination型ハザードモデルが想定するように、ある状態から互いに排他的な状態の中の１つに推移するのではなく、復旧が順次進行することにより復旧度が逐次進展していくという特性がある。このような問題意識の下に、本研究では津田等 [3)]の手法を水害被災後の家計の復旧過程予測に適用する。まず、復旧の進展により復旧度が逐次推移していくという推移関係を、隣接する２つの復旧度間での推移過程を表す指数ハザードモデルを合成することで表現する。その上で、推定したハザードモデルに基づいて、復旧による復旧度の推移過程を表すマルコフ推移確率を推定するという２段階の推定方法を適用する。津田等[3)]の推定方法に基づけば、個々の家計の確率的復旧過程を表すマルコフ推移確率を推定することが可能である。さらに、それらを用いて分析対象とする地域全体の平均的復旧過程のマルコフ推移確率も求めることが可能である。

5.2.2 復旧度とパネル調査スキーム

家計の復旧過程予測モデルを推定するためには、家計の復旧度に関する時系列データを蓄積することが必要となる。いま、ある家計の復旧に関する履歴が**図-5.1** に示すように与えられたとしよう。同図において、横軸は時間軸、縦軸は復旧度を表している。



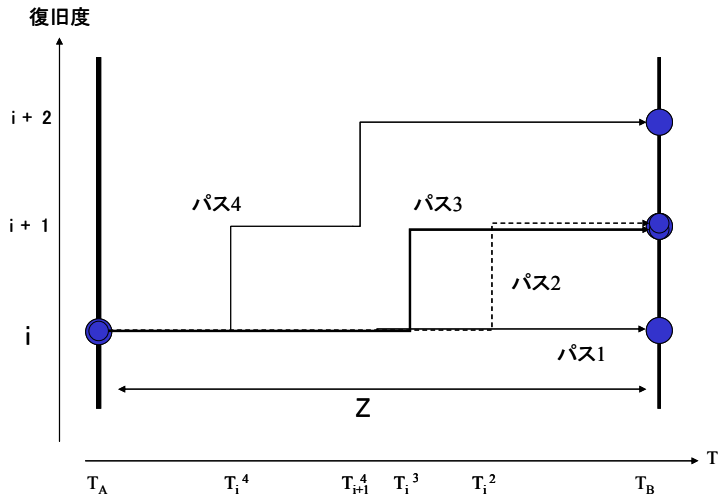
注）ある家計の復旧過程の例を示している．
図中のカレンダー時刻$T_1, T_2, \cdots, T_i$に家計数の復旧度が１つだけ増加している．

図-5.1　復旧度の時間的推移

現実には、家計の復旧過程には不確実性が含まれ、しかも復旧度は時間軸上の限られた時刻で実施されるアンケート調査を通じてのみ知ることができる。図中、時刻Tはカレンダー上の実時刻（以下、時刻と呼ぶ）を表す。時刻T_0で被災直後から復旧が始まる。家計の復旧度がJ個のレーティングで記述される場合を考えよう。家計の復旧度を表すレーティングを状態変数i（$i = 1, \cdots, J$）で表現しよう。復旧がまったく進展していない状態を$i = 1$で表し、状態変数i の値が大きくなるほど、復旧が進展していることを表す。$i = J$の場合、当該の家計が復旧完了していることを表す。

図-5.1 の例では、時間軸上の離散時刻T_i（$i = 1, \cdots, J-1$）において、それぞれ復旧度がiから$i+1$ に進展している。以下、時刻T_i は「復旧度がi からi + 1 へ推移する時刻」を表す。復旧過程に関する情報は、アンケート調査を通じて獲得できる。いま、アンケート調査により、家計の復旧度に関する観測情報が獲得できる場合を考えよう。ここでは、時間軸上の２つの時刻T_AとT_Bにおいてアンケートパネル調査が実施された場合を考えよう。時刻T_Aのパネル調査により、観察対象である家計の復旧度がi（$i = 1, \cdots, J-1$）であると判定されたとしよう。時刻T_Aにおいて、将来復旧がどのように進展するかは不確実である。復旧過程として無限に多くのシナリオが考えられるが、現実にはその中から１つのパスが実現する。

いま、**図-5.2** に示すような４つのサンプルパスを考えよう。パス１は、２つのパネル調査時刻の間で復旧度i が変化しなかった場合を表している。パス２とパス３では、それぞれ時刻T_i^2，T_i^3 において、復旧が進展し復旧度がi からi + 1 に変化している。これら２つのパスに従った場合、時刻T_Bで観測された復旧度はi + 1 となる。パネル調査スキームでは、復旧度がi からi + 1 へ推移した時刻T_i^2，T_i^3は判からない。さらに、パス４は、パネル調査間に時刻T_i^4，T_{i+1}^4という２つの時刻で復旧度が変化した場合を表している。その結果、時刻T_Bにおいて観測された復旧度はi+2 となる。パネル調査では２つのパネル調査時刻における復旧度を観測できるが、復旧度が変化した時刻に関する情報を獲得することは不可能である。



注)ある世帯の復旧過程を表す4種類のサンプルパスを例示している.
パス２,パス３ではカレンダー時刻T_i^2, T_i^3に復旧度が1つ進行している.
パス４では時刻T_i^4, T_{i+1}^4に世帯の復旧度が1つずつ増加している.
しかし、パネル調査スキームの場合、カレンダー時刻T_A, T_Bでの復旧度のみが観測されるため、いずれの時点で復旧度が変化したかを観測できない.
Zは２つの調査の間の時間長を表す.

図-5.2　復旧度のパネル調査スキーム

5.2.3　マルコフ推移確率

家計の推移過程は不確実であり、将来生起する状態を確定的に予測できない。２つの時刻間における家計の復旧度の不確実な推移状態をマルコフ推移確率で表現する。マルコフ推移確率は任意の時間間隔に対して定義することができる。ここでは、議論を単純にするために、**図-5.2** に示したパネル調査スキームを用いてマルコフ推移確率を定義しよう。いま、ある家計の復旧予測を行う問題を考えよう。時刻T_Aで観測した当該家計の復旧度を状態変数h（T_A）を用いて表そう。状態変数h（T_A）は時刻T_Aに測定した復旧度であり、観測された復旧度がi であればh（T_A）= i と表せる。マルコフ推移確率は、時刻T_Aで観測された復旧度h(T_A) = i を与件とし、将来時点（たとえばT_B) において復旧度h（T_B）= jが生起する条件付推移確率として定義される。すなわち、

$$\mathrm{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] = \pi_{ij} \tag{4.1}$$

と表せる。このような推移確率を復旧度ペア（I, j）に対して求めれば、マルコフ推移確率行列

$$\mathbf{\Pi} = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{JJ} \end{pmatrix} \tag{4.2}$$

を得ることができる。マルコフ推移確率(4.1）は所与の２つの時点T_A、T_Bの間において生

じる復旧度間の推移確率を示したものであり、当然のことながら、対象とする時間間隔が異なれば推移確率の値は異なる。時間の経過とともに復旧が進展するので、$\pi_{ij}=0$（$i>j$）が成立する。また、推移確率の定義より$\Sigma_{j=1}^{J}\Pi_{ij}=1$が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して

$$\left.\begin{array}{l}\pi_{ij}\geq 0\\ \pi_{ij}=0\ (i>j\text{の時})\\ \sum_{j=1}^{J}\pi_{ij}=1\end{array}\right\} \tag{4.3}$$

が成立しなければならない。状態Jは復旧が完了した状態を表し、マルコフ連鎖における吸収状態となる。つまり、$\tau_{JJ}=1$が成立する。

なお、マルコフ推移確率は、過去の復旧履歴とは独立して定義される。**図-5.2** において、検査時刻T_Aにおいて復旧度がiであることは調査結果から理解できる。しかし、調査時点T_Aから遡って、どの時刻に復旧度がi－1からiに推移したかは判からない。しかし、マルコフ推移確率モデルでは、復旧度がi－1からiに推移した時刻に関わらず、調査時刻T_Aから調査時刻T_Bの間に推移する確率は、時刻T_Aにおける復旧度のみに依存するという性質（マルコフ性）を満足すると仮定する。

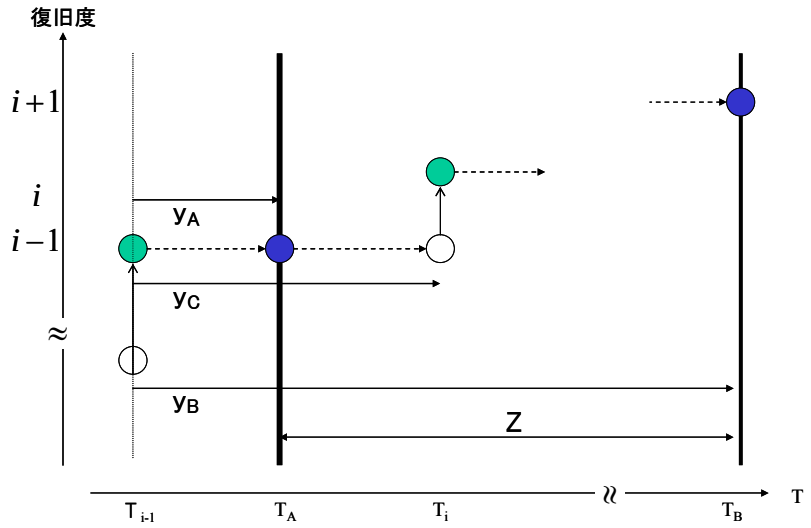
5.3.　非集計マルコフ推移確率

5.3.1　ハザードモデルの定式化

マルコフ推移確率(4.1)を個別家計の復旧過程を表すハザードモデルを用いて定義しよう。アンケート調査で獲得できる観測情報には、個別家計の復旧度だけでなく家計属性等、個別家計に特有な非集計データが含まれる。また、家計によって調査間隔が異なる場合もある。このような多様なデータに基づいてマルコフ推移確率を推定するためには、個別家計が有する多様性を考慮できる推定方法を開発することが望ましい。本研究では、1）対象とするサンプルが有する個別情報に基づいて家計復旧のハザードモデルを推定し、2）その結果を用いてマルコフ推移確率を推定するという２段階の推定方法を用いる。

ハザードモデルは個々の家計の復旧過程を対象とした推移確率を推定することを目的としており、ハザードモデルで求めたマルコフ推移確率を非集計マルコフ推移確率と呼ぶこととする。なお、家計全体を対象とした平均的な推移確率を求める方法については、のちに **5.4.3** で言及する。

ある家計の復旧過程をハザードモデルを用いて定式化しよう。ハザードモデルの詳細は文献[4),5)]に譲るが、読者の便宜を図るためにハザードモデルを簡単に紹介する。いま、家計の復旧過程を**図-5.3** に示すようにモデル化しよう。



注)カレンダー時刻T_{i-1}に復旧度がi−1 からiに変化した場合、調査が行われる時刻T_A, T_Bは時刻T_{i-1}を起点とするサンプル時点y_A, y_Bと対応する。
図中の復旧サンプルパスの場合、時点y_Cに復旧度が１つ進行する。
パネル調査スキームの場合、時刻T_{i-1}を観測できないため、サンプル時間軸上の時点y_A, y_B, y_Cも観測できない。しかし、$z=y_B-y_A \in (0, Z)$であるという情報を用いることができる。

図-5.3　復旧過程のモデル化

カレンダー時刻T_{i-1}において、復旧度がi − 1 からi に推移したと考える。ここで、カレンダー時刻T_{i-1}を初期時点$y_i = 0$ とする時間軸（以下、サンプル時間軸と呼ぶ）を導入しよう。サンプル時間軸上の時刻を、以下「時点」と呼び、カレンダー時間軸上の「時刻」とは区別する。検査時刻T_A, T_Bは、サンプル時間軸上の時点y_A、y_Bに一致する。当然のことながら、$y_A = T_A - T_{i-1}$、$y_B = T_B - T_{i-1}$が成立する。なお、定期検査スキームでは復旧度i が始まったカレンダー時刻π_{i-1}に関する情報を獲得できない。したがって、サンプル時間軸上の時点y_A、y_Bも正確に把握できない。記述の便宜上、当面サンプル時点情報が既知であると仮定して議論を進めるが、このことは本質的な仮定ではない。次節で議論するように、サンプル時点情報y_A、y_Bに関する情報を用いなくても、指数ハザードモデルを推定することが可能である。

いま、時刻T_i（時点y_C）において、復旧度がi からi＋1 に推移すると考えよう。この時、当該の家計の復旧度がi に留まる期間長（以下、復旧度i の期間と呼ぶ）は、$\zeta_i = T_i - T_{i-1} = y_C$と表せる。復旧度$i$ の寿命ζ_i は確率変数であり、確率密度関数$f_i(\zeta_i)$、分布関数$F_i(\zeta_i)$に従うと仮定する。ただし、復旧度i の期間ζ_iの定義域は$(0,\infty)$ である。分布関数の定義より、

$$F_i(y_i) = \int_0^{y_i} f_i(\zeta_i)d\zeta_i \qquad (4.4)$$

が成立し、分布関数$F_i(y_i)$ は復旧度がi となった初期時点$y_i = 0$ (時刻T_A) からサンプル時間軸上のある時点y_i(時刻$T_{i-1} + y_i$) までに復旧度がi からi + 1 に変化した累積確率を表す。したがって、初期時点$y_i = 0$ からサンプル時点$y_i \in (0,\infty)$ まで、復旧度がi のまま推移する確率～ $F_i(y_i)$ は、時点y_iまでに復旧度がi からi + 1 に変化する累積確率$Fi(yi)$を用いて、

$$\mathrm{Prob}\{\zeta_i \geq y_i\} = \tilde{F}_i(y_i) = 1 - F_i(y_i) \tag{4.5}$$

と定義できる。ここで、家計の復旧度が時点y_iまで状態i で推移し、かつ期間$(y_i, y_i + \Delta y_i)$中に水準i + 1 に進展する条件付き確率は、

$$\lambda_i(y_i)\Delta y_i = \frac{f_i(y_i)\Delta y_i}{\tilde{F}_i(y_i)} \tag{4.6}$$

と表せる。いま、対象とする家計の復旧度が時点y_iまでi の状態で推移し、かつ時点y_iで i + 1 に推移する確率密度$\lambda_i(y_i)$をハザード関数と呼ぶ。

5.3.2　指数ハザードモデル

家計の復旧過程がマルコフ性を満足し、ハザード関数がサンプル時間軸上の時点y_iに依存せず、常に一定値$\theta_i > 0$ をとると仮定する。すなわち、

$$\lambda_i(y_i) = \theta_i \tag{4.7}$$

が成立する。指数ハザード関数(4.7) を用いることにより、家計の復旧過程が過去の履歴に依存しないというマルコフ性を表現することが可能となる。さらに、$\theta_i \neq \theta_j\ (i \neq j)$ を仮定する。式(4.5) の両辺をy_iに関して微分すれば、

$$\frac{d\tilde{F}_i(y_i)}{dy_i} = -f_i(y_i) \tag{4.8}$$

を得る。この時、式(4.6) は、

$$\begin{aligned}\lambda_i(y_i) &= \frac{f_i(y_i)}{\tilde{F}_i(y_i)} = -\frac{\frac{d\tilde{F}_i(y_i)}{dy_i}}{\tilde{F}(y_i)} \\ &= \frac{d}{dy_i}\left(-\log \tilde{F}_i(y_i)\right)\end{aligned} \tag{4.9}$$

と変形できる。ここで、$\tilde{F}_i(0) = 1 - F_i(0) = 1$ を考慮し、式(4.9) を積分すれば、

$$\int_0^{y_i} \lambda_i(u)du = \left[-\log \tilde{F}_i(u)\right]_0^{y_i} = -\log \tilde{F}_i(y_i) \tag{4.10}$$

を得る。ハザード関数$\lambda_i(y_i) = \theta_i$ を用いれば、復旧度i の期間がy_i以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は、

$$\begin{aligned}\tilde{F}_i(y_i) &= \exp\left[-\int_0^{y_i} \lambda_i(u)du\right] \\ &= \exp(-\theta_i y_i)\end{aligned} \tag{4.11}$$

と表される。すなわち、指数ハザードモデルが得られる。また、式(4.8) より、復旧度i の期間分布を表す確率密度関数$f_i(\zeta_i)$ は次式で示される。

$$f_i(\zeta_i) = \theta_i \exp(-\theta_i \zeta_i) \tag{4.12}$$

いま、カレンダー時刻T_{i-1}に復旧度がi に推移し、調査時刻T_Aまで復旧度i が継続した場合を考えよう。すなわち、時刻T_Aにおける検査の結果、復旧度がi であるという観測結果が得られたとする。この時、サンプル時間軸上の時点y_Aで、復旧度がi であったという条件の下で、さらに時点y_Aから追加的にz_i (ï 0)以上にわたって復旧度i が継続する確率$\tilde{F}_i$ ($y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A$)は、

$$\begin{aligned} &\tilde{F}_i(y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A) \\ &\quad = \mathrm{Prob}\{\zeta_i \geq y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A\} \end{aligned} \tag{4.13}$$

と定義できる。確率$\tilde{F}_i (y_i)$ の定義(4.5) から、

$$\frac{\mathrm{Prob}\{\zeta_i \geq y_A + z_i\}}{\mathrm{Prob}\{\zeta_i \geq y_A\}} = \frac{\tilde{F}_i(y_A + z_i)}{\tilde{F}_i(y_A)} \tag{4.14}$$

が成立する。式(4.11) から、上式の右辺は、

$$\begin{aligned} \frac{\tilde{F}_i(y_A + z_i)}{\tilde{F}_i(y_A)} &= \frac{\exp\{-\theta_i(y_A + z_i)\}}{\exp(-\theta_i y_A)} \\ &= \exp(-\theta_i z_i) \end{aligned} \tag{4.15}$$

と変形できる。すなわち、調査時点y_Aにおいて復旧度がi に判定され、次の調査時点$y_B = y_A + Z$においても復旧度がi に判定される確率は、

$$\mathrm{Prob}[h(y_B) = i | h(y_A) = i] = \exp(-\theta_i Z) \tag{4.16}$$

と表される。ただし、Zは２つの調査時点の間隔を表す。確率$\mathrm{Prob}[h(y_B) = i | h(y_A) = i]$はマルコフ推移確率$\pi_{ii}$に他ならない。すなわち、指数ハザード関数を用いた場合、推移確率π_{ii}は、ハザード率θ_iと調査間隔Zのみに依存し、時点y_A, y_B関する確定的な情報を用いなくても推移確率を推定することが可能となる。

5.3.3　マルコフ推移確率の導出

指数ハザード関数を用いて、調査時点y_Aとy_Bの間に復旧度がi からi+1 に推移する確率を求めよう。２つの検査時点に挟まれた期間$[y_A, y_B)$ の間に、復旧度がi からi + 1 に移行する事象が生起するためには、1) 時点y_Aから時点$s_i = y_A + z_i$, ($z_i \in [0, Z)$) まで復旧度がi のまま推移し、2)時点$y_A + z_i$において復旧度がi からi + 1 に推移し、3) 時点$y_A + z_i$から時点y_Bまで、復旧度i + 1 が継続しなければならない。定期検査では復旧度がi からi + 1 に推移した正確な時点を把握できないが、いま復旧度の推移が時点 ($y_A + \bar{z}_i$) ∈ [y_A, y_B) に生起したと考えよう。この時、調査時点y_Aにおいて復旧度がi であるという条件の下で、時点y_Aから時点$y_A + \bar{z}_i$まで復旧度がi に留まり、時点$y_A + \bar{z}_i$で復旧度がi からi + 1 に推移する条件付き確率密度$g_i(\bar{z}_i | \zeta_i \geq y_A)$ は、

$$g_i(\bar{z}_i|\zeta_i \geq y_A) = \frac{f_i(\bar{z}_i + y_A)}{\tilde{F}_i(y_A)} = \frac{\theta_i \exp\{-\theta_i(\bar{z}_i + y_A)\}}{\exp(-\theta_i y_A)}$$
$$= \theta_i \exp(-\theta_i \bar{z}_i) \tag{4.17}$$

と表せる。したがって、調査時点y_Aで復旧度がi であり、かつ時点$y_A + \bar{z}_i$において復旧度がi からi+1 に変化し、かつ検査時点y_Bにおいて復旧度がi＋1 と判定される条件付き確率密度$q_{i+1}(\bar{z}_i|\zeta_i \geq y_A)$ は、

$$q_{i+1}(\bar{z}_i|\zeta_i \geq y_A)$$
$$= g_i(\bar{z}_i|\zeta_i \geq y_A) \cdot \tilde{F}_{i+1}(y_B - \bar{z}_i - y_A)$$
$$= \theta_i \exp(-\theta_i \bar{z}_i) \exp\{-\theta_{i+1}(Z - \bar{z}_i)\}$$
$$= \theta_i \exp(-\theta_{i+1} Z) \exp\{-(\theta_i - \theta_{i+1})\bar{z}_i\} \tag{4.18}$$

と表せる。以上の議論では、復旧度がi からi+1 に推移する時点$\bar{s}_i = y_A + \bar{z}_i$を固定していた。しかし、復旧度i の期間$\zeta_i$ は確率変数であり、$\bar{z}_i$は範囲[0, Z) の中で変化しうる。２つの検査時点y_Aとy_Bの間で復旧度がi からi＋1 に推移するマルコフ推移確率Π_{ii+1}は、

$$\pi_{ii+1} = \text{Prob}[h(y_B) = i+1 | h(y_A) = i]$$
$$= \int_0^Z q_{i+1}(z_i|\zeta_i \geq y_A) dz_i$$
$$= \int_0^Z \theta_i \exp(-\theta_{i+1} Z) \exp\{-(\theta_i - \theta_{i+1}) z_i\} dz_i$$
$$= \frac{\theta_i}{\theta_i - \theta_{i+1}} \{-\exp(-\theta_i Z) + \exp(-\theta_{i+1} Z)\} \tag{4.19}$$

と表せる。ただし、上式において、θ_iとθ_jの大小関係に関わらず$\pi_{ii+1} > 0$ が成立する。また、$\theta_i \neq \theta_{i+1}$の仮定から、$1 > \pi_{ii+1}$が成立する。以上の性質は、式(4.19) の導出過程より自明であり、証明は省略する。

つぎに、２つの調査時点の間に復旧度がiからj（j≥ i＋2）まで２つ以上変化する場合をとりあげよう。復旧度jの状態が継続する期間長の分布を表す確率密度関数を$f_j(y_j)$、分布関数を$F_j(y_j)$ と表そう。復旧度jの状態に関するハザード関数を$\lambda_j(y_j) = \theta_j$と表す。期間$[y_A, y_B)$ の間に、復旧度がi からjに移行する事象が生起するためには、１）時点y_Aから時点$\bar{s}_i = y_A + \bar{z}_i \in [y_A, y_B)$ まで復旧度がi のまま推移し、２）時点$\bar{s}_i = y_A + \bar{z}_i$において復旧度がi からi＋1 に推移し、３）時点$\bar{s}_i = y_A + \bar{z}_i$から時点$\bar{s}_{i+1} = \bar{s}_i + \bar{z}_{i+1}$ ($<y_B$)まで復旧度i＋1 が継続し、時点$\bar{s}_{i+1}$において復旧度がi＋2 に推移する。さらに、４）時点$\bar{s}_{j-1}$ ($<y_B$) に復旧度がjに推移し、時点y_Bまで復旧度j が継続するという事象が同時に生起しなければならない。以上の事象が同時に生起する条件付き確率密度$q_j(\bar{z}_i, z_i+1, \cdots, \bar{z}_{i-1}|\zeta_i \geq y_A)$ は、

$$
\begin{aligned}
&q_j(\bar{z}_i, \bar{z}_{i+1}, \cdots, \bar{z}_{j-1} | \zeta_i \geq y_A) \\
&= g_i(\bar{z}_i | \zeta_i \geq y_A) \prod_{m=i+1}^{j-1} f_m(\bar{z}_m) \tilde{F}_j \left(Z - \sum_{m=i}^{j-1} \bar{z}_m \right) \\
&= \prod_{m=i}^{j-1} \theta_m \cdot \exp\left\{ -\sum_{m=i}^{j-1} \theta_m \bar{z}_m - \theta_j (Z - \sum_{m=i}^{j-1} \bar{z}_m) \right\} \\
&= \prod_{m=i}^{j-1} \theta_m \cdot \exp\left\{ -\theta_j Z - \sum_{m=i}^{j-1} (\theta_m - \theta_j) \bar{z}_m \right\}
\end{aligned} \tag{4.20}
$$

と表せる。以上の議論では、$\bar{z}_i$,…, $\bar{z}_{j-1}$を固定していた。しかし、復旧度i（i = 1, …, J － 1）の期間ζ_iは確率変数であり，$z_i \geq 0$, …; $z_{j-1} \geq 0$（j ≤ J）は、

$$
0 \leq z_i + z_{i+1} + \cdots + z_{j-1} \leq Z \tag{4.21}
$$

を満足する範囲の中で自由な値をとる。したがって、検査時点y_Aとy_Bの間で復旧度がi からj（j ≥ i + 2)に推移するマルコフ推移確率π_{ij}は若干の計算を行うことで、

$$
\begin{aligned}
&\pi_{ij} = \mathrm{Prob}[h(y_B) = j | h(y_A) = i] \\
&= \int_0^Z \int_0^{Z - z_i} \cdots \int_0^{Z - \sum_{m=i}^{j-2} z_m} \\
&\quad q_j(z_i, \cdots, z_{j-1} | \zeta_i \geq y_A) dz_i \cdots dz_{j-1} \\
&= \sum_{k=i}^{j} \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k Z)
\end{aligned} \tag{4.22}
$$

となる付録１)。ただし、式(4.22) より、θ_mとθ_k, θ_{m+1}とθ_kの大小関係に関わらず 1 > π_{ij} > 0 が成立する。また、π_{ij}に関しては条件(4.3) から、

$$
\pi_{iJ} = 1 - \sum_{j=i}^{J-1} \pi_{ij} \tag{4.23}
$$

が成立する。指数ハザードモデルに基づいて導出したマルコフ推移確率は以下のように整理できる。

$$
\pi_{ii} = \exp(-\theta_i Z) \tag{4.24a}
$$

$$
\pi_{ii+1} = \frac{\theta_i}{\theta_i - \theta_{i+1}} \{ -\exp(-\theta_i Z) + \exp(-\theta_{i+1} Z) \} \tag{4.24b}
$$

$$
\pi_{ij} = \sum_{k=i}^{j} \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k Z)
$$

$$
(j = i, \cdots, J) \tag{4.24c}
$$

$$
\pi_{iJ} = 1 - \sum_{j=i}^{J-1} \pi_{ij} (i = 1, \cdots, J-1) \tag{4.24d}
$$

5.3.4 マルコフ推移確率の時間的整合性

式(4.24a)-(4.24d) に示すように、マルコフ推移確率は検査間隔Zの値に依存する。このことを明示的に示すために、マルコフ推移確率をπ_{ij} (Z) と表そう。さらに、検査間隔*Z*に対して定義されるマルコフ推移確率行列をΠ (Z) と表す。ただし、

$$\boldsymbol{\Pi}(Z)=\begin{pmatrix}\pi_{11}(Z) & \cdots & \pi_{1J}(Z)\\ \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & \cdots & \pi_{JJ}(Z)\end{pmatrix} \tag{4.25}$$

である。いま、２種類の調査間隔ZとnZに着目しよう。ただし、nは整数である。マルコフ推移確率行列Π (Z)とΠ (nZ) は、同一の復旧現象を異なる時間間隔に対して記述したものである。したがって、２つのマルコフ推移確率行列Π (Z)、Π (nZ)に対して、

$$\boldsymbol{\Pi}(nZ)=\{\boldsymbol{\Pi}(Z)\}^{n} \tag{4.26}$$

が成立しなければならない。条件(4.26) をマルコフ推移確率行列の時間的整合性条件と呼ぼう。マルコフ推移確率行列が時間的整合性条件を満足するためには、マルコフ推移確率π_{ij}の間に一定の数学的構造が成立しなければならない。指数ハザードモデルを用いて導出した推移確率(4.24a)-(4.24d) は、時間的整合性条件を満足することが理論的に保証される付録２)。換言すれば、推移確率(4.24a)-(4.24d) に含まれる検査間隔Zの値を変化させることで、任意の時間間隔*Z*に対してマルコフ推移確率行列を求めることが可能となる。

5.4.　マルコフ推移確率の推定方法

5.4.1 パネル調査データの内容

家計に関するK個のパネル調査データが得られたとする。調査サンプルk (k = 1,…,K) から、２個の連続するパネル調査が実施されたカレンダー時刻τ_A^kとτ_B^k と、各調査で観測された家計の復旧度のレーティング$h(\tau_A^k)$, $h(\tau_B^k)$ に関する情報も入手可能である。サンプルごとに、調査間隔が異なっていても差し支えがない。以上の調査データに基づいて、調査サンプルkの調査間隔を$Z_k=\tau_B^k-\tau_A^k$と定義する。さらに、２つの調査時刻における復旧推移パターン情報にもとづいて、ダミー変数δ_{ij}^k (i, j = 1,…, J;k = 1, …,K) を、

$$\delta_{ij}^{k}=\begin{cases}1 & h(\tau_A^k)=i, h(\tau_B^k)=j\text{の時}\\ 0 & \text{それ以外の時}\end{cases} \tag{4.27}$$

と定義する。さらに、家計の復旧速度に影響を及ぼす、家計の属性を表す特性ベクトルをx^k = (x^k_1,…, x^k_M)と表す。ただし、x^k_m(m = 1,…,M) は家計サンプルkのm番目の特性変数の観測値を表す。パネル調査スキームの下で得られる調査サンプルkが有する情報はΞ^k

$=(\delta_{ij}^k,\ Z^k,\ x^k)$ として整理できる。

一方、家計サンプル k =（k = 1,…,K）の復旧過程を指数ハザード関数、

$$\lambda_i^k(y_i^k)=\theta_i^k\ (i=1,\cdots,J-1)$$

を用いて表現しよう。復旧度Jはマルコフ連鎖の吸収状態であり $\pi_{JJ}=1$ が成立するためハザード率は定義されない。橋梁の復旧過程を特徴づけるハザード率θ_i^k（i = 1,…, J − 1, k = 1,…,K）は、家計の特性ベクトルに依存して変化すると考え、ハザード率θ_i^k を特性ベクトルx^kを用いて、

$$\theta_i^k=\boldsymbol{x}^k\boldsymbol{\beta}_i' \tag{4.28}$$

と表そう。ただし、$\beta_i=(\beta_{i,1},\cdots,\beta_{i,M})$ は未知パラメータ$\beta_{i,m}$（m = 1,…,M）による行ベクトルである。

’ は転置操作を表す。マルコフ推移確率の推定手順の第１段階では、調査サンプル情報Ξ^k(k = 1,…,K)に基づいて指数ハザード関数λ_i^k（$y\lambda_i^k$）=θ_i^k を推定することになる。

5.4.2 では、指数ハザード関数を推定する方法について述べる。ついで、第２段階においては、推定した指数ハザード関数を用いてマルコフ推移確率を推定することになる。本研究で用いる方法論では、個別家計ごとにマルコフ推移確率を推定することが可能である。同時に、対象家計の平均的なマルコフ推移確率を推定できる。そこで、5.4.2 で推定した指数ハザードモデルを用いて平均的なマルコフ推移確率を推定する方法について説明する。なお、指数ハザードモデルを用いれば、流動性被害額の算出に必要な復旧期間に関する情報を入手できる。すなわち、当該レーティングにはじめて到達した時点から、復旧が進展して次のレーティングに進むまでの期待期間長（以下、レーティング期待期間と呼ぶ）は、生存関数$\tilde{F}_i(y_i^k)$を用いて、

$$RMD_i^k=\int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i^k)dy_i^k \tag{4.29}$$

と表される[4)]。ここで、指数ハザード関数を用いた生存関数$\tilde{F}_i(y_i^k)$ が式(4.11) で表されることに留意すれば、レーティング期待期間は、

$$RMD_i^k=\int_0^\infty \exp(-\theta_i^k y_i^k)dy_i^k=\frac{1}{\theta_i^k} \tag{4.30}$$

と表される。

5.4.2 ハザードモデルの推定方法

調査サンプルkに関して獲得できる情報は$\Xi^k=(\delta_{ij}^k,\ \bar{Z}^k,\ \bar{x}^k)$ である。記号「¯」は実測値であることを示す。マルコフ推移確率は、指数ハザード関数を用いて式(4.24a)-(4.24d) のように表すことができる。マルコフ推移確率には各復旧度におけるハザード率θ_i^k（i = 1,…, J − 1; k = 1,…,K）が含まれるが、ハザード率は家計の特性

ベクトル$\bar{x}^k$を用いて式(4.28) で表現できる。また、復旧推移確率はデータが観察された調査間隔$\bar{Z}^k$にも依存する。このことを明示的に表すため推移確率π_{ij}をアンケート調査による実測データ$(\bar{Z}^k, \bar{x}^k)$ と未知パラメータ$\beta = (\beta_1, \cdots, \beta_{J-1})$ の関数として$\pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{x}^k; \beta)$ と表そう。いま、K個の家計の復旧現象が互いに独立であると仮定すれば、全調査サンプルの復旧推移パターンの同時生起確率密度を表す対数尤度関数を、

$$\ln[\mathcal{L}(\beta)] = \ln\left[\prod_{i=1}^{J-1}\prod_{j=i}^{J}\prod_{k=1}^{K}\left\{\pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{x}^k : \beta)\right\}^{\bar{\delta}_{ij}^k}\right]$$
$$= \sum_{i=1}^{J-1}\sum_{j=i}^{J}\sum_{k=1}^{K}\bar{\delta}_{ij}^k \ln\left[\pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{x}^k : \beta)\right] \tag{4.31}$$

と表わせる[7),8)]。調査データδ_i^k ，$\bar{Z}^k$，$\bar{x}^k$はすべて確定値であり、対数尤度関数は未知パラメータβの関数である。ここで、対数尤度関数(4.31) を最大にするようなパラメータ値βの最尤推定値は、

$$\frac{\partial \ln[\mathcal{L}(\hat{\beta})]}{\partial \beta_{i,m}} = 0, \tag{4.32}$$
$$(i = 1, \cdots, J-1; m = 1, \cdots, M)$$

を同時に満足するような$\hat{\beta}=(\hat{\beta}_{1,1}, \cdots, \hat{\beta}_{J-1,M})$ として与えられる。最適化条件は(J − 1)M次の連立非線形方程式であり、ニュートン法を基本とする逐次反復法[1)]を用いて解くことができる。さらに、パラメータの漸近的な共分散行列の推定値$\hat{\Sigma}(\hat{\beta})$ は、

$$\hat{\Sigma}(\hat{\beta}) = \left[\frac{\partial^2 \ln\{\mathcal{L}(\hat{\beta})\}}{\partial\beta\partial\beta'}\right]^{-1} \tag{4.33}$$

と表すことができる。ただし、上式の右辺の逆行列は、$\partial^2 \ln\{L(\hat{\beta})\}\ \partial\beta_{i,m}\partial\beta_{i',m}$ を要素とする(J-1)M×(J-1)M次のフィッシャー情報行列の逆行列である。

5.4.3 マルコフ推移確率の平均化操作

マルコフ推移確率は、家計属性x^kと調査間隔Z^kが与えられれば、式(4.24a)-(4.24d)から推定できる。調査間隔Z^kを変化させることにより、任意の調査間隔に対して時間的整合性の条件を満足するようなマルコフ推移確率行列を推定することができる。本研究で用いた方法により、個々の家計ごとに、その家計固有のマルコフ推移確率行列を推定することが可能である。しかし、地域全体としての復旧パターンを予測する場合、個別の家計ごとの推移確率よりも、平均的な推移確率を求める方が便利な場合が多い。そのためには、時間的整合性条件を満足するような推移確率行列の平均化操作法を開発することが必要となる。本研究ではハザード率θ_i^k (k = 1,…,K) に着目した平均化操作を用いる。いま、対象とする家計母集団における家計属性の分布関数を$\Gamma(x)$ と表そう。この時、母集団におけるハザード率の期待値$E[\theta_i]$ は、

$$E[\theta_i] = \int_{\Theta} x\beta_i' d\Gamma(x) \tag{4.34}$$

と表せる。Θはサンプル母集団を表す。マルコフ推移確率を指数ハザード関数(4.24a)-(4.24d)で推定する場合、個々のサンプルごとに定義できるハザード率θ_i^k（i = 1,…, J − 1, k = 1,…,K）を用いて定義されるマルコフ推移確率行列は時間的整合性条件を満足する。したがって、平均化操作(4.34) を用いて推定したマルコフ推移確率行列も時間的整合性条件を満足する。

5.5.　適　用

5.5.1 実態調査概要

平成 16 年 10 月の台風 23 号は、円山川の基準地点である立野上流において 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た。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越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、家屋の損壊率が 50%以上の全壊家屋 333 棟、家屋の損壊率が 40%～50%以上の大規模半壊家屋 1,082 棟、家屋の損壊率が 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。実態調査は、破堤氾濫が生じた 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、約 17 ヵ月後の平成 18 年 3 月、約 2 年後の平成 18 年 11 月の計 3 回にわたって実施した。

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、復旧状況等、広範囲の項目について情報を収集している。

ここで、調査結果に基づき、アンケート回答家計の平均的な属性についてとりまとめておく。年齢構成のうち、50 歳以上が約 66%を占めており、比較的高齢者層が多い地域である。家計人員数の平均は 3.1 人であり、75%の家計が一戸建て(持ち家)に住み、17%の家計は一戸建て(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、家計の年収分布は、200 万円代にピークが存在する。家計年収が 400 万円未満である家計が約 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家計が占める割合が多いことが理解できる。家計年収と家計主年齢のクロス分析を行った結果、家計年収が 500 万円未満であり、家計主年齢が 60 歳以上である家計がもっとも多いことが明らかとなった。さらに、家計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。

推計に用いるデータは、アンケート調査結果に基づいて**表-5.1** に示した復旧度を定義する。なお、同一家計で家屋と家財の復旧状況が異なる場合には,復旧が遅れている状態に着目して当該家計の復旧度を定義した。その結果、各家計ごとに復旧状態を復旧度 3～復旧度 1 という 3 つの復旧度を用いて評価する。さらに、3 回のアンケート調査結果から得られた復旧履歴データを用いて多段階指数ハザード関数のパラメータを推定した。家計属性を表す特性変数をχ^kとして、データの利用可能性を考慮してx_1^k ＝1：定数項、

表-5.1　復旧度 3 段階評価基準

復旧度	判断基準
1	浸水被害時の状況からほとんど変化なし、 または、生活に不自由を強いられている
2	浸水前の状況には戻っていないが、概ね復旧完了
3	復旧完了し、浸水前の状況に戻っている

注）被災時点と変化がないという状態をレーティング1に,
以降復旧が進行するほどレーティング番号が大きくなるように
復旧度が表記されている.

x_2^k：第 1 回調査時点における流動性制約の有無を示すダミー変数（有のとき 1、無のとき 0）、x_3^k：被害額流動性比を採用した。ここで、第 1 回調査時点における流動性制約の有無を示すダミー変数は、被災後約 5 ヵ月後に実施した第 1 回調査の時点で家計が流動性制約に直面しているかどうかを表している。すなわち、第 1 回調査時点で、「復旧資金を賄えたかどうか」という質問に対し、「賄えた」と回答した家計は流動性制約に直面しておらず、「賄えなかった」と回答した家計は流動性制約に直面していると判断した。この定義により、第 1 回調査時点で約 33%の家計が流動性制約に直面していたことが判明した。被害額流動性比は、一般資産被害額／(家計年収+金融資産残高)で定義され、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、家計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、被災年度に調達できる年収と金融資産残高で構成される。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復旧が遅延する。2 つの調査時点におけるデータが完備している合計 532 個のサンプルデータを用いて多段階指数ハザードモデルを推計した。なお、特性変数である被害額流動性比については、対象とする 523 個のサンプル中の最大値を用いて規格化している。

5.5.2　推定結果

上記のデータセットに基づいて、多段階指数ハザードモデルを推定した。当初、$\beta_{i,1,}\ \beta_{i,2,}\ \beta_{i,3,}$ (i =1.2)という、合計 6 個のパラメータすべてを用いて指数ハザードモデルを推定したが、符号条件やt－値が低いパラメータが存在した。そのため、説明変数x_2^k, x_3^k の有無を変更した組み合わせのそれぞれに対して多段階指数ハザードモデルを推

定した。その中で、符号条件を満足し、かつ説明変数の説明力に関する仮説を有意水準5%のt－検定で棄却されないような説明変数の組み合わせを抽出し、対数尤度(4.31)がもっとも大きくなるような説明変数の組み合わせを選択した、**表-5.2** には以上の手順で推定した指数ハザードモデルのパラメータの最尤推定値$\hat{\beta}$を示している。同表には各説明変数のt－値を示している。

流動性の有無を示すダミー変数に対するパラメータは負の値を示しており、流動性制約を受けた家計は受けなかった家計に比して、復旧が遅いことを示している。また、被害額流動性比についても負で有意であることから、被害額が年収や金融資産に対して大きい場合には、復旧資金に充当する当面の流動性資金が不足するために、復旧が完了するまでに時間を要すると解釈できる。推定した多段階指数ハザードモデルを用いてマルコフ推移確率行列を求めることができる。本研究で提案した方法論に基づけば、各サンプルごとにマルコフ推移確率行列を求めることができる。このようにして推定したマルコフ推移確率行列は膨大な量に及ぶため,第 1 回調査時点の流動性制約有無家計別に、5.4.3 で議論した平均化操作により求めたマルコフ推移確率行列を**表-5.3** に示す。

表-5.2　指数ハザードモデルの推計結果

復旧度	定数項	流動性制約有無	被害額流動性比
	$\beta_{i,1}$	$\beta_{i,2}$	$\beta_{i,3}$
1	2.133	-0.688	
	(9.335)	(-2.303)	-
2	0.456	-0.250	-0.615
	(9.081)	(4.226)	(-2.039)

注)　括弧内はt-値を表す

表-5.3　推計結果（推移確率行列；ｚ＝1）

	流動性制約がある家計			流動性制約がない家計		
復旧度	1	2	3	1	2	3
1	0.236	0.701	0.064	0.118	0.665	0.216
2	0	0.868	0.132	0	0.649	0.351
3	0	0	1	0	0	1

マルコフ推移確率行列を用いて、平均的な復旧の進展を表す復旧期待値パスを定義することができる。期待値パスは、ある復旧度から期待復旧度継続期間RMD_i^{κ}が経過すると次の復旧度に推移するように、家計の平均的な復旧の進展過程を描いたグラフを意味する。**図-5.4** には、流動性制約に直面する家計の被害額流動性比をサンプル平均 3.81 に設定したベンチマークケース(以下、BM ケースと表す)における家計の復旧期待値パスを示している。同様に、流動性制約に直面しない家計の被害額流動性比をサンプル平均の 1.32 に設定した復旧期待値パスも示している。同図には、流動性制約に直面する家計と、そうでない家計のそれぞれに対して、期待ハザード率$E[\theta_i]$,及び式(4.30)から求めた家計の期待復旧度継続期間$E[RMD_i^{\kappa}]$を求めた結果を示している。流動性制約の有無に関わらず、被災後 1 年以内に復旧度が 1 から 2 へ回復している。しかし、復旧度が 3 にま

で回復するのに、流動性制約が存在しない家計では約 2 年を有している。流動性制約が存在する場合には、約 7 年も必要となる予測結果が得られている。**図-5.4** には、BM ケースに対して被害額流動性比を 2 倍にした場合、0.5 倍にした場合の復旧期待値パスも示している。同図に示すように、流動性制約に直面しない家計では、被害額流動性比の変化は復旧期間にほとんど影響を与えていない。一方、流動性制約に直面した家計では、被害額流動性比の変化が復旧期間に大きく影響を与えており、流動性資金不足により復旧が大きく遅延する状況を理解できる。**図-5.5** は、被災後の経年的な家計の復旧度分布を表している。時間が経過するにつれて、復旧が完了した復旧度 3 の家計が示す割合が増加する。しかし、流動性制約に直面した家計については、長期的に復旧度 2 に留まる割合が多いことが分かる。

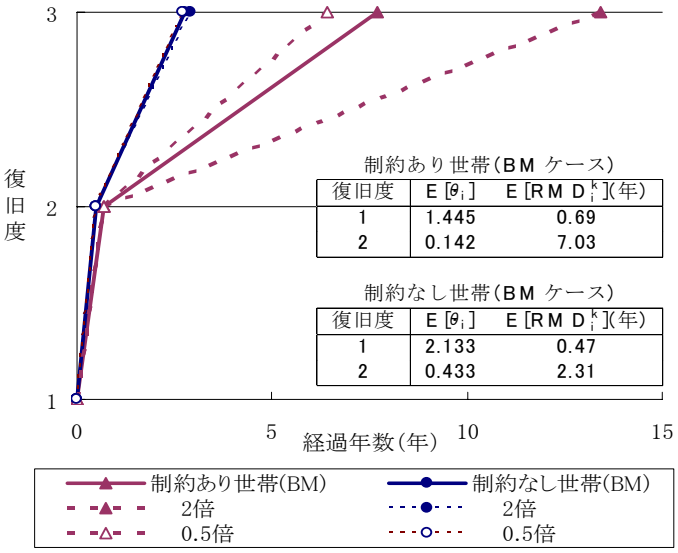


図-5.4　復旧期待値パス

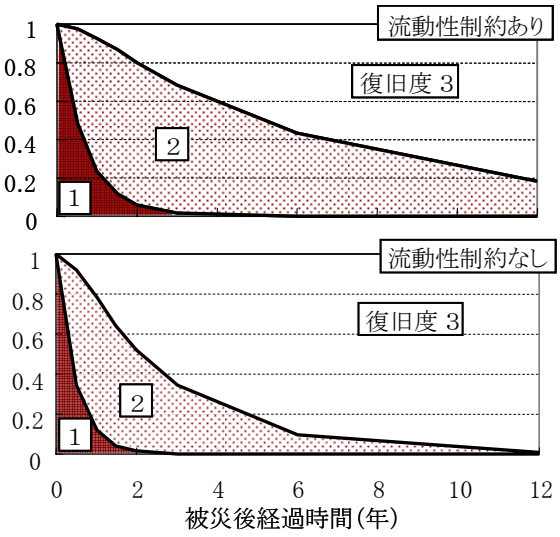


図-5.5　復旧度分布の経年変化

5.6.　結　言

本節では家計の統計的復旧予測のためのマルコフ推移確率を推定した。その際、家計の復旧度を複数の復旧度で表すとともに、復旧度間の推移過程を指数ハザードモデルを用いて表現した。さらに、パネル調査データに基づいて指数ハザードモデルを最尤推定した。本研究で提案した方法論にもとづいて、家計属性や調査状況が異なる異質な調査データを用いて、それぞれの家計の復旧特性を非集計的に推定することが可能となる。本研究で採用した指数ハザードモデルにより、マルコフ推移確率を任意の時間間隔に対して時間整合的に推定することが可能となる。

本研究では、まず最初に、今までの研究では触れられてこなかった流動性被害の構造について分析し、災害保険の流動性供与機能について指摘するとともに、防災投資の流動性被害軽減効果を導出した。このことによって、家計が流動性制約に直面するとき、

防災投資は期待被害軽減額や、集合リスクの軽減便益以上の価値をもつことが明らかになった。

一方、流動性被害を正確に把握するためには、復旧するまでの時間を考慮した流動性被害を実際に算定するためのモデルの作成を行う必要があるが、既往の研究事例では、そのような被害の算定方法を扱った事例が無く、その算定方法について十分な検討がなされていなかった。このため、豊岡市を対象に実施した浸水被害の実態に関するアンケート調査の結果を利用し、家計が流動性制約に直面するか否かの判定にサンプル選択モデルを用い、復旧するまでの時間の推定にはマルコフ推移確率を用いた指数ハザードモデルを用いた流動性被害の算定手法を提案した。

このモデルを用いて流動性被害を算定したところ、流動性制約に直面している家計の平均不足調達額は 425（万円・年/家計）となり、流動性制約に直面していないサンプルも含む、データセット全サンプルの平均不足調達額は、127（万円・年/家計）であるとの結果を得ることができ、正確な水害被害額の算定には、流動性被害が無視し得ない影響があること明らかにした。

この結果を実務の治水経済調査へ導入するためには、データの入手方法や計算方法に幾つかの技術的な改善を施す必要がある。とりわけサンプル選択モデルでは、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家計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、家計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。

また、豊岡水害におけるデータだけでなく、さまざまな地域の水害におけるデータをもとに流動性被害について分析を行い、一般的に使用できるものにしていく必要がある。すなわち、調査方法と資産復旧モデルの双方が精緻化されない限り、算定結果は概算に止まらざるをえない。しかし、そうであっても、本研究が指摘する流動性被害を今後の被害算定に導入することの意義は小さくない。

今までの治水経済調査では、主に家屋や家財等の物的資産の直接被害軽減額を便益として治水事業の効果を計測してきたが、高齢化が急速に進行している社会状況等を勘案すると、浸水という現象が被災者のその後の生活にどのような影響を与えるかといった観点から治水事業の便益を捉える必要性が高い。特に、提案したような流動性被害を便益評価の中に加えることは勿論のこととして、効用を物差しとした事業評価に変えていくことが重要である。

【付録】

１）マルコフ推移確率に関する数学的補足

式(4.22) の導出過程　；　$\theta_{m,j} = \theta_m - \theta_j$と置く。

$$
\begin{aligned}
&\text{式(4.22)}\\
&= \int_0^Z \cdots \int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-3} z_m} \prod_{m=i}^{j-1} \theta_m \exp(-\theta_j Z - \sum_{m=i}^{j-2} \bar{\theta}_{m,j} z_m)\\
&\int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-2} z_m} \exp(-\bar{\theta}_{j-1,j} z_{j-1}) dz_i \cdots dz_{j-1}\\
&= -\frac{1}{\bar{\theta}_{j-1,j}} \int_0^Z \cdots \int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-3} z_m} \prod_{m=i}^{j-1} \theta_m \exp(-\theta_{j-1} Z)\\
&\exp(-\sum_{m=i}^{j-2} \bar{\theta}_{m,j} z_m + \sum_{m=i}^{j-2} \bar{\theta}_{j-1,j} z_m) dz_i \cdots dz_{j-2}\\
&+\frac{1}{\bar{\theta}_{j-1,j}} \int_0^Z \cdots \int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-4} z_m} \prod_{m=i}^{j-1} \theta_m \exp(-\theta_j Z)\\
&\exp(-\sum_{m=i}^{j-3} \bar{\theta}_{m,j} z_m) \int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-3} z_m} \exp(-\bar{\theta}_{j-2,j} z_{j-2})\\
&dz_i \cdots dz_{j-2}
\end{aligned}
$$

第１項を整理すると、

$$
\begin{aligned}
&-\frac{1}{\bar{\theta}_{j-1,j}} \int_0^Z \cdots \int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-3} z_m} \prod_{m=i}^{j-1} \theta_m \exp(-\theta_{j-1} Z)\\
&\exp(-\sum_{m=i}^{j-2} \bar{\theta}_{m,j-1} z_m) dz_i \cdots dz_{j-2}\\
&= -\frac{\theta_j}{\bar{\theta}_{j-1,j}} \int_0^Z \cdots \int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-3} z_m} \prod_{m=i}^{j-2} \theta_m\\
&\exp(-\theta_{j-1} Z - \sum_{m=i}^{j-2} \bar{\theta}_{m,j-1} z_m) dz_i \cdots dz_{j-2}\\
&= -\frac{\theta_{j-1}}{\bar{\theta}_{j-1,j}} \pi_{ij-1}
\end{aligned}
$$

第２項を整理すると、

$$
\begin{aligned}
&-\frac{1}{\bar{\theta}_{j-1,j}\bar{\theta}_{j-2,j}} \int_0^Z \cdots \int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-4} z_m} \prod_{m=i}^{j-1} \theta_m \exp(-\theta_j Z)\\
&\exp(-\sum_{m=i}^{j-3} \bar{\theta}_{m,j} z_m) \left[\exp\{-\bar{\theta}_{j-2,j}(Z - \sum_{m=i}^{j-3} z_m)\} - 1\right]\\
&dz_i \cdots dz_{j-3}\\
&= -\frac{\theta_{j-1}\theta_{j-2}}{\bar{\theta}_{j-1,j}\bar{\theta}_{j-2,j}} \pi_{ij-2}\\
&+\frac{1}{\bar{\theta}_{j-1,j}\bar{\theta}_{j-2,j}} \int_0^Z \cdots \int_0^{Z-\sum_{m=i}^{j-4} z_m} \prod_{m=i}^{j-1} \theta_m \exp(-\theta_j Z)
\end{aligned}
$$

$$\exp(-\sum_{m=i}^{j-3}\bar{\theta}_{m,j}z_m)dz_i\cdots dz_{j-3}$$

上記のように展開していくと、π_{ij}は、

$$\begin{aligned}\pi_{ij} &= -\frac{\theta_{j-1}}{\bar{\theta}_{j-1,j}}\pi_{ij-1} - \frac{\theta_{j-1}\theta_{j-2}}{\bar{\theta}_{j-1,j}\bar{\theta}_{j-2,j}}\pi_{ij-2} - \cdots \\ &\quad + \prod_{m=i}^{j-1}\frac{1}{\bar{\theta}_{m,j}}\int_0^Z \prod_{m=i}^{j-1}\theta_m \exp(-\theta_j Z)\exp(-\bar{\theta}_{i,j}z_i)dz_i \\ &= -\sum_{k=i+1}^{j-1}\prod_{m=k}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,j}}\pi_{ik} \\ &\quad - \prod_{m=i}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,j}}\{\exp(-\theta_i Z) - \exp(-\theta_j Z)\} \\ &= -\sum_{k=i+1}^{j-1}\prod_{m=k}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,j}}\pi_{ik} \\ &\quad - \prod_{m=i}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,j}}\pi_{ii} + \prod_{m=i}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,j}}\exp(-\theta_j Z) \\ &= -\sum_{k=i}^{j-1}\prod_{m=k}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,j}}\pi_{ik} + \prod_{m=i}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,j}}\exp(-\theta_j Z)\end{aligned}$$

いま、π_{ij}（i = 1,…，J － 1，j = i,…，J － 1）は$\pi_{i,i}$，$\pi_{i,i+1}$,…，π_{ij-1}の線形結合になっており、上式は、

$$\boldsymbol{\pi}_i = -\boldsymbol{\pi}_i\mathbf{A}_i + \boldsymbol{C}_i$$

と表せる。ただし、π_i =（$\pi_{i,i}$，$\pi_{i,i+1}$,…，$\pi_{i,J-1}$）であり、（J － i）×（J － i）次行列A_iは、

$$\begin{pmatrix} 0 & \frac{\theta_i}{\bar{\theta}_{i,i+1}} & \frac{\theta_i\theta_{i+1}}{\bar{\theta}_{i,i+2}\bar{\theta}_{i+1,i+2}} & \cdots & \prod_{m=i}^{J-2}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,J-1}} \\ 0 & 0 & -\frac{\theta_i}{\bar{\theta}_{i+1,i+2}} & \cdots & \prod_{m=i+1}^{J-2}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,J-1}} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \cdots & 0 \end{pmatrix}$$

と表せる。α_i = i + p − 1、α_j = i + q − 1 と置けば、A_iの(p, q) 成分は、

$$\mathbf{A}_i(p,q) = \begin{cases} \prod_{m=\alpha_i}^{\alpha_j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,\alpha_j}} & p < q\text{の時} \\ 0 & p \geq q \end{cases}$$

と表せる。（J － i）次行ベクトルC_iのq要素C_i（q）は、

$$\boldsymbol{C}_i(q) = \prod_{m=i}^{\alpha_j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,\alpha_j}}\exp(-\theta_{\alpha_j}Z)$$

である。A_i + Eの逆行列をB_iとすると、その(p, q) 成分は、次式が成立する。

$$\mathbf{B}_i(p,q)=\begin{cases}\prod_{m=\alpha_i}^{\alpha_j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m+1,\alpha_i}} & p\le q\text{の時}\\ 0 & p>q\end{cases}$$

この時、$\pi_i = C_iB_i$と表現でき、その要素π_{ij}は、

$$\begin{aligned}\pi_{ij}&=\sum_{l=1}^{J-i}\boldsymbol{C}_i(l)\mathbf{B}_i(l,j-i+1)\\&=\sum_{l=1}^{j-i+1}\prod_{m=i}^{i-2+l}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,i-1+l}}\exp(-\theta_{i-1+l}Z)\\&\cdot\prod_{m=i-1+l}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m+1,i-1+l}}\\&=\sum_{k=i}^{j}\prod_{m=i}^{k-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m,k}}\prod_{m=k}^{j-1}\frac{\theta_m}{\bar{\theta}_{m+1,k}}\exp(-\theta_kZ)\end{aligned}$$

２）時間的整合性の証明

数学的帰納法を用いて、指数ハザードモデルを用いて導出したマルコフ推移確率行列が時間的整合性条件を満足することを示す。n = 1 の時は自明である。n = k－ 1 の時に$\Pi((k-1)Z)=\{\Pi(Z)\}^{k-1}$が成立すると仮定する。このことは、$\pi_{ii}(kZ)=\pi_{ii}((k-1)Z)\ \pi_{ii}(Z)$、$\pi_{ij}(kZ)=\Sigma_{h=i}^{j}\ \pi_{ih}((k-1)Z)\ \pi_{hi}(Z)$が成立する（式展開は省略）ことから明らかである。

【参考文献】

1) 貝戸清之，阿部允，藤野陽三：実測データに基づく構造物の劣化予測，土木学会論文集，No.744/IV-61,pp. 29-38，2003.
2) 鍵本広之，佐藤道生，川村満紀：アルカリシリカ反応により劣化した施設の劣化度評価と細孔溶液分析による劣化進行の予測，土木学会論文集，No. 641/V-46, pp. 241-251, 2002.
3) 津田尚胤，貝戸清之，青木一也，小林潔司：橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定，土木学会論文集，No. 801/I-73, pp. 69-82, 2005.
4) Lee, T. C., Judge, G.G., and Zellner, A.: *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data,* Amsterdam, North-Holland, 1970.
5) Lancaster, T.：*The Econometric Analysis of Transition Data.* Cambridge University Press, 1990.
6) Gourieroux, C.：*Econometrics of Qualitative Dependent Variables,* Cambridge University Press, 2000.
7) Tobin, J.： Estimation of relationships for limited dependent variables, *Econometrica,* 26, pp. 24-36, 1958.
8) Amemiya, T. and Boskin, M.： Regression analysis when the dependent variable is truncated lognormal, with an application to the determinants of the duration of welfare dependency, *InternationalEconomic Review,* Vol. 15, p. 485, 1974.
9) 磯田和男，大野豊：数値計算ハンドブック，オーム社，1990.

6. 精神的な被害と防災投資の経済的効果

6.1.　緒　　言

水害によって被災した家計は、家屋や家財といった物的な資産の損失にとどまらず、生命の危険に対する恐怖感、大切なものを失った喪失感、水害後の後片づけによる疲労感等、精神的にも大きな苦痛を受ける。中には、精神的なショックのために、日常生活への復帰が困難になるようなケースも珍しくはない。このように、災害の可能性を軽減する防災投資による効果は、単に物的資産の被害を軽減するだけにとどまらず、精神的な苦痛を回避する効果も存在する。1999 年に作成された現行の治水関連事業の経済便益評価マニュアルである「治水経済調査マニュアル（案）[1)]」では、治水事業が被災家計の受ける精神的な苦痛といった被害を軽減する効果を有することに言及している。しかし、まだその経済的評価の方法論については、議論が進展していない。

家計は水害による精神的被害の発生を事前に制御することができず、いったん水害が生じれば、その被害を受け入れざるを得ない。さらに、家計が一度精神的被害を被れば、それにより被る苦痛を容易に解消できない。さらに、精神的被害によって生じた厚生低下を事後的に補償するような保険市場も存在していない。すなわち、家計にとって精神的被害リスクを制御するために利用可能なリスクコントロール及びリスクファイナンスの手段が極めて限られているのが実情である。水害の発生により、地域住民は同時に精神的被害を被ることになる。すなわち、精神的被害の発生は、「負の地方公共財[2)]の消費」と考えることができるが、各家計が被る精神的被害は、家計属性によって多様に異なる。治水事業を実施することにより、家計の精神的被害（負の公共財）の発生する確率やその程度を軽減する便益が発生する。

防災投資の経済効果は、期待被害額の減少効果を用いて計測されてきた。期待被害額による防災投資の便益計測は、資産被害がリスクフェアな災害保険によってフルカバーされている状況を仮想的に想定していることに他ならない[3)]。しかし、精神的被害をヘッジする保険市場が存在せず、潜在的被災家計の精神的被害に対する選好が市場で顕示されない。そのため、防災投資による精神的被害の軽減効果を計測するためには、仮想的市場を想定するとともに、CVM(Contingent Valuation Method)[4)−7)]を用いて、家計の支払い意思額を計測しなければならない。しかし、水害による精神的被害の発生構造は、家計属性によって多様に異なる。また、精神的被害の内容も多様である。そこで、本研究では、共分散構造モデルを用いて、被災家計が被る精神的被害の構造を明らかにした上で、CVMを用いて、治水整備事業による精神的被害を軽減便益として計測する方法論を提案する。

以上の問題意識に基づき、本研究では、治水事業の精神的被害の軽減便益を測定する CVM 手法を提案する。以下、6.2 では、本研究の基本的な考え方を示す。6.3 では、2004 年の台風 23 号による豊岡水害における被災家計の精神的被害の実態調査概要を示す。6.4 では、因子分析を用いた精神的被害の構造と経年的な変化及び支払意思額について述べる。6.5 では因子分析を用いた方法では、精神被害の構造が不明確であったため、共分散構造モデルを用いた豊岡水害における精神的被害を計測した結果を示す。6.6 では、本研究をとり

まとめるとともに、今後の課題を指摘する。

6.2.　本研究の基本的考え方

6.2.1 精神的な被害に関する既往研究の概要

治水事業の経済効果に関する研究[3]は、土木計画学の分野においても、多くの研究が蓄積されている。中でも、防災投資による資産価値の増大効果[8)-13)]や、物的資産被害のリスクの軽減便益[11)]といった物的資産が被る被害に関する研究が進展している。物的資産に関しては保険市場によりリスクヘッジが可能であり、防災投資の経済効果を市場で観測可能な情報を用いて計測することができる。しかし、精神的被害のリスクは保険市場でヘッジできない。そのため、防災投資による精神的被害の軽減便益に関しては、保険市場の存在を想定した計測手法を用いることができない。水害によって家計が被る精神的被害の重要性は、いくつかの既往文献で報告されている。たとえば、Green et al.[9)]やTunstall et al.[13)]によれば、アメリカ合衆国における代表的水害において、一般家計が被った物的被害よりも精神的被害のような無形の被害の方が深刻であることを指摘している。国土交通省も、水害軽減の防災投資には、精神的被害を軽減する効果があることを指摘している。しかし、これまで精神的被害の計測事例に関しては、ほとんど研究が進展していない。その中で、水害による精神的被害の計測方法に関しては、栗城等[14)]、高木等[15)]の先駆的研究事例がある。そこでは、FSM（Fuzzy Structural Method）[16)]法を用いて、洪水による家計の精神的被害の構造モデルを作成するとともに、構造モデルを用いて項目間の重複に配慮しながら、精神的影響の調査項目それぞれに対して尋ねたWTPを積み上げることにより精神的被害額を計上している。このような積み上げアプローチでは、調査項目を増加させれば、支払い意思額が増加する可能性を否めず、精神的被害額が過大に評価される可能性がある。

精神的被害の発生構造は、極めて複雑な因果関係によって構成されている。このため、本研究では、このような精神的被害の発生構造を因子分析と共分散構造モデル[17)]を用いて分析するとともに、構成概念を用いて支払い意思額を推計するという方法論を採用する。因子分析は心理学におけるパーソナリティの特性論的研究に用いられている一般的な方法[18)]ではあるが、構成概念等の解釈に曖昧さを有している。一方、共分散構造モデルは、社会・人文・行動科学の研究領域でしばしば用いられる手法であり、直接観察できないような特性である「構成概念（潜在変数とも呼ばれる）」を定量的に扱うことができる。

被災家計がさまざまな状況で直面する不快感は、いくつかの潜在的な要因によって生み出されると考えられる。被災家計は水害により、怪我、生命の危機といった恐怖感や自宅が浸水する心配等、さまざまな精神的影響を被る。これらの精神的影響は、観察可能な家計属性被災の程度等、様々な要因の影響を受ける。家計は、水害によって被った精神的影響に対して、不快感を持つこととなる。本研究では、被災家計が精神的影響に対して、不快感を形成したときに、家計は精神的被害を被ると考えた。

本研究で提案する CVM では、被災家計の心の内部で発生する観測されない精神的影響を構成概念として定量的に示すとともに、水害により被災家計が被った不快感を精神的被害として計測する方法論を提案する。なお、共分散構造モデルに関しては、土木計画学や交通行動分析の分野をはじめとして、膨大な研究の蓄積がある。したがって、本研究で用いる因子分析及び共分散構造モデルに関しては新規性はないが、筆者等の知る限り、共分散構造モデルにおける構成概念を用いて支払い意思額を推計した研究事例は見あたらない。

6.2.2 精神的評価のアプローチ

被災家計は、ライフライン供給の停止、復旧作業のための過剰労働等、平常時とは全く異なる環境下での生活を余儀なくされる。人間は、日常の安定的な生活によって、無意識のうちに安心感を得ているが、被災時には日常と異なる環境への適応を強要される。このことから、被災家計はさまざまな不快感を感じる。本研究では、精神的被害を、災害に伴う生活環境の変化に伴って発生する不快感の総体として定義する。これまでにも、家計が災害後に感じる不安、疲労、ストレスといった精神的な不快感に関して、精神病理学、心理学等の分野を中心として多くの研究が蓄積されてきた。心理学の分野では、ストレスの概念を用いて、精神的な不快感を説明した研究事例が存在する。そこでは、ストレスを「有害な刺激形態（心理的脅威を含む）に対する身体的防衛の総集した形」と定義している[19)]。また、**表-6.1** に示すようにストレッサー（ストレスを与える原因）を分類している。

表-6.1　ストレス分類

1）物理的・生物的科学的ストレッサー 騒音、振動、温度、湿度、天候、花粉、悪臭など
2）社会的ストレッサー 社会的な役割（男・女らしさ、管理職、親など） 人間関係、社会秩序のみだれなど
3）心理的ストレッサー 不安、恐れ、怒り、焦り、憎しみ、劣等感など
4）身体的ストレッサー 生理的欲求、発熱、疲労感、痛みなど

水害による精神的被害を経済学的に評価するためには、被災家計のストレスの形成による厚生水準の低下を計測することが必要となる。家計の厚生水準の大きさは、所得水準と水害に対するストレスの大きさによって決定されると考えよう。換言すれば、厚生水準は、所得水準及びストレスの大きさに対する被災家計の選好を反映している。ここで、精神的被害と、精神的影響を表すストレスを区別することが必要である。ストレスは、水害による被災という外的な要因によって、家計が生理的に防衛手段として形成するものであり、それ自体は被験者の選好を反映したものではない。しかし、被災家計が形成したストレスに対して家計は不快感を認知するようになる。被災家計がストレスに対して不快感を認知したとき、家計の厚生水準が低下することになり、結果的に精神的

被害が発生することになる。本研究では、CVM により精神的被害に関する支払い意思額を計測するが、計測された支払い意思額は、所得水準とストレスの大きさに対する家計の選好を反映している。

本研究では精神的被害を把握するため、二段階の方法をとって分析することとした。第一段階では、心理分析に一般的に用いられる因子分析を用いて、精神的被害を構成する因子について分類するとともに、精神的被害を無くすための支払意思額と分析された因子負荷量を用いて重み付けした精神的被害項目のスコア及び浸水深の関係を重回帰分析によって求め、浸水深と精神的被害額の関係を求めた。また、この支払意思額の経年的な変化と構造についても分析を行った。

第二段階の検討では、精神的被害の構造を詳細に分析するために、共分散構造分析を用いた分析を行った。共分散構造モデルを用いた分析では、精神的被害の発生構造を、以下のように定義する。すなわち、家計は水害の発生に対して、ストレスを自己生産し、精神的被害を自己消費する。いま、被災家計が水害の発生に対してストレスを発生する構造を「ストレス生産関数」と呼ぶ。水害により、そこに居住する家計は同時に被災する。すべての家計が同時に被災するという意味で、水害の発生は負の地方公共財である。水害の発生に対して、家計はストレスを生産する。しかし、被災家計が生産するストレスの大きさは、必ずしも均一ではなく、家計属性や被災の実態がストレスの大きさに多様な影響を及ぼすことになる。被災家計が自己生産するストレスは、直接観測することが不可能である。本研究では、被災家計によるストレスの生産構造を共分散構造モデルによって表現する。後述するように、被災家計が自己生産したストレスは、共分散構造モデルにおける構成概念によって表現されることになる。

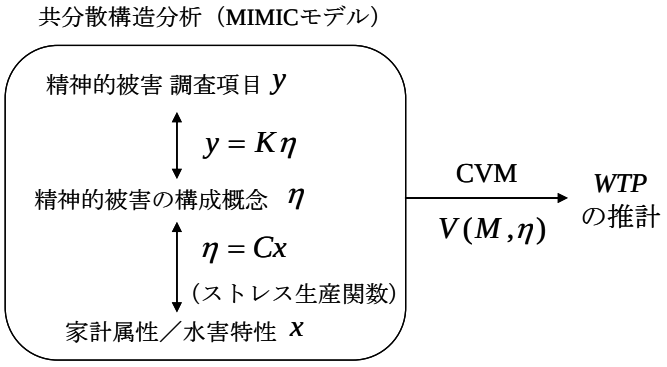


図-6.1　共分散構造モデルにおける精神的被害の概念図

家計は、自己生産したストレスに対して選好を持ち、その結果が精神的被害として現れる。すなわち、ストレスが大きくなるほど、家計はより多くの不快感を感じることになる。その結果、家計の厚生水準は低下し、精神的被害も大きくなる。なお、ストレス生産関数を、家計が被災という負の要素を投入し、負の財としてのストレスを生産する家計生産関数[21]と解釈することも可能である。前述のようにストレスは、家計が自己防衛的に生産するものであり、ストレス生産関数は家計の生理的反応を表したものである。仮に、家計が水害によるストレスを軽減するために予防的措置を講じる場合、これらの投入要素もストレス生産関数に生産要素として含めることも可能である。

6.3.　円山川流域における精神的被害の実態

6.3.1 実態調査の概要

平成 16 年 10 月の台風 23 号は、円山川の基準地点である立野上流において 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 位となる非常に大きな降雨をもたらした。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越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-6.2** 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 棟という大きな浸水被害が生じた。

豊岡市周辺の浸水範囲を**図-6.2** 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において、破堤氾濫によって大きな被害が生じた。

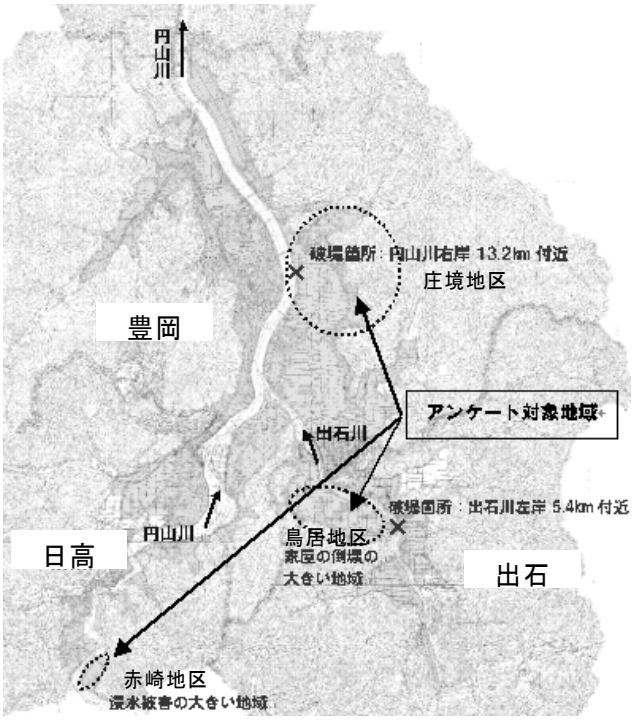


図-6.2　円山川周辺の浸水範囲と調査地域

本実態調査は、破堤氾濫が生じた 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、京都大学大学院小林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、家計の資産状況、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、

実施主体と被災家計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いている。その結果、対象地域のうち、豊岡市梶原地区・上庄境地区、日高町赤崎地区では、非被災家計を含めて全家計に対して実態調査を実施した。一方、出石町、豊岡市中庄境地区・本章境地区では、水害により被害を被った家計のみを対象に調査を実施した。879 家計に対してアンケート調査票を配布し、訪問回収を実施した。対象地域では、高齢化が進展しており、アンケート調査票に対して直接回答が困難な家計に対しては、聞き取り調査を実施している。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-6.2** 参照）にわたり情報を収集している。なお、対象地域では、現地での復旧を断念し、すでに別の地域に移住した家計が存在するが、該当家計の意向もあり、移住した家計に関する追跡調査は実施していない。

なお、精神的被害に対する支払意思額の変化等を追跡するという観点から、水害後の精神的被害の状況（5 ヶ月後、17 ヶ月後、25 ヶ月後）について同様の定点調査を行った。

6.3.2　精神的被害の実態

家屋や家財等の物的な被害が全て経済的に補償されたとしても精神的な被害は残るかとの質問に対しては、**図-6.3** に示したように 3 回の調査とも精神的な被害が残ると 90%以上の家計が答えており、浸水による生命の危機感等の精神的被害も無視し得ないものであると考えられる。

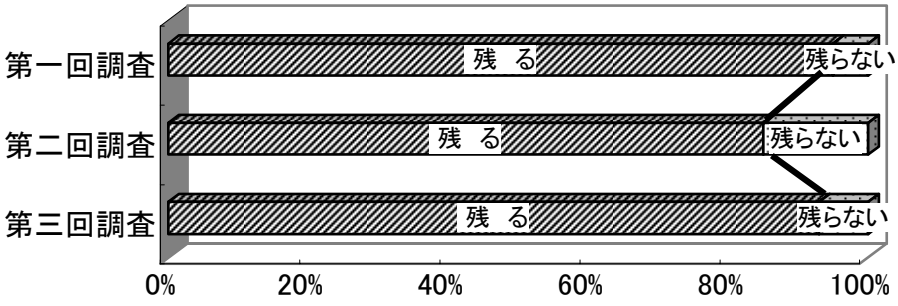


図-6.3　精神的被害が発生した家計の割合

被災家計の精神的被害の構造を明らかにするために、**表-6.2** に示すような、精神的被害に関する具体化した質問項目に対して、「全然感じなかった」、「あまり感じなかった」、「少し感じた」、「強く感じた」、「非常に強く感じた」の 5 段階尺度による回答選択肢を設けた。なお、家計構成員が複数の場合には、回答者が家族を代表して一番重かった人の感じ方を回答してもらうようにした。

図-6.4 は、各設問項目の回答の 100%積み上げグラフを示している。**図-6.4** を見ると、「清掃や片づけによる疲労感（設問 10)」を特に強く感じていることがわかる。その他、

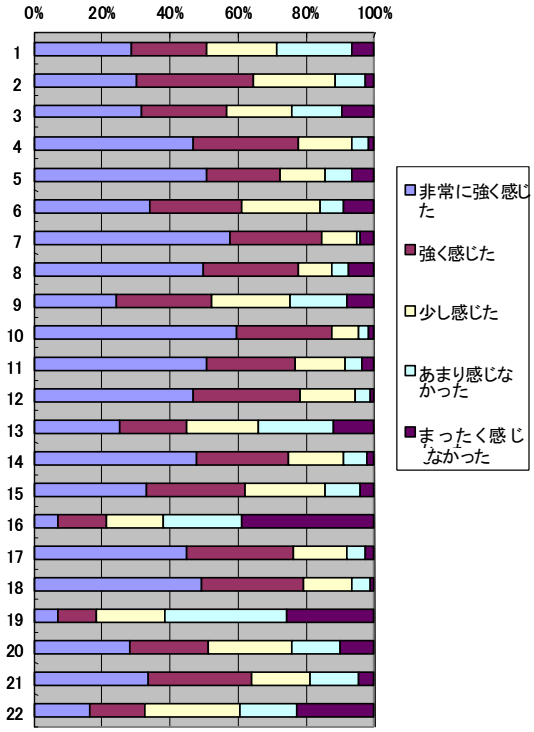
強く感じたと回答した被験者が多かった項目として、「家屋・家財・自動車・バイク等の資産を失ったことによる苦痛（設問 7)」、「雨量の状況の状況、河川の増水や避難に関する情報の不足による不安（設問 4)」、「余計な出費（代替用品等）による家計の苦しさ（設問 11)」、「ゴミ等による周辺の環境の不快感（設問 12)」、「再び水害が起こるのではないかといった不安（設問 18)」が挙げられる。

表-6.2　水害における精神的被害項目

不安や精神的な被害	非常に強く感じた	強く感じた	少し感じた	あまり感じなかった	全然感じなかった
(1)洪水による生命の危機や負傷に対する恐怖感	1	2	3	4	5
(2)家族や知人の安否に関する心配	1	2	3	4	5
(3)水防活動や浸水する前における家財の移動による疲労感	1	2	3	4	5
(4)雨量の状況、河川の増水や避難に関する情報の不足による不安	1	2	3	4	5
(5)自宅が浸水するかどうかの不安	1	2	3	4	5
(6)避難所生活の疲れ・ストレス	1	2	3	4	5
(7)家屋・家財・自動車・バイク等の資産を失ったことによる苦痛	1	2	3	4	5
(8)日ごろ、特に大切にしていたもの（思い出の品や貴重品）を失ったことによるショック	1	2	3	4	5
(9)レジャー等の余暇活動や地域活動、平時の家事活動ができないことによる不満	1	2	3	4	5
(10)清掃や片付けによる疲労感	1	2	3	4	5
(11)余計な出費（代替用品等）による家計の苦しさ	1	2	3	4	5
(12) ゴミ等による周辺の環境の不快感	1	2	3	4	5
(13)道路や鉄道､バス等の公共交通機関が使用できないことによる不自由	1	2	3	4	5
(14)ライフライン（電力・ガス・水道）の停止による不自由	1	2	3	4	5
(15)食料品や日常生活用品の不足による不自由	1	2	3	4	5
(16)子供の勉強が遅れる心配	1	2	3	4	5
(17)いつになったら普段の生活に戻れるかといった不安	1	2	3	4	5
(18) 再び水害が起こるのではないかといった不安	1	2	3	4	5
(19)今までのような近所付き合いができなくなったことへの不満（心苦しい等）	1	2	3	4	5
(20)水害前のような生活に戻れない不満や不安	1	2	3	4	5
(21)水への恐怖を感じるようになった	1	2	3	4	5
(22)引越を考えるようになった	1	2	3	4	5

また、家計属性と精神的被害の関係についても分析を行った。自宅の浸水被害と精神的被害の関係を見ると、概ね浸水被害が深刻なほど、精神的被害が大きいことが観察できた。家計年収と精神的被害の関係を見ると、「余計な出費（代替用品等）による家計の苦しさ（設問 11)」、「食料品や日常生活用品の不足による不自由（設問 15)」、「道路や鉄道、バス等の公共交通機関が使用できないことによる不自由（設問 13)」、「水害前のような生活に戻れない不満や不安（設問 20)」について、家計年収が増加するほど、精神的被害が減少する傾向が確認できた。これらの精神的被害に共通する特徴は、金銭的にカバーが可能なものに起因することである。したがって、精神的被害のうち、家計年収の大小

が影響を及ぼすものが存在する。このように、家計が精神的被害として認識するものの中には、金銭的被害と重複する部分が少なからず見出せる。したがって、CVM による支払い意思額の計測にあたっては、金銭的被害と精神的被害の二重計算に関して配慮することが必要である。



注）数字は、**表-6.2** で示す精神的被害項目と対応する

図-6.4　各設問に対する 100%積み上げグラフ

なお、家計人数と精神的被害の関係を見ると、「今までのような近所づきあいができなくなったことへの不満（設問 19)」において、一人暮らし家計の精神的被害が複数人家計と比較して大きくなっていることが観察できた。その他の項目については、必ずしも明確な関係を確認することができなかった。以上のように、精神的被害は家計が受けた被害や家計の構成、家計の経済的要因といった家計属性と密接に関連していることが確認できる。

6.4.　因子分析法を用いた精神的被害の分析

本研究では、アンケート調査から得られた被害項目を因子分析し、水害による精神的不安・恐怖等の被害要因を分類することによって、水害によってもたらされる家計の精神的被害構造を分析した。さらに、精神的被害の大きさに深く関係すると考えられる浸水深と精神的被害の大きさ（因子スコア）の関係について検討し、精神的被害額の大きさと浸水深の関係を表す構造モデルを作成している。そのために、家計の精神的被害を回避するための支払意思額について、浸水深の関数である精神的被害因子を説明変数とする重回帰分析モデルを作成した。

6.4.1 精神的被害の構造

浸水被害による精神的な被害を把握するため、調査対象家計の家計主に台風 23 号によって受けた精神被害の内容について、「洪水による生命の危機や負傷に対する恐怖感」、「日ごろ、特に大切にしていたもの（思い出の品や貴重品）を失ったことによるショック」などの 22 の項目を列挙し、それぞれの項目について、受けた被害の大きさを「非常に強く感じた」「強く感じた」「少し感じた」「あまり感じなかった」「全然感じなかった」の五段階の評価を行ってもらった。

このアンケート結果を基に**表-6.3** に示したような基準で因子分析を行い、**図-6.5** に示すような因子の解釈および各項目ごとの関連性を示したパス図を得ることができた。
この精神的被害の因子分析によって、精神的被害の内容として、①思い出などの喪失による精神的苦痛、②水害時の恐怖・危機感の２つがあることが分かった。

表-6.3　因子分析手法

内容		手法	備考（棄却条件等）
変数の選択		質問項目 22 個	因子抽出で因子への影響が小さい場合は項目を削除
因子抽出法	因子数	固有値 1.25 以上	
	手法	重み付けのない最小 2 乗法	・手法の差異をチェックする。 ・因子への寄与が小さい項目については、因子負荷量(Rw)を棄却基準に用いる。 ・棄却基準：Rw＜0.30、または 0.30 以上のものが 2 項目以上にわたっている項目
	回転方法	プロマックス回転（斜交回転）	
因子の解釈		因子に対応する項目等から因子名をつける	

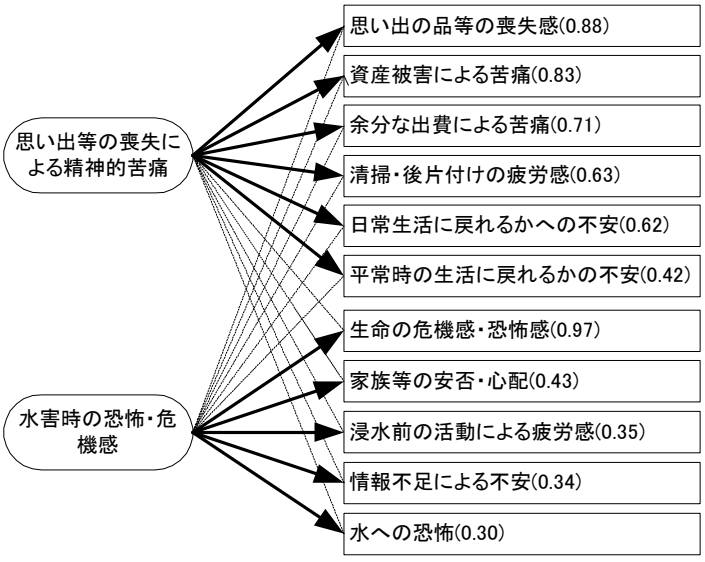


図-6.5　精神的被害の因子分析のパス図

この精神的被害を構成する因子項目ごとに、各サンプルの浸水深との関係を整理し、不安・恐怖・苦痛等の大きさが浸水深に応じてどのように変化するかについて分析した。**図-6.6** に浸水深と精神的被害の大きさの関係の１例を示すが、この図からは、1 階が水没するところから影響の大きさの分布形が変わっていることが分かる。これは、アルバムや思い出の品等の多くは家族が団欒する１階の居間等に置かれており、1 階が水没したことによって、思い出の品の多くが被害を受け、精神的苦痛を「非常に強く感じた」人の割合が大きくなったものと推察される。

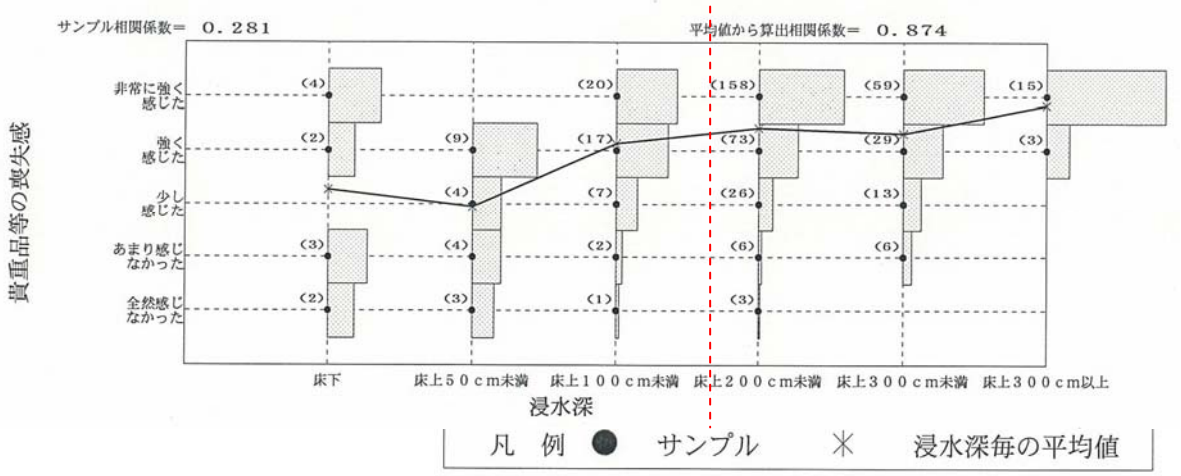


図-6.6　浸水深と精神的被害の大きさの関係の一例

このような浸水深と精神的被害の大きさについて相関関係が認められたことから、精神的被害内容と浸水深の関係を定式化した。精神的被害の大きさとして因子スコアを用い、その因子スコアと浸水深の関係について回帰式を求めた。この結果、思い出などの喪失による精神的苦痛（因子スコア：x_1）、水害時の恐怖・危機感（因子スコア：x_2）の大きさと浸水深h(cm)の関係は、(1)式及び(2)式に示すように求められた。

$$x_1 = 3.70\ln(h)\quad（相関係数：0.984）\qquad (1)$$

$$x_2 = 2.86\ln(h)\quad（相関係数：0.970）\qquad (2)$$

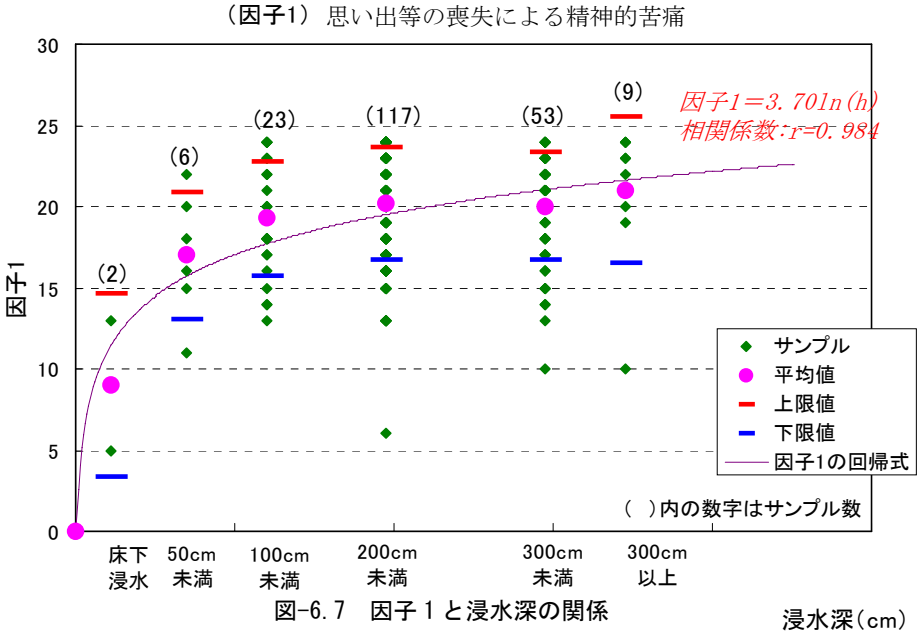


図-6.7　因子１と浸水深の関係

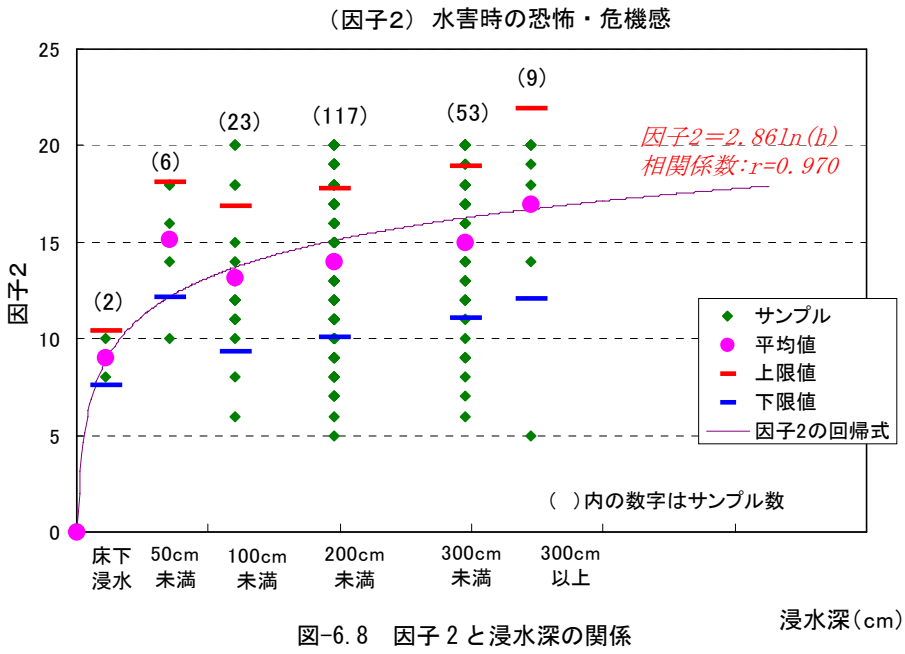


図-6.8　因子 2 と浸水深の関係

6.4.2　精神的被害構造のモデル化

アンケートでは、物的な被害が保険等ですべて補償されるとしても、精神的被害が残ると回答した家計は 93%であった。この精神的被害から開放される安心感を金で買えるとしたら、毎年いくら支払ってもよいかとする支払意思額（WTP）をダブルバウンド方式で質問しているので、そのデータを用いて賛同曲線を作り、ランダム効用モデルを用いて平均値等の算定を行った。

WTP は家計の収入によっても変化するが、ここでは平均的なものとして取り扱い、図-6.9 に示したように、因子分析で整理した二つの因子スコアと WTP の重回帰分析を行った。この結果、(3)式に示したように、思い出などの喪失による精神的苦痛について 1,080、水害時の恐怖・危機感について 1,895 という偏回帰係数を得ることができた。

$$WTP = 5873x_1 + 3375x_2 \qquad (3)$$

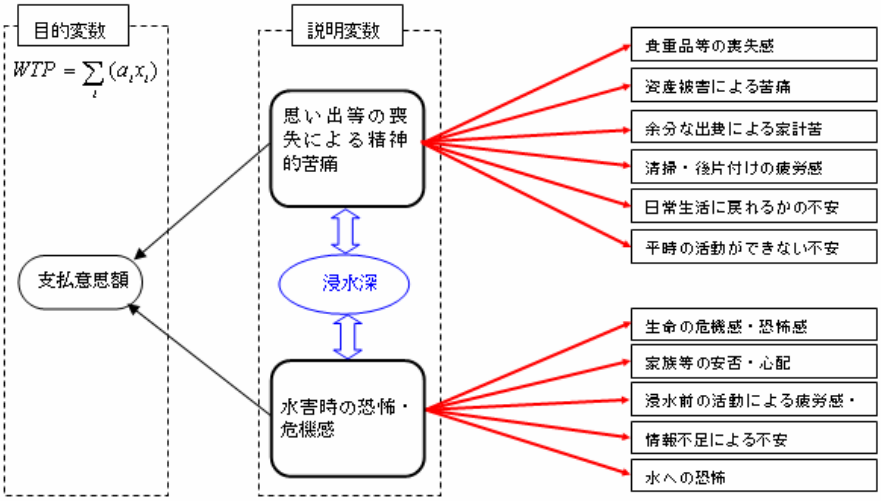


図-6.9　モデル化の概念図

モデルの適合度はR^2＝0.533 とある程度大きく、各変数のF値(t値の二乗)は 2.0 以上、有意水準（棄却基準は 0.05 以下）は若干大きいが、WTPを説明する変数として意味のある数値を示していると考えられる。

この(3)式と前述の(1)式及び(2)式から、精神的被害額と浸水深の関係が**図-6.10** に示すように求められる。

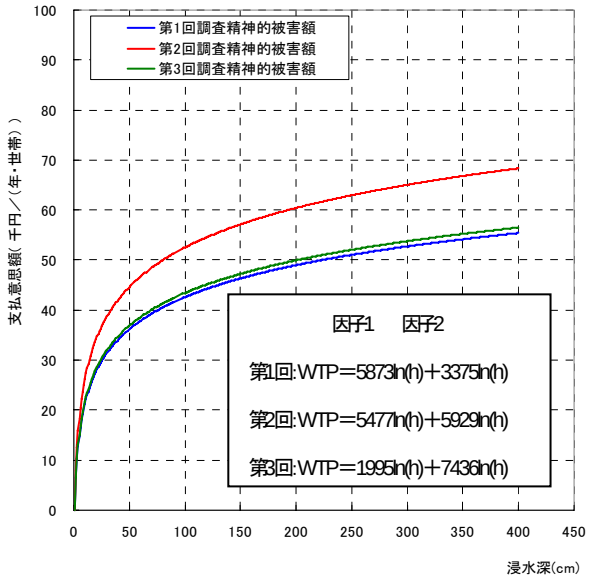


図-6.10　浸水深と精神的被害額の関係

この関係から、アンケート対象地域である豊岡市周辺の精神的被害に対する平均的な支払意思額を算定すると、思い出などの喪失による精神的苦痛について約 18,000 円、水害時の恐怖・危機感について約 29,000 円となる。水害時の恐怖感に関する支払意思額が思い出の喪失による支払意思額よりも 11,000 円程度高くなり、全体で 47,000 円程度である。これを被害額換算(年当たりの支払意思額を年率 4%で現在価値化する)にすると、１家計当たりで約 122 万円となり、一般資産被害額（家屋や家財被害の合計値）の約 7%程度の被害額となる。

6.4.3　精神的被害構造の時間的な変化

精神的被害構造の時間的変化と支払意思額の時間的な変化について調査を行うために、第 1 回目と同様に精神的被害の内容と支払意思額についてアンケート調査を行った。但し、例えば、「家族や知人の安否に関する心配」などの水害直後にしか発生しないような精神的被害項目は除外してアンケート調査を実施した。

なお、検討の対象とした家計のサンプルは、第 1 回調査～第 3 回調査すべてに回答した家計のみを対象としたため、有効サンプル数は 114 家計である。

図-6.9 に精神的被害に関する因子負荷量の変化を示したが、第 1 回調査と第 2 回調査を比較すると、第 1 回調査では、因子 1 として今まで蓄積してきた「思い出の品等の喪失による精神的苦痛」及び因子 2 として「水害時の恐怖・危機感」により精神的被害が大別できたが、第 2 回調査結果の因子付加量の変化から因子１として「日常生活に戻れ

るかへの不安」「平時の活動ができない不安」の割合が大きくなり、因子２として「情報不足による不安」「水への恐怖」の割合も増加している。いずれも時間が経過することにより、水害を受けた時点の明確なイメージが崩れ、輪郭の不明瞭な漠然とした再度災害への不安感へと構造変化してきていると捉えられる。

なお、第 2 回調査と第 3 回調査の因子負荷量を比較するとほとんど変化はないが、因子の大きさを示す固有値で比較すると、因子 2 の「水害への漠然とした不安・恐怖」は、時間が経つにつれて大きくなっており、被害構造は徐々に変化していると考えられる。

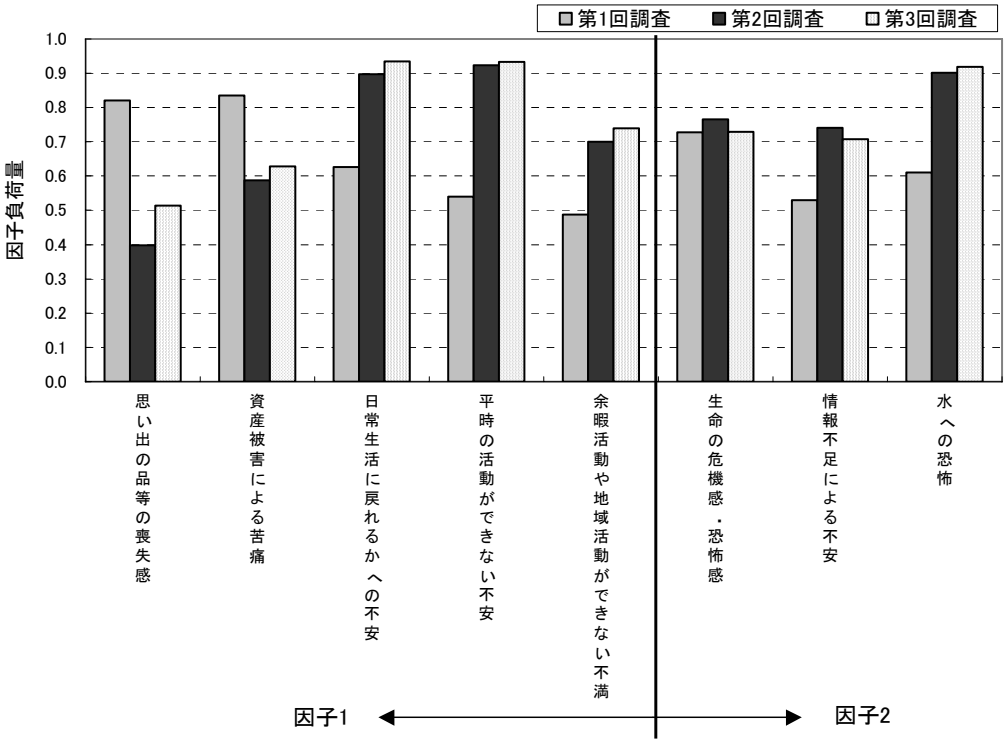


図-6.11　第 1～3 回調査の精神的被害構造と因子負荷量の関係

第 2 回調査と第 3 回調査の結果についても、第 1 回調査と同じように重回帰分析を用いた精神的被害構造のモデル化を行い、浸水深と精神的被害額の関係について関係式を求めて被害額の算定を行い、**表-6.4** に平均的な被害額の変化を示した。

表-6.4　精神的被害額の変化

精神的被害の因子	第 1 回調査 平成 17 年 3 月	第 2 回調査 平成 18 年 3 月	第 3 回調査 平成 18 年 11 月
	被害額 円／(年･家計)	被害額 円／(年･家計)	被害額 円／(年･家計)
(因子１) 思い出等の喪失や生活レベルの低下による精神的苦痛	31, 100	28, 900	10, 500
(因子２) 水害時や水害への漠然とした不安・恐怖	17, 900	31, 300	39, 200
計	49, 000	60, 200	49, 700

第 1 回調査と第 2 回調査の支払意思額の大きさを比べると、因子 1 についてはほとんど変化せず、因子 2 は大きくなる傾向を示している。また、第 2 回調査と第 3 回調査を比較すると、因子 1 は減少し、因子 2 は逆に大きくなる。この理由として、水害による生活レベルの低下といった被害は、時間とともにその生活に慣れ、被害は時間とともに減少すると考えられるが、不安・恐怖といった被害は、大雨や洪水が来るたびに当時の水害が頭をよぎり、なかなか忘れたり、消したりすることができないものと考えられる。

以上のようなことから、因子 1 に分類される「思い出の喪失等による精神的苦痛、生活レベルの低下による精神的苦痛」は、資産が有している効用を計測したものに近く、資産被害の一部であると捉えることが可能である。それ故に、時間的に減衰し小さくなると考えられ、因子 2 に分類される「水害時の恐怖・生命の危機感、再度災害への不安」が精神的被害の主たるものであると捉えることが合理的であると思われる。また、その被害額は約 40,000 円/(年･家計)である。

6.5.　精神的な被害の捉え方と算定方法に関する考察

6.5.1 精神的被害の定義

精神的被害の発生構造を**図-6.1** に示すような共分散構造モデルで表現しよう。図中の構成概念$\eta = (\eta^1, \ldots, \eta^n\eta)$は、水害により発生したストレスを意味している。ストレスは１つだけでなく、複数の構成概念で表現される場合もある。家計属性や水害の程度に応じて家計が生産するストレスの内容は異なる。共分散構造モデルの中で、モデル$\eta = C\ x$は、家計・水害属性$x = (x^1, \cdots, x^nx)$に基づいて、ストレスの発生内容や程度を表現するストレスの自己生産関数を表している。被災家計が生産したストレスは、観測不可能であり、観測可能な精神的被害の調査項目$y = (y^1, \cdots, y^ny)$を通じて、観測方程式$\eta = Ky$を通じて観測される。

いま、ある家計i が水害によりストレスη_iを生産したと考えよう。災害の有無の状態に関する家計i の間接効用関数は、平常時の所得水準M_iとストレスη_iに依存すると考え、$V_i(M_i, \eta_i)$と定義する。さらに、被災家計が被る精神的被害のみを計測するために、被災家計には損失した資産を回復するために補償金、保険金が給付されると考えよう。この時、被災後においても従前の所得水準が補償され、精神的被害のみを被ると考えた場合の家計i の期待効用水準EV_iを、

$$EV_i(M_i, \boldsymbol{\eta_i})$$

$$= (1 - p_i)V_i(M_i, \mathbf{o}) + p_iV_i(M_i, \boldsymbol{\eta_i}) \qquad (5.1)$$

と定義する。ただし、p_iは、治水事業を実施しない場合、被災家計i が再び同規模の水害が発生すると考える主観確率[20]を表している。つぎに、治水事業により、水害が発生する確率をゼロにすることができると考えよう。この時、水害によりストレスη_iを生産した

家計の、治水事業の実施に対する支払い意思額は、

$$EV_i(M_i - WTP(M_i, \boldsymbol{\eta}_i), \boldsymbol{\eta}_i) = V_i(M_i, \boldsymbol{\eta}_i) \tag{5.2}$$

を満足するような$WTP(M_i, \eta_i)$として定義できる。本研究では、以上で定義した支払い意思額を精神的被害と呼ぶこととする。

以上の支払い意思額の定義に関して、留意すべき点が 2 点ある。第１に、支払い意思額の定義式(5.2)の両辺に、平常時における所得水準M_iが用いられている点である。すなわち、水害においても、平常時における所得が維持されていることを前提としている。すなわち、精神的被害は、水害により発生する直接的被害であるが、精神的被害には資産の喪失による効用水準の低下は含まれない。したがって、CVMにより精神的被害を経済評価する場合、アンケート調査の被験者が資産の喪失により減少した所得水準が、給付金や保険金により平常時の水準に回復されるというシナリオを明確に認識しておくことが必要である。第２に、本研究でとりあげる実証分析では、現実に豊岡水害において被災した家計が生産したストレスη_iを用いている点である。過去に水害を経験しない家計が、ストレスη_iを正確に認識できるとは限らない。このため、水害に対する精神的被害の計測結果は、被験者の被災の経験や知識に大きく依存することになる。また、同一の被災家計であっても、時間の経過によってストレスの内容や程度は、その内容が増幅されたり、あるいは減少する可能性がある。それに応じて、家計が表明する精神的被害額も時間とともに、変化することになる。

6.5.2 定式化

前節に示した因子分析を用いた精神的被害額の算定では、精神的被害の構造の分析に曖昧性が残るので、本節では、豊岡水害による被災家計の精神的被害の構造を、共分散構造モデルの１つであるMIMICモデル（Multiple Indicator Multiple Cause Model）[17]を用いて定式化する。MIMICモデルでは、**図-6.1** に示すように、複数の観測変数によって構成概念（潜在変数）が規定され、その構成概念が複数の観測変数の原因となっていると考える。構成概念は実際には観測されないが、観測変数間に相関をもたらす潜在的な共通原因を表している。このように、構成概念の存在を仮定することにより、各被災家計が被った精神的被害の構造を明示的に表現することが可能になる。

MIMICモデルにおける家計の属性を表す変数をサイズ$(n_x \times 1)$の列ベクトルを$\boldsymbol{x}' = (x^1, \cdots, x^{n_x})$、精神的被害項目に対する回答をサイズ$(n_y \times 1)$の列ベクトル$\boldsymbol{y}' = (y^1, \cdots, y^{n_y})$として表す。ここで、（´）は、転置ベクトルであることを表している。ここで、期待値を 0 に規準化した観測変数ベクトル、

$$\boldsymbol{z}_x = \boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}_x \tag{5.3a}$$

$$\boldsymbol{z}_y = \boldsymbol{y} - \boldsymbol{\mu}_y \tag{5.3b}$$

を定義しよう。ただし、$\boldsymbol{\mu}_x$は、観測変数ベクトルxのj番目の構造変数x_jの期待値$\boldsymbol{\mu}_{xj}$を要素とするサイズ（$n_x \times 1$）を列ベクトル、$\boldsymbol{\mu}_y$は、観測変数ベクトルyのj番目の構造変数

x_jの期待値μ_{y_j}を要素とするサイズ（n_y ×1）を列ベクトルとする。ここで、z_xおよびz_yの期待値は 0 である。家計の構成概念をサイズ(n_η×1)の列ベクトル$\eta' = (\eta^1, \cdots, \eta^{n_\eta})$で表す。潜在変数の期待値は 0、分散は 1 に規準化している。

次に、構造変数ベクトルをtと表す。ただし、$t' = [\eta', z'_x, z'_y]$である。また、$u' = [\zeta', d', e']$は残差ベクトルであり、ζ、d、eは、それぞれ、構造変数ベクトルη、x、yに対応する残差ベクトルを表す。

このとき、精神的被害の発生構造を表す共分散構造モデルは、

$$t = \Theta t + u \tag{5.4}$$

のように表現できる。ここに、Θ は構造変数間の関係を示す係数行列である。MIMIC モデルでは、構成概念から構成概念への係数および観測変数から観測変数への係数はゼロであるので、係数行列Θ は、

$$\Theta = \begin{bmatrix} O & \Theta_d & O \\ O & O & O \\ \Theta_b & O & O \end{bmatrix} \tag{5.5}$$

と表される。ただし、Θ_dは、家計の属性ベクトルが構成概念ベクトルに与える影響を表す係数行列を、Θ_bは、構成概念ベクトルが精神的被害項目ベクトルに与える影響を表す係数行列である。ここで、MIMICモデルにおける未知パラメータ行列の非ゼロパラメータを一列に並べたパラメータベクトルをθと表そう。パラメータベクトルを構成するパラメータは、図-6.12 に示した残差ベクトルの分散及び共分散を用いて表現できる。

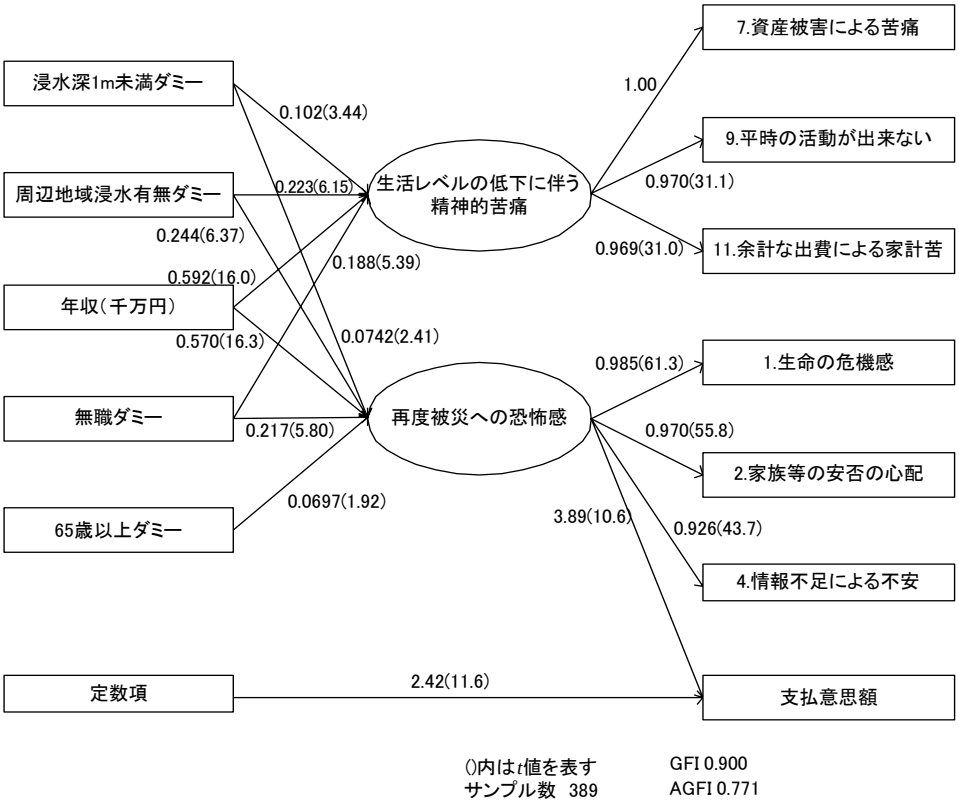


図-6.12　精神的被害の構造モデル

6.5.3 モデルの推計方法

逆行列T = (I −Θ)$^{-1}$の存在を仮定すれば、式(5.4) を、

$$\boldsymbol{t} = \boldsymbol{T}\boldsymbol{u} \tag{5.6}$$

と書き換えることができる。ここで、ゼロ行列と単位行列を横に並べたサイズ($n_x + n_y$) ×($n_f + n_x + n_y$)の矩形の定数行列G = [0, I] を定義すれば、

$$\boldsymbol{v} = \boldsymbol{G}\boldsymbol{T}\boldsymbol{u} \tag{5.7}$$

となる。ただし、v は、期待値 0 で規準化された観測変数で構成された観測変数ベクトル、すなわちv´ = [z´$_x$, z´$_y$] である。ここで、観測変数ベクトルをw = [x´ , y´] と表そう。また観測変数の期待値で構成したベクトルをμ´ = [μ´$_x$, μ´$_y$] と表そう。このとき、観測変数の共分散構造は、

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\Sigma} &= E[(\boldsymbol{w}-\boldsymbol{\mu})(\boldsymbol{w}-\boldsymbol{\mu})'] \\ &= E[\boldsymbol{v}\boldsymbol{v}'] \\ &= E[\boldsymbol{G}\boldsymbol{T}\boldsymbol{u}(\boldsymbol{G}\boldsymbol{T}\boldsymbol{u})'] \\ &= \boldsymbol{G}\boldsymbol{T}\boldsymbol{\Sigma}_u\boldsymbol{T}'\boldsymbol{G}'\end{aligned} \tag{5.8}$$

である。ここで、観測変数の共分散行列Σは、パラメータθを用いて構造化されていることを明示的に示すために、Σを Σ （θ）と表記しよう。構造方程式モデルでは、観測変数wが多変量正規分布にしたがっているものと仮定する。いま、家計i のデータ（観測変数） $\bar{w}_i$ = [$\bar{x}_i$, $\bar{y}_I$] が利用可能であると考えよう。パラメータμ, θ を所与として、観測変数の組$\bar{w}_i$ = [$\bar{x}_i$, $\bar{y}_I$]が観測される確率は、

$$\begin{aligned}f(\bar{\boldsymbol{w}}_i|\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\theta}) &= (2\pi)^{\frac{-n}{2}}\,|\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})|^{-\frac{1}{2}} \\ &\exp\left[-\frac{1}{2}(\bar{\boldsymbol{w}}_i-\boldsymbol{\mu})'\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}(\bar{\boldsymbol{w}}_i-\boldsymbol{\mu})\right]\end{aligned} \tag{5.9}$$

と表される。 μは、サイズ(n_x +n_y) × 1 の観測変数wの期待値ベクトルを表す。このとき、すべての観測変数の組$\bar{w}$ = {$\bar{w}_i$ (i = 1,…, I) }が同時に生起する確率密度関数（尤度関数）は、

$$\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{w}},\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^{I} f(\bar{\boldsymbol{w}}_i|\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\theta}) \tag{5.10}$$

と表せる。対数尤度関数は、

$$\begin{aligned}\ln[\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{w}},\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\theta})] &= \sum_{i=1}^{I}\ln f(\bar{\boldsymbol{w}}_i|\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\theta}) \\ &= \frac{N}{2}\ln|\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}| \\ &\quad -\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{I}[(\bar{\boldsymbol{w}}_i-\boldsymbol{\mu})'\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}(\bar{\boldsymbol{w}}_i-\boldsymbol{\mu})] \\ &\quad +\text{パラメータのない項}\end{aligned} \tag{5.11}$$

となる。若干の計算の結果、最尤推定法のための目的関数（適合度関数）は、

$$f_{ML} = -\mathrm{tr}(\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}\boldsymbol{S}) + \log|\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}| \tag{5.12}$$

のように変形できる（付録参照）。ただし、Sは、標本分散行列であり。

$$\boldsymbol{S} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{I}(\bar{\boldsymbol{w}}_i-\hat{\boldsymbol{w}})(\bar{\boldsymbol{w}}_i-\hat{\boldsymbol{w}})' \tag{5.13}$$

と定義される。$\hat{w}$は、w_iに関する標本平均である。式(5.12)を最大にするようなパラメータ値θの最尤推定量は、

$$\frac{\partial f_{ML}}{\partial\theta_k} = 0 \ for\ all\ \theta_k \tag{5.14}$$

を同時に満足する量なパラメータ$\hat{\theta}$として与えられる。ただし、θ_kは、パラメータベクトルの各要素を示す。

6.5.4　モデルの推計

豊岡水害に関する実態調査の結果、回収した 650 サンプルが全ての設問に回答しているわけではない。さらに、MIMIC モデルの推計結果を用いて CVM 分析を行うことから、サンプルとして採用したものは、１）CVM に関する設問に回答しているもの、２）年齢・職業・住居形態・家計人数・年収に関する設問のすべてに回答しているものとした。この結果、MIMIC モデル、および CVM モデルの推計の双方に、同時に利用可能な総サンプル数は 389 個である。

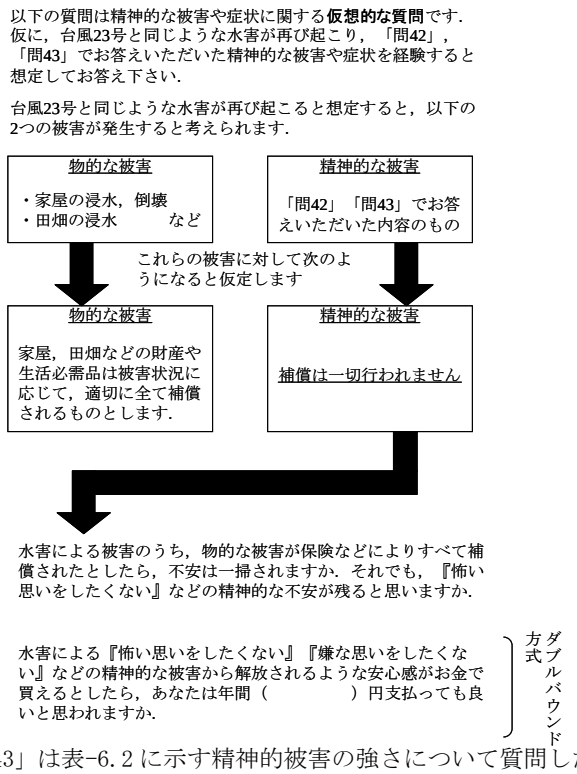
精神的被害の発生構造として、網羅的に MIMIC モデルを構成し、その中からもっとも推計精度が高くなるような変数とモデル構造を最終的に選択した。その結果、**図-6.12** に示すような MIMIC モデルが、最終的に選択された。その結果、水害が家計にもたらすストレスを表す構成概念として、１）「生活レベルの低下に伴う精神的苦痛」２）「再度の被災への恐怖・危機感」の２つが抽出された。同図中には、各パラメータ値および対応する t 値が記載されている。これより、すべての変数に対して t 値は 2.0 以上であり、有意水準 95%で説明変数の説明力を保証できる。また、MIMIC モデル全体の推計精度を表す GFI(Goodness of Fit index)は、

$$GFI = 1 - \frac{\mathrm{tr}\{(\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}\boldsymbol{S}-\boldsymbol{I})^2\}}{\mathrm{tr}\{(\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}\boldsymbol{S})^2\}} \tag{5.15}$$

の値は 0.887 である。また、自由度を補正した修正適合度指標 AGFI(Adjusted Goodness of Fit Index)は、

$$AGFI = 1 - \frac{n(n+1)}{2df}(1 - GFI) \tag{5.16}$$

は 0.759 である。ただし、n はパラメータ数、df は自由度である．本研究では合計 11 個の変数を用いており、良好な推計精度であると判断できる[17]。図中に記載されているように、全てのパラメータの値が正となっている。MIMICモデルでとりあげた家族属性、被災状況を表す変数は、高齢者（65 歳以上）を表すダミー変数を除いて、いずれも２つの構成変数に有意な影響を及ぼすことが理解できる。しかも、所得の高い家計ほど、構成変数の値が大きいことは特筆すべきであろう。所得の大きい家計は、水害で喪失した資産も大きく、これらの被災家計が認知した精神的被害も大きいことが推察できる。以上のMIMICモデルから、被災家計は「生活レベルの低下による精神的苦痛（構成変数１と呼ぶ）」、「再度の被災への恐怖・危機感（構成変数２と呼ぶ）」という２種類のストレスを生産することが理解できる。このうち，前者は資産喪失に伴う金銭的被害を厚生水準の低下として評価したものである。「生活レベルの低下による精神的苦痛」というストレスを抑止するための支払い意思額の中には、水害により喪失した資産額も含まれ、資産被害額の二重計算となる可能性がある。6.5.1 では、精神的被害を「物的資産の喪失に伴う金銭的被害を補償したとしても、なお残存する水害に対する危機感・恐怖感による精神的な不快感」として定義している。したがって，CVMを用いて精神的被害を評価する際には、「再度の被災への恐怖・危機感」というストレスのみに起因して生じる精神的被害を分離計測することが望ましい。



注)「問 42」「問 43」は表-6.2 に示す精神的被害の強さについて質問した設問番号である。

図-6.13　CVM 調査票

6.5.5 支払意思額の推計

図-6.13 に示すようなアンケートシートを作成し、二段階二項選択法（double-bounded dichotomous choice）により、被災家計の精神的被害を軽減するための WTP（willingness to pay, 支払い意思額）を尋ねた。本調査で尋ねた WTP は、精神的被害を軽減することによる補償オプション価値を示している。防災投資を行わない場合に被る精神的な被害のシナリオを明確に定義するために、台風 23 号で受けた精神的な被害を再度経験することを前提とした。また、アンケート調査では、精神的被害に限定して支払い意思額を求めるために、水害により喪失した資産は、すべて給付金や保険金等によって補償されることを前提としている。

被災家計の精神的被害額を表す WTP を、ランダム支払い意思額モデルを用いて推計しよう。その際、アンケート調査において、被災家計が「水害で被った金銭的被害がすべて補償される」というシナリオ（以下、金銭的補償仮定と呼ぶ）を正確に理解しているかどうかが問題となる。CVM 調査において、水害の再来に対する恐怖・危機感に基づいた精神的被害のみを分離計測できたかどうかを検討するために、仮想的な支払い意思額モデル（モデル１）を、

$$WTP_i = b_0 + b_1\eta_i^1 + b_2\eta_i^2 + \varepsilon_i \tag{5.17}$$

と定式化した。ここに、b_0, b_1, b_2は未知パラメータ、ε_iは平均 0、分散σ^2のロジスティック分布に従う確率変数である。また、η_i^1 、η_i^2 は、それぞれMIMICモデルを用いて評価した被災家計 i の構成変数 1､2 の推計値である。モデル１のパラメータを最尤推定法によって推計した結果を$\hat{b}_0$, $\hat{b}_1$, $\hat{b}_2$と表そう。なお、ダブルバウンド法による支払意思額関数(5.17）の推計方法については、参考文献[22)]を参照されたい。もし、被災家計が金銭的補償仮定を十分に認識していたとき、被災家計の精神的被害は、構成変数２のみを用いて評価できるはずである。そこで、被災家計が金銭的補償仮定を十分に認識していたかどうかを仮説検定するために、以下のような帰無仮説H_0と対立仮説H_1を設けることとする。

$$\begin{cases} H_0 & \hat{b}_1 = 0 \\ H_1 & \hat{b}_1 \neq 0 \end{cases} \tag{5.18}$$

被災家計が金銭的補償仮定を認識していたとき、支払い意思額モデル(5.17）において $b_1 = 0$ が成立しなければならない。モデル１の最尤推定法で推定した結果を表-6.5 に示している。パラメータb_1の最尤推計値は - 0.636 となり、十分小さい値となっている。また、t －値は - 0.886 であり、帰無仮説H_0を有意水準 1%で棄却できない。すなわち、被災家計は金銭的保証仮定を十分に認識しているという帰無仮説を棄却できない。

そこで、改めて生活レベルの低下に伴う精神的苦痛η_i^1を除いたランダム線形支払い意思額モデル（モデル２）、

$$\overline{WTP}_i = \beta_0 + \beta_2\eta_i^2 + \bar{\varepsilon}_i \tag{5.19}$$

を考えよう。モデル２の推計結果を**表-6.5** に併記している。推計結果は、パラメータの

符号条件を満足している。なお、本推計結果を、先に示した精神的被害の構造を示す**図-6.12** にも併記している。また、同表には、モデル 2 を用いて推計した支払い意思額の平均値および中央値を推計した結果も示している。

表-6.5　モデル推計結果

モデル 1		
説明変数	パラメータ値	t値
定数項b_0	2.44	11.9
生活レベルの低下b_1	-0.636	-0.886
再被災への不安感b_2	5.02	7.11
モデル 2		
定数項β_0	2.42	11.6
再被災への不安感β_2	3.89	10.6
サンプル数	389	
対数尤度	-681.0	
尤度比	0.315	
平均値	44,679円	
中央値	44,398円	

以上のことから、水害による精神的な影響として、所得の低下による生活レベルの低下と、水害の再来に対する恐怖という 2 種類のストレスが発生する。しかし、CVM 調査において、所得の低下という金銭的被害が給付金や保険金等により完全に補償されるというシナリオを想定しているため、以上のモデルで推計した支払い意思額は、主として水害の再来に対する恐怖というストレスでもたらされる精神的被害を表現していることが理解できる。さらに、**図-6.12** をみれば、精神的被害の構造のなかの個人属性（同図中の左側の項目）が支払い意思額に及ぼす影響についても考察することができる。すべての説明変数が潜在変数「再度の被災への恐怖・危機感」に影響を及ぼし、さらにこの構成変数が支払い意思額に影響を及ぼしている。しかも、これらのパラメータが正の値をとっており、符号条件を満足している。この結果から、浸水深が低い家計、周辺地域が浸水すると予想した家計、年収が高い家計、無職者、高齢者ほど、精神的被害を軽減するために必要な措置に対する支払意思額が大きいことがわかる。

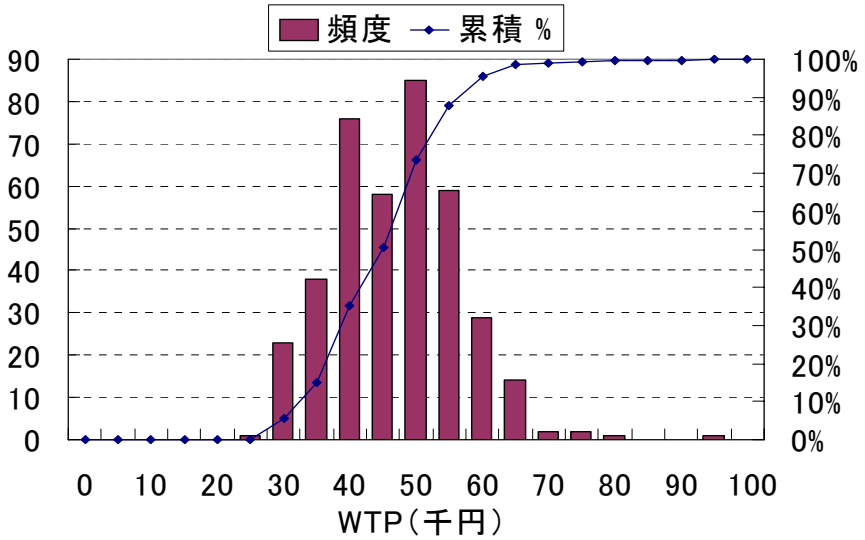


図-6.14　WTP の分布状況

最後に、**図-6.14** には、各被災家計の支払い意思額（精神的被害額）の推計値の分布状

態を示している。支払い意思額は、１年当たり約 2 万円から 7 万円の範囲で分布している。以上の１年当たりの支払い意思額の平均値を求めると 44,679 円となる。また、支払い意思額の中央値は 44,398 円である。以上の支払い意思額は、資産被害とは独立して発生する精神的被害額を表している。これより、豊岡水害で被災家計が被った精神的被害は、決して少ない金額ではなかったことが理解できる。

6.5.6 若干の留意事項と今後の課題

本研究では、精神的被害を、水害直後（半年）の時点において、将来再来するかも知れない同様の水害において、再び精神的被害を被らないことに対する被災家計の支払い意思額として定義している。水害後の時点において精神的被害を計測しているものの、支払い意思額としては将来時点における水害の発生の抑止に対する補償オプション価格として定義している。しかし、精神的被害額の測定方法として、たとえば「水害で被った精神的被害が解消されるとすれば、いくら支払う意思額あるか」という設問を通じて、事後の時点で定義される等価変分として精神的被害を直接計測する方法も考えられる。しかし、被災者に直近の水害被害に対する補償額を直接尋ねる方法を採用した場合、「より多くの補償額を求めよう」とする戦略的バイアスが発生することから、支払い意思額が過大に推計される可能性を否定できない。このため、本研究では、精神的被害額を被災時点で将来の水害による精神的被害を抑止するためのオプション価格として定義するという間接的な方法を採用していることを断っておく。当然のことながら、オプション価格として測定された精神的被害額が、水害後（事後）の時点で計測される消費者余剰、あるいは等価（補償）変分と一致する保証はない。また、オプション価格は、被災後の時点で形成されたストレスに対して定義されたものである。被災時点から、時間が経過するに従って、ある特定のストレスが増幅されたり、あるいは、忘却効果のために被災家計が生産するストレスが次第に低減する可能性も大きい。したがって、オプション価格として測定される精神的被害額が、時間を通じて安定性を有するとは考えにくい。このため、被災家計に対して、異時点における精神的被害を追跡的に分析することで、精神的被害額の時間的安定性を分析することが必要である。また、水害直後の時点では、被災者は、水害で被った被害の実態や精神的影響に関して、記憶も鮮明である。当然のことながら、このような被災者を対象として、精神的被害額を計測すると、平常時の家計に対して精神的被害額を計測した結果も被害額は大きくなることが予想される。治水事業の費用便益分析において用いる精神的被害額として、平常時の家計、あるいは被災家計のいずれを対象として計測した精神的被害額を用いるべきかに関しては議論の余地があろう。しかし、平常時の家計は、水害で発生するストレスに関する明確な知識を持ちえない。このような家計を対象として計測した精神的被害額は、信頼性の観点で問題がないとは言えない。現実の被災家計に対して計測した精神的被害は、それが実体験に基づいて計測されたものであり、今後精神的被害額を検討する１つの重要な知見を提供しうるものと考える。

6.6.　結　言

本研究では、水害による被災家計が被る精神的被害を因子分析法と CVM 及び共分散構造モデルと CVM を用いて検討を行った。その結果、両手法とも精神的被害は再度災害への不安が大きな比重を占め､被害額として約 40,000 円/家計程度であることが判明した｡また、水害による精神的被害構造を詳細にとらえることができる共分散構造モデルを用いた支払意思額の分析では、個人属性（**図-6.12** の左側の項目）が支払い意思額に及ぼす影響が無視できないことが分った。特に、年収が高い家計や高齢者ほど、精神的被害を軽減するために必要な措置に対する支払意思額が大きいことがわかるなどの特徴的な結果が得られた。

上述したようなことから、因子分析法によって大まかな精神的被害の構造と支払意思額の把握は可能であるものの、詳細な精神的被害の構造について分析するためには、共分散構造モデルを用いた分析を行うことが望ましいことが分る。また、精神的被害の構造を普遍化し、精神的被害額を算定するためには、豊岡の調査事例だけでなく他の地域の水害を対象とした継続的な研究が必要であると思われる。なお、このような研究を継続することによって､精神的な被害の構造が明確になり､ハード施設整備の経済的な効果だけでなく、今まで経済的な効果が計測されてこなかったソフト対策の経済的な効果も計測できるようになると推察されるので、継続的な研究の意味は大きいと思われる。

今回の共分散構造モデルを用いた分析では、浸水深に対する影響が見られなかったので、この影響についても他の事例を分析して、継続的な検討を行うことが望ましいのではないかと思われる。但し、精神的被害を軽減するための支払意思額は、被災前の補償オプション価値を表しており、事前に浸水深が想定できない段階では、浸水深の影響を受けないとの考え方もあるので、被災シナリオの設定と支払意思額の関係についても併せて整理を行うことが重要である。

また、因子分析法による分析では、水害後の時間経過によって精神的被害の構造が変化する傾向が見られたので、共分散構造モデルを用いて精神的被害額の計測結果の時間的安定性等に関する分析を蓄積していくことも必要であると考えられる。

今後、本研究で提案した方法論を発展させ、治水事業による精神的被害の低減効果を、治水事業の費用便益分析の実務に反映させていくためには、**6.5.6** で言及したような計測方法の高度化が必要である。すなわち、精神的被害の集計化と精神的被害の時間的変化に関する基礎的な知見の蓄積が不可欠である。

【付録　式(5.11) の導出】

式(5.11)におけるμの最尤推定量が、標本平均$\hat{\bar{w}}$ に一致する[17]。したがって、式(5.11)を展開すれば、

$$\ln[\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{w}},\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\theta})] = \frac{N}{2}\ln|\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}| - \frac{1}{2}\mathrm{tr}\left[(\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{I}(\bar{\boldsymbol{w}}_i-\hat{\boldsymbol{w}})(\bar{\boldsymbol{w}}_i-\hat{\boldsymbol{w}})'\right] + \text{パラメータのない項}$$

$$= \frac{N}{2}\left[\mathrm{tr}(\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}\boldsymbol{S} - \ln|\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}|\right] + \text{パラメータのない項}$$

となる。バラメータを含まない項は、対数尤度関数の最大化問題の解に影響を与えないので、適合度関数は式(5.12) のように表すことができる。

【参考文献】

1)　国土交通省河川局：治水経済調査マニュアル（案), 2000.

2)　井堀利宏：リスク管理と公共財供給, 清文社, 2004.

3)　例えば, 多々納裕一, 高木朗義編著：防災の経済分析, 勁草書房, 2005.

4)　Hausman, J.A.：*Contingent Valuation: A Critical Assessment*, North-Holland, 1993.

5)　Johansson, P.-O.：*The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits,* Cambrdige University Press. 1987.

6)　竹谷修一, 糸井川栄一, 岩見達也, 栗山浩一, 合田恵宣, 藤川学, 塩谷貴教：CVM を用いた防災投資効果計測の試行, 地域安全学会論文集, No. 2, pp. 145-152, 2000.

7)　鷲田豊明：環境政策と一般均衡, 勁草書房, 2004.

8)　高木朗義, 上田孝行, 森杉壽芳, 西川幸雄, 佐藤尚：立地均衡モデルを用いた治水投資の便益評価手法に関する研究, 土木計画学研究・論文集, No. 13, pp. 339-348, 1996.

9)　上田孝行：防災投資の便益評価－不確実性と不均衡の概念を念頭において, 土木計画学研究・論文集, No. 14, pp. 17-34, 1997.

10)　肥田野登：環境と社会資本の経済評価, ヘドニック・アプローチの理論と実際, 勁草書房, 1997.

11)　横松宗太, 小林潔司：防災投資による物的被害リスクの軽減便益, 土木学会論文集, No. 660/IV-49, pp. 111-123, 2000.

12)　Green C. H. and Penning-Rowsell E. C: Evaluating the intangible benefits and costs of a flood alleviation proposal, *Journal of the Institute of Water Engineers and Scientists*, 1986.

13)　Tunstall S., Bossman-Aggrey P., Waltham and Thornwood: Essex:An Assessment of the Effects of the Flood of 29th July, 1987 and the Benefits of Flood Alleviation,

Flood Hazard Research Centre, 1988.

14) 栗城稔,今村能之,小林裕明:水害の精神的影響の経済的評価,自然災害科学,Vol.15-3, pp. 231-240, 1997.

15) 高木朗義, 大國哲, 阪井宣行：洪水による精神的被害の構造分析とその金銭的評価に関する実証的研究, 河川技術に関する論文集, Vol. 6, pp.225-230, 2000.

16) 田崎栄一郎:あいまい理論による社会システムの構造化,数理科学,No. 191, pp.54-66, 1979.

17) 例えば, 豊田秀樹：共分散構造分析[入門編], 朝倉書店, 1998.

18) 因子分析法通論：浅野長一郎, 共立出版, 1972

19) Lazarus, R. S., Folkman, S: ***Stress, Appraisal, and Coping.*** Springer, New York, 1984.

20) Auscombe, F. J. and Aumann, R.J: A definition of subjective probability, ***Annals of Mathematical Statistics,*** Vol. 43, No. 1, pp. pp. 199-205, 1963.

21) Rosen, S.: Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy* , Vol. 82, pp. 34-55, 1974.

22) 例えば, 栗山浩一：環境の価値と評価手法, 北海道大学図書刊行会, 1998.

7. 豊岡市周辺の水害被害額についての考察

7.1. 緒　言

前章までにおいて、流動性被害の評価手法及び精神的被害の構造と評価手法について考察を行った。本章では、それらの手法を適用した治水経済便益の評価を行うための流動性被害と精神的被害についてのケーススタディを行い、既往の治水経済調査の結果と比較することにより、本研究の意義について考察を行うこととする。

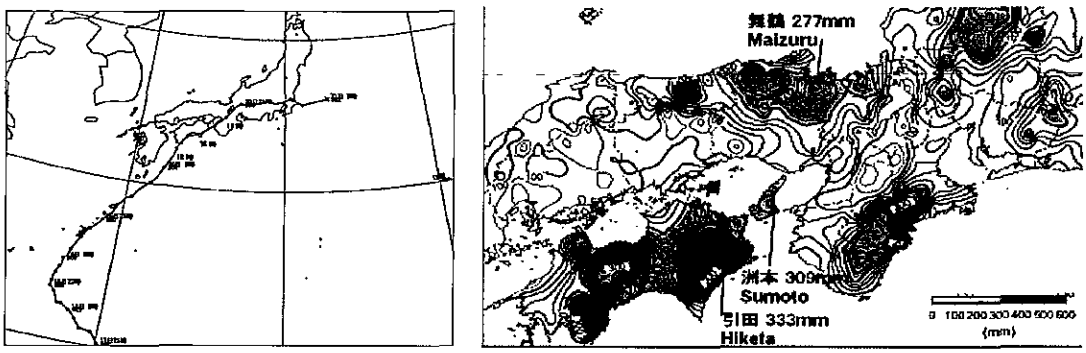
以下、7.2.では本研究においてアンケートパネル調査の対象地域として選定した円山川沿川の平成16年10月洪水と被害の概要について概観し、7.3.では本研究の基礎的なデータとなっているアンケート調査結果の概要について述べ、7.4.ではケーススタディを行うために実施した二次元不定流氾濫解析モデルの妥当性の検証を行う。また、検証を行った二次元不定流氾濫解析モデルを用いて、治水経済調査マニュアル(案)による便益評価手法による一般資産被害等について検討を行う。7.5.では二次元不定流氾濫解析モデルを用いて、確率規模毎の一般資産被害額と流動性被害額及び精神的被害額の評価を行うとともに、一般資産被害額と伝統的リスクプレミアムと流動性被害、精神的被害の関係についても評価を行い、7.6.ではそれらの結果についてとりまとめを行う。

7.2. 2004年円山川水害の概要

7.2.1 台風23号の概要と円山川の被害状況

10月13日にマリアナ諸島近海で発生した台風23号は、18日に超大型で強い勢力を保ちながら沖縄の南海上を北上し、20日13時頃大型で強い勢力のまま高知県土佐清水市付近に上陸した後、18時前大阪府泉佐野市付近に再上陸した。図-7.1に台風23号の進路と日雨量の等雨量線図を示す。

この台風によって円山川流域では、立野地点上流域の流域平均雨量が242mmを記録するなど戦後最大規模の豪雨となった。図-7.2に、平成16年台風23号による円山川下流域の浸水実績図と破堤箇所を示す。この水害で、浸水面積4,083ha（戦後第3位)、浸水家計数7,944家計（戦後第2位）と非常に大きな被害が生じた。



※www.disaster-i.net より引用

図-7.1　台風23号の進路（左）と日雨量の等雨量線図（右）

図-7.2　台風23号による円山川下流域の浸水実績図

(1) 雨量

円山川流域の基準地点を図-7.3に、その上流域の流域平均雨量を表-7.1に示す。また、立野上流域における台風23号と既往洪水の比較を図-7.4に示す。これより、12、24時間雨量は戦後最大であり、2日雨量においても戦後3位と、非常に大きな洪水であったことがわかる。

表-7.1　台風23号による円山川流域平均雨量

(単位:mm)

河川名	地点名	流域面積 (km^2)	時間雨量					日雨量		
			1時間	3時間	6時間	12時間	24時間	19日	20日	2日合計
円山川	上小田	700	26	75	134	187	220	50	211	261
円山川	立野	1,115	29 (1/10)	82 (1/20)	146 (1/70)	206 (1/80)	242 (1/60)	47	231	278 (1/35)
出石川	弘原	200	38	103	183	253	287	41	274	315 (1/40)
奈佐川	宮井	37	35	94	160	218	252	40	244	284
円山川	河口	1,300	29	81	146	205	239	46	229	275

( ) は昭和32年から平成16年までの統計処理による確率評価

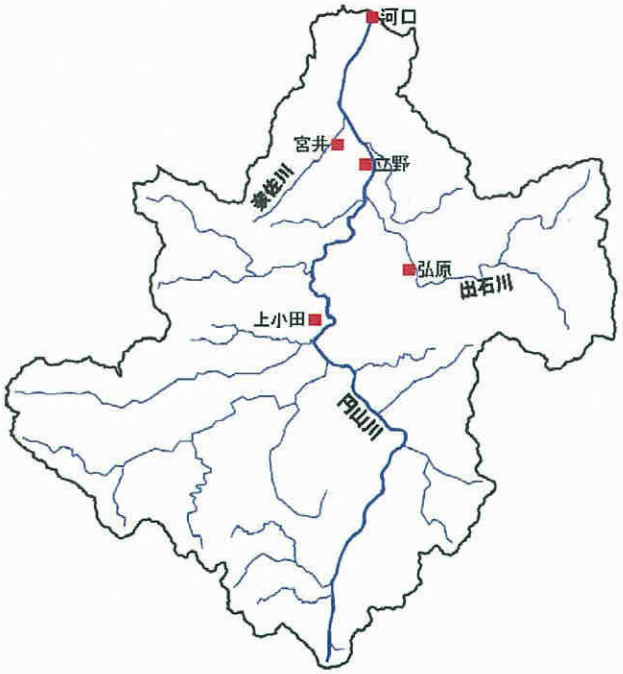


図-7.3　円山川流域の基準地点

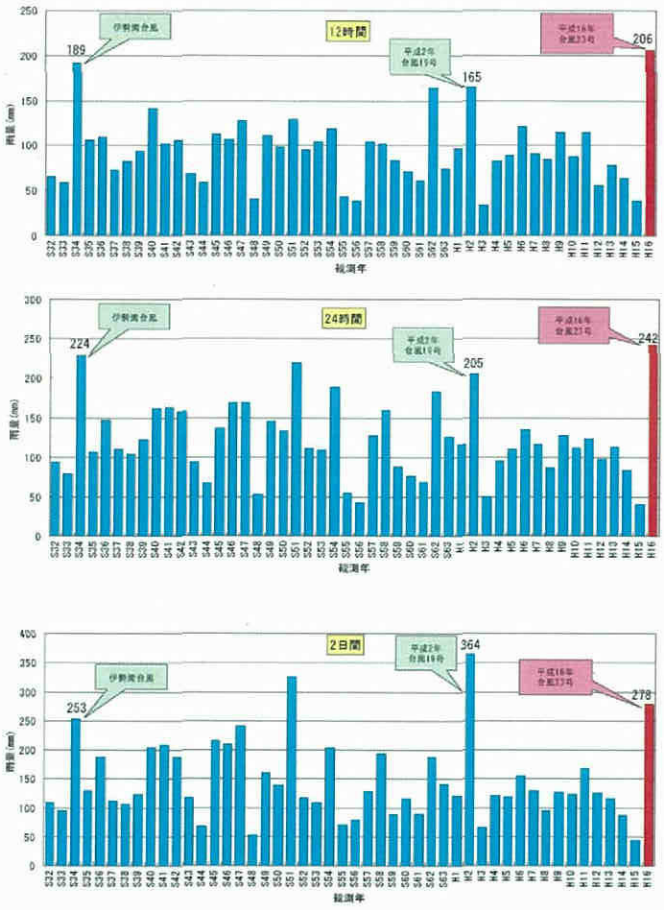


図-7.4　立野上流域流域平均雨量の台風 23 号と既往洪水の比較

(2) 水位

図-7.5 (1) に円山川本川破堤地点付近の立野観測所、 図-7.5 (2) に出石川破堤地点直上流の弘原観測所の水位ハイドログラフと既往洪水との比較を示す。2 地点の破堤原因は越水が原因であった。観測所水位をみても両者とも H.W.L を超えており、既往洪水と比較しても今回の出水の水位は戦後最大であった。

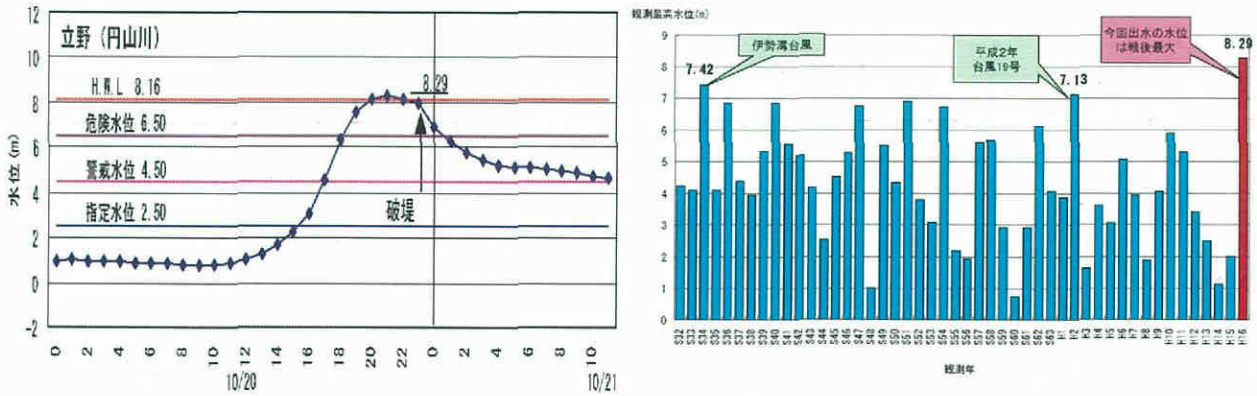


図-7.5 (1)　立野（円山川）水位観測所における台風 23 号のハイドログラフと既往洪水の最大水位の比較

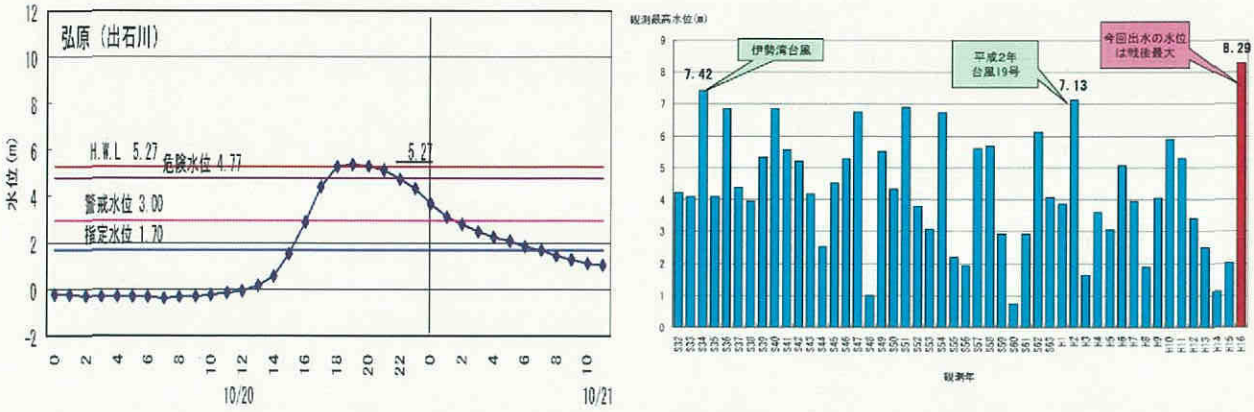


図-7.5(2)　弘原（出石川）水位観測所における台風23号のハイドログラフと既往洪水の最大水位の比較

(3) 豊岡市における水害被害

この出水により、円山川右岸 13.2km 付近において長さ 150m にわたる破堤、出石川左岸 5.4km 付近において長さ 100m にわたる破堤が発生し、豊岡市（旧豊岡市、旧城崎町、旧日高町、旧出石町）は甚大な被害を受けた。**表-7.2** に豊岡市の浸水被害状況を示す。また、**図-7.6(1)**，**図-7.6(2)** に当時の家屋被害状況写真を示す。**表-7.2 を見ると**、死者は 5 名発生しており、規模の大きい洪水であったことが伺える。また、住家被害の欄に注目すると、全壊、大規模半壊、半壊した家計数が非常に多く、当時の被災した家屋の写真と見比べれば、破堤による家屋の損傷、あるいは大きな浸水深による家屋へのダメージが凄まじかったことが伺える。

表-7.2　豊岡市の一般被害状況

旧市町村名	浸水面積（ha）	人的被害（人）			住家被害（戸）					
		死者	負傷者		全壊	大規模半壊	半壊	一部損壊	床上浸水	床下浸水
			重傷	軽傷						
豊岡市	2,420	1	19	27	231	849	2,081	200	278	2,208
城崎町	232				1	6	139	21	125	311
日高町	644	2	3		55	143	287	8	66	475
出石町	717	2	1	1	34	77	130	21	53	145
計	4,083	5	23	28	321	1,075	2,637	250	522	3,139

平成17年3月31日現在（兵庫県調べ）

図-7.6(1)　豊岡市内（円山川）の被災状況

図-7.6(2)　鳥居地区内（出石川）の被災状況

7.2.2　豊岡市周辺の過去の水害被害の概要

豊岡市周辺の過去の大きな水害被害を整理したものが**表-7.3**である。また、**図-7.7**にアンケート調査で得られた過去の水害経験回数を示す。**表-7.3**と**図-7.7**より、水害履歴および過去の浸水経験回数は多く、豊岡市周辺は水害の常襲地域であることがわかる。特に被害の大きかった水害は、伊勢湾台風によるもので、被災家屋棟数は約1万7,000世帯と被害が甚大であったことが伺える。その後、多くの水害を繰り返し受けているが、同時に治水施設の整備も行われてきた。本研究で対象とする平成16年10月の台風23号の水害被害をみると、近年では最も被害の大きい水害であることがわかる。

また、1972年から2006年の出石町を対象とした水害統計（国土交通省河川局）に基づき、世帯の一般資産被害額のデータを整理すると、年平均1家計当たりの被害額は約

22万2千円となり大きい。

表-7.3　円山川流域の水害実績

洪水年月日	発生原因	立野水位 (m)	浸水面積 (ha)	被災家屋棟数 (棟)
S34. 9.26	伊勢湾台風	7.42	16,926	16,833
S36. 9.16	第2室戸台風	6.86	2,303	1,483
S40. 9.10	台風23号	6.47	7,208	7,382
S40. 9.15	秋雨前線	5.26		
S41. 9.22	前線	4.90	752	530
S46. 9.6	前線	5.29	250	103
S47. 7.12	前線・台風6号	6.75	1,715	749
S47. 9.17	台風20号	6.32	1,036	1,138
S51. 9.10	台風17号	6.92	2,153	3,022
S54.10.19	台風20号	6.74	185	610
S57. 8. 2	台風10号・低気圧	5.60	871	203
S58. 9.28	台風10号・秋雨前線	5.67	1,492	181
S62.10.17	台風19号	6.13	447	338
H 2. 9.20	秋雨前線・台風19号	7.12	2,051	2,930
H 6. 9.30	台風26号	5.08	179	127
H16.10.19	台風23号	7.97	4,083	7,944

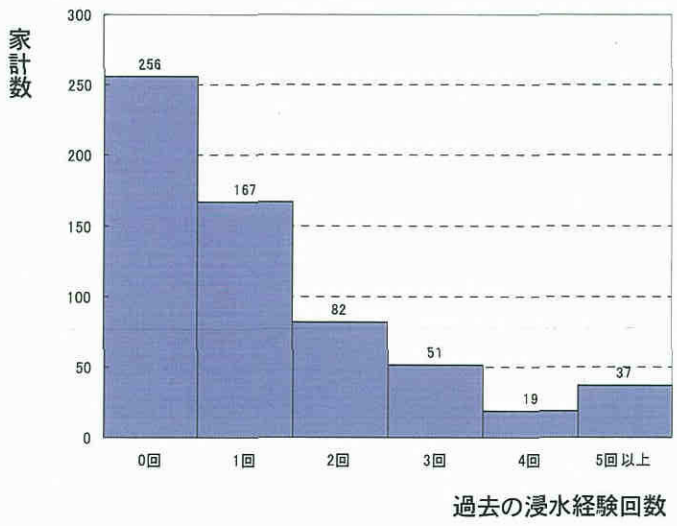


図-7.7　アンケート調査結果による過去の浸水経験回数(総数N=612)

7.3.　アンケート調査の概要

7.3.1 アンケート調査の目的

(1) 目的

毎年全国各地で発生する洪水被害の調査については、水害統計調査と水害実態調査が国土交通省河川局によって体系的に実施されている。

昭和 36 年に開始された水害統計調査では、浸水被害を生じた全ての地域を対象に、浸水区域、浸水戸数、家屋・家庭用品被害額、農漁家資産被害額、事業所資産被害額、農作物被害額、公共土木施設等被害額及び公益事業等の物的被害額、営業停止損失額を洪水別に調査し、年ごとに公表されている。

水害統計調査における家屋・家庭用品被害額、農漁家資産被害額及び事業所資産被害額は、被害額を直接調査したものではなく、浸水深に応じた被害率を平均単価から求めた資産額に乗じて算定されている。水害実態調査はこの被害率を設定することを目的として、大規模な水害を対象として実施されている。これらの調査は被害の大きさを把握するには十分であるが、いずれの調査も被害にあった数量の把握にとどまっており、資産の復旧状況については調査されていない。また、精神的被害については、水害実態調査において6章で示した精神的被害項目ごとの被害の大きさに関して調査されているが、項目ごとの精神的ダメージの程度を金額で回答する形式がとられている。このため、個別の回答者における被害項目ごとの大小関係は把握できたとしても回答者間で値付けのバイアスが大きく、このデータから定量的な被害額を金銭換算することは困難である。

一方、水害の経済的な被害や精神的被害に関するアンケート調査としては、平成 5 年鹿児島水害を対象とした栗城ら[1]の研究、平成 12 年東海豪雨災害を対象とした片田ら[2]の研究等がある。前者は主として精神的被害をアンケート調査しており、精神的被害額に関する WTP と精神的被害項目の大きさを問う形式を採用している。また、後者は経済的な被害と精神的被害についてアンケート調査しており、精神的被害については概ね前者の調査と同様な形式を採用している。水害に関しては他にも避難行動に関するアンケート調査等があるが、被災地域の世帯を対象とした被害の復旧状況に関する調査は筆者の知る限り行われていない。

これまでの水害被害調査では、家屋家財の被害については、その被害の復旧に要する費用を調査するにとどまっている。しかし、被害復旧については時間を要し、復旧するまでの間において様々な不便や生活水準の低下が生じる。また、復旧に要する費用を全て調達できるとは限らず、資金が不足する場合には復旧が長期にわたり、場合によっては完全に復旧しないこともある。さらに、被災者の精神的被害については被災直後の恐怖や不安と、被災から時間がたった時点での精神的不安とは違いがあると想定される。そこで、被害の復旧過程とそれを左右する資金調達状況ならびに精神的被害に関する WTP を追跡的なアンケート調査により把握することとした。

(2) 対象地区

復旧に要する費用を調達できないことによる被害（流動性被害）や精神的被害は、被害の大きさ並びに年収や過去の水害経験等の世帯属性に左右されると考えられる。そこで、平成 16 年 10 月台風 23 号による円山川水害での浸水区域の中から、浸水の特徴が異なる 3 地区を対象としてアンケート調査を行うこととした。

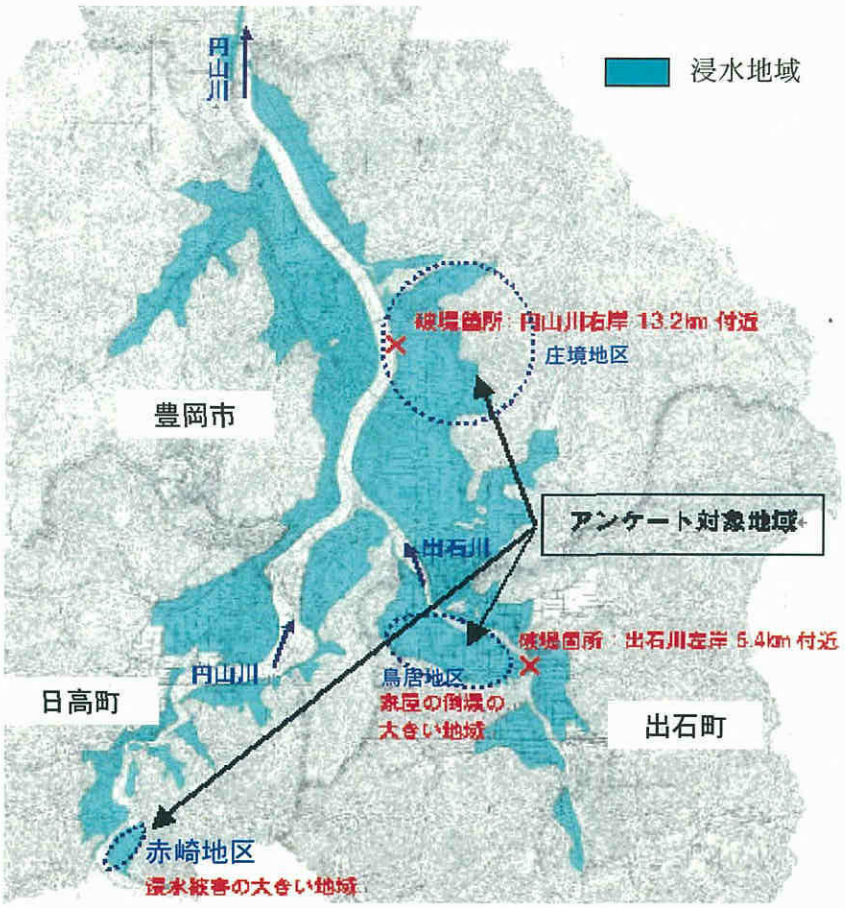
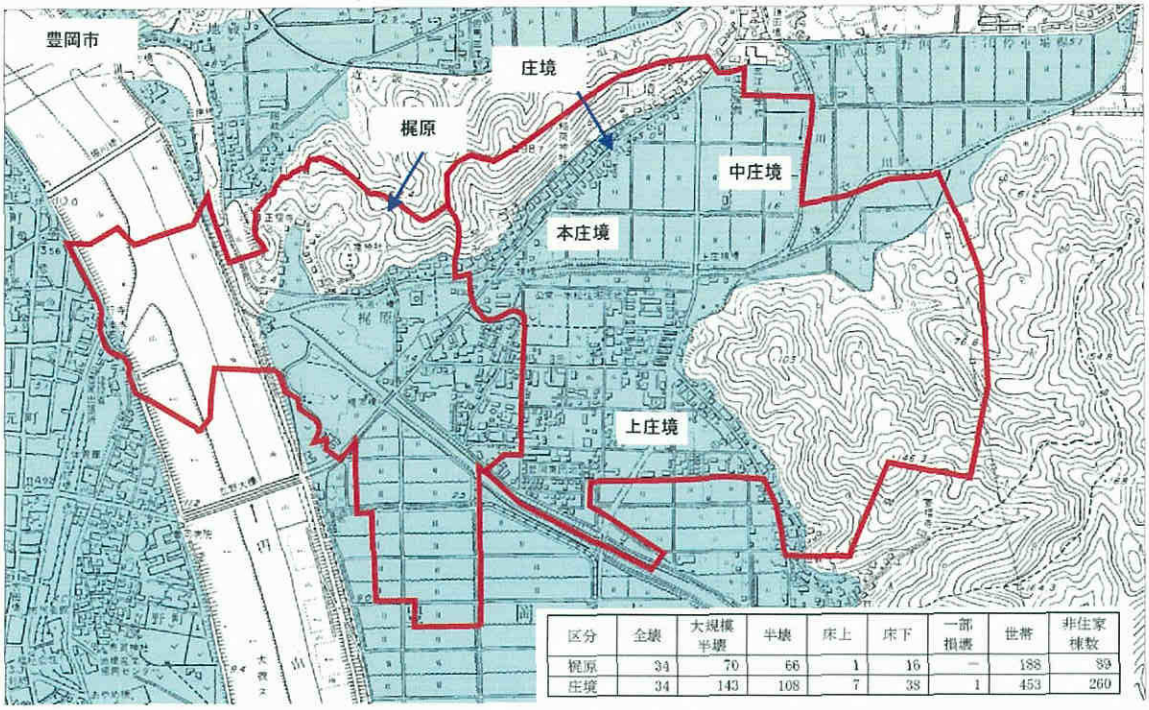


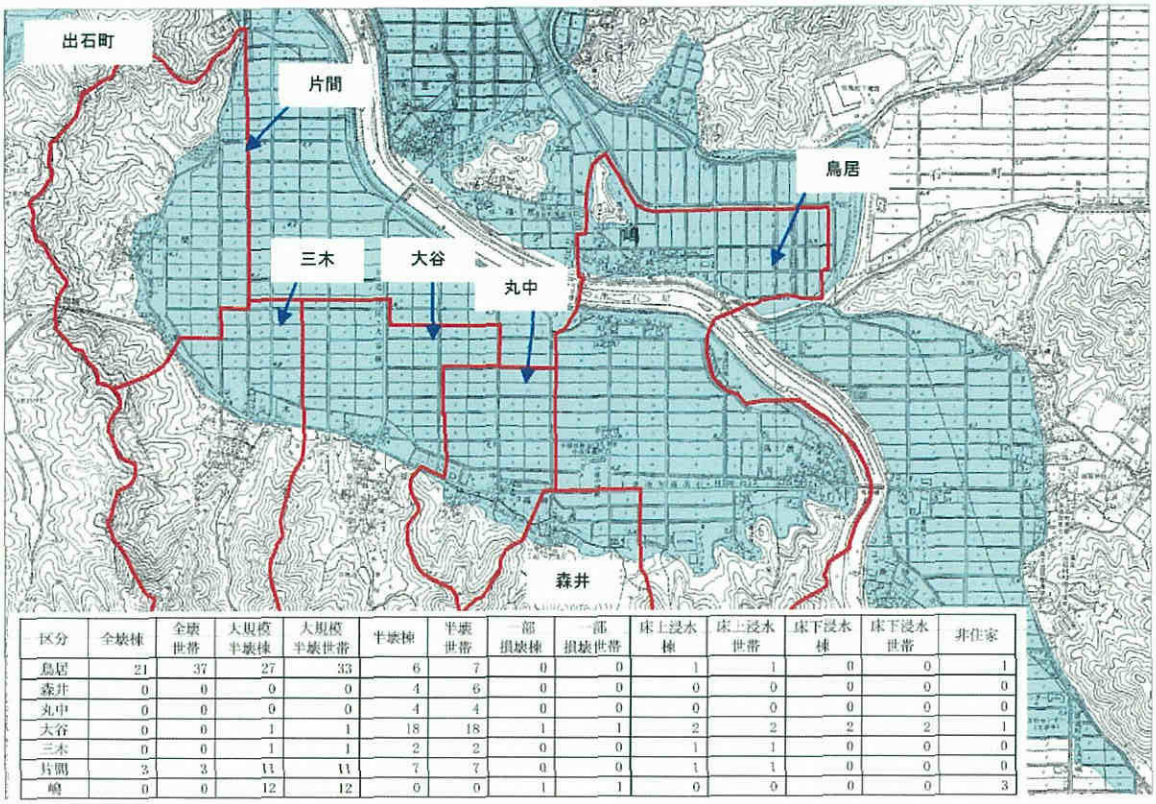
図-7. 8　円山川水害における浸水地域とアンケート調査地域

円山川右岸豊岡市梶原・庄境地区は、円山川右岸堤防の破堤によって大規模な浸水が生じた地区であり、支川の六方川の内水氾濫により過去度々浸水が生じている。このため、過去の浸水を教訓に本地区では多くの家屋が嵩上げされている。円山川上流右岸赤崎地区は、堤防越水により２ｍ以上の浸水が生じた地区であり、過去にも伊勢湾台風等によって浸水被害を受けている。また、出石川左岸鳥居地区は出石川左岸堤防の破堤によって浸水した区域であり、大規模被害にあった世帯の割合が大きいことから判るように、対象 3 地区の中では氾濫外力のもっとも大きかった地区である。



区分	全壊	大規模半壊	半壊	床上	床下	一部損壊	世帯	非住家棟数
梶原	34	70	66	1	16	—	188	89
庄境	34	143	108	7	38	1	453	269

図-7. 9 (1)　豊岡市の調査対象地域



区分	全壊棟	全壊世帯	大規模半壊棟	大規模半壊世帯	半壊棟	半壊世帯	一部損壊棟	一部損壊世帯	床上浸水棟	床上浸水世帯	床下浸水棟	床下浸水世帯	非住家
鳥居	21	37	27	33	6	7	0	0	1	1	0	0	1
森井	0	0	0	0	4	6	0	0	0	0	0	0	0
丸中	0	0	0	0	4	4	0	0	0	0	0	0	0
大谷	0	0	1	1	18	18	1	1	2	2	2	2	1
三木	0	0	1	1	2	2	0	0	1	1	0	0	0
片間	3	3	11	11	7	7	0	0	1	1	0	0	0
嶋	0	0	12	12	0	0	1	1	0	0	0	0	3

図-7. 9 (2)　出石町の調査対象地域

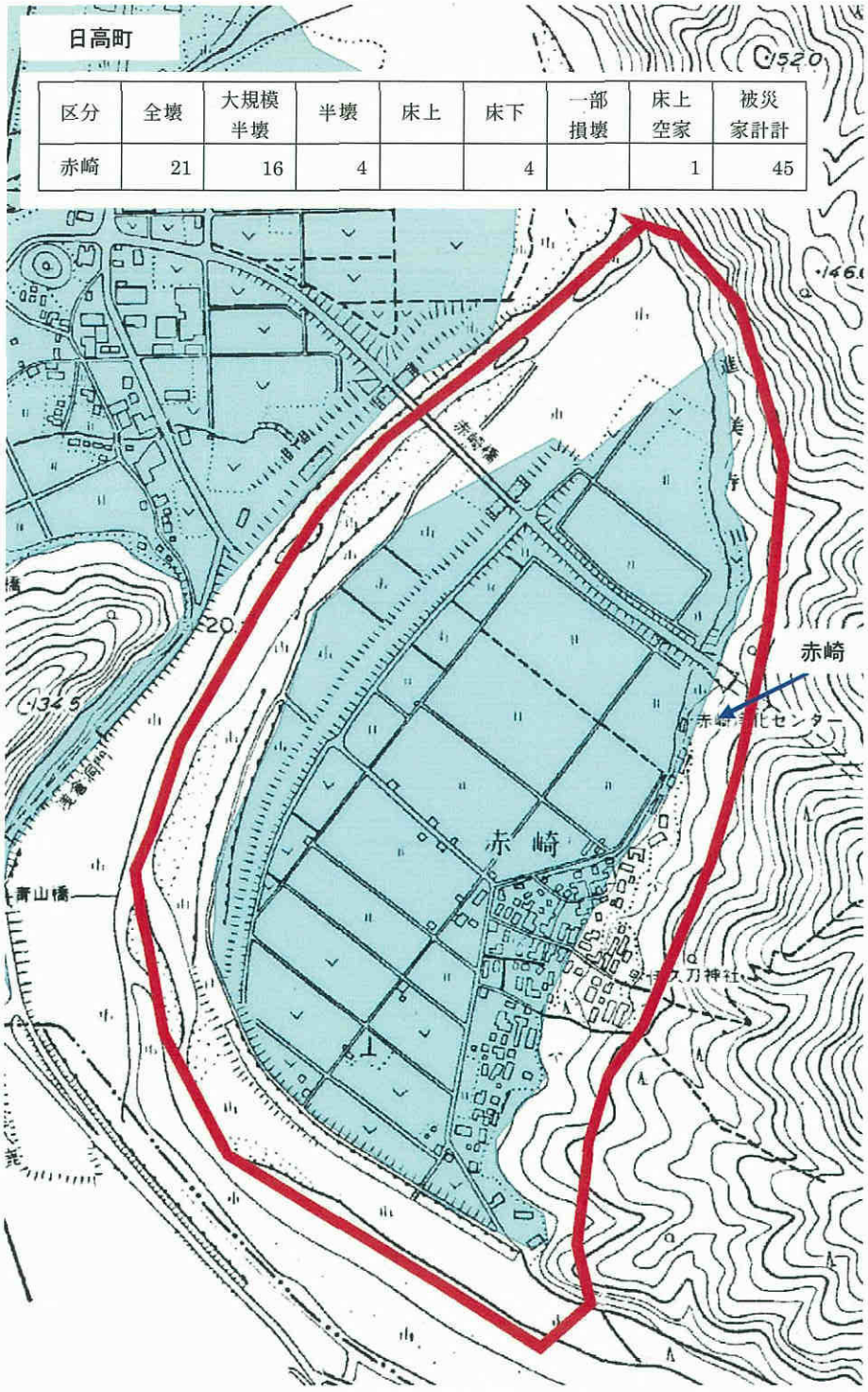


図-7. 9 (3)　日高町の調査対象地域

（豊岡市）破堤状況と家屋の被害

円山川左岸の被害状況①

円山川左岸の被害状況②

円山川本川破堤状況

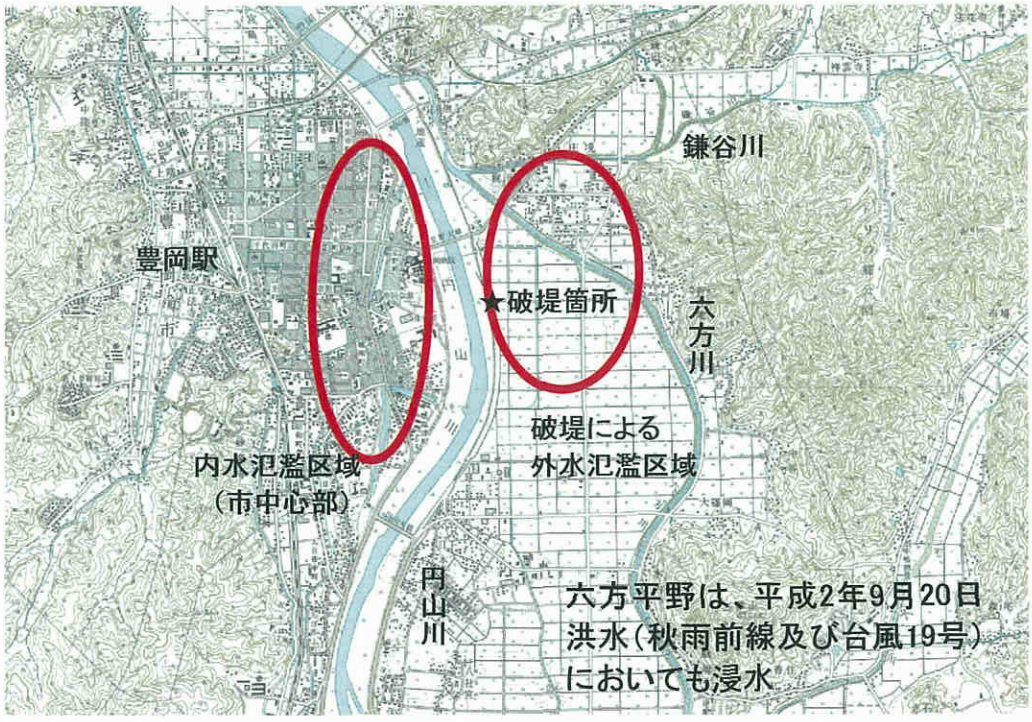


図-7. 10 (1)　豊岡市の家屋被害と破堤状況

（出石町）破堤点、家屋の被害状況

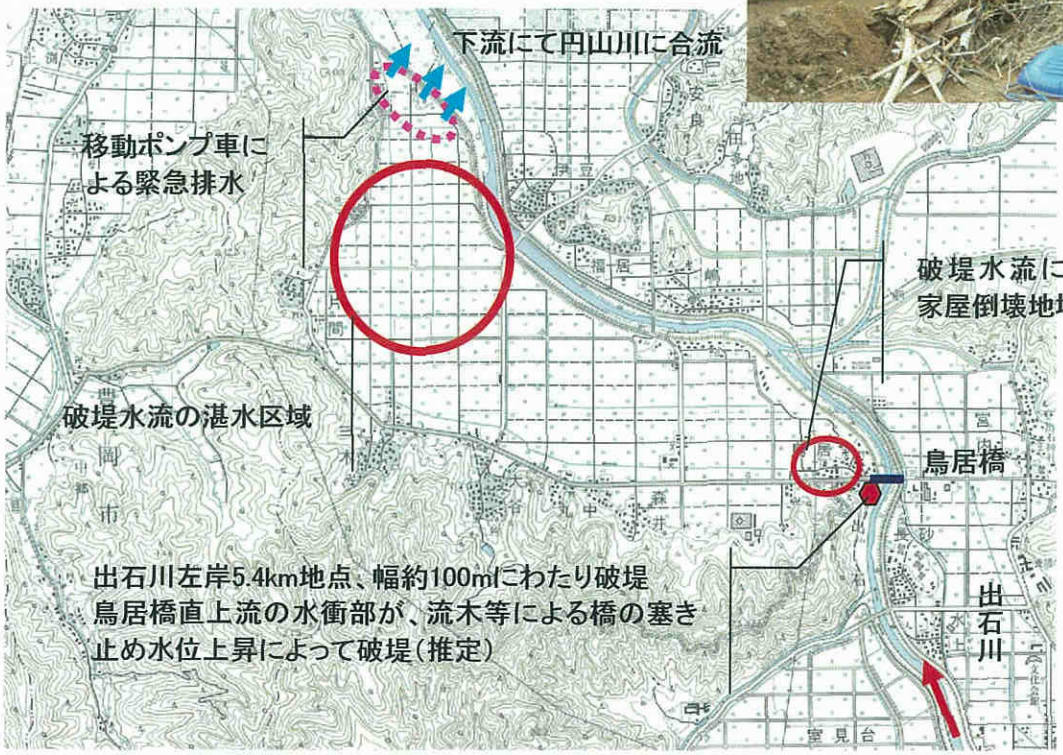


図-7. 10 (2)　出石川鳥居地区の家屋被害と破堤状況

(3) 調査方法

第一回目のアンケート調査項目は次のとおりであり、精神的被害以外の質問項目の詳細は3章の表-3.4のとおりである。精神的被害については、4章の表-4.2に示した精神的被害項目ごとの大きさに関する質問と精神的被害を回避できる仮想的な保険へのWTPを問う質問を設定した。

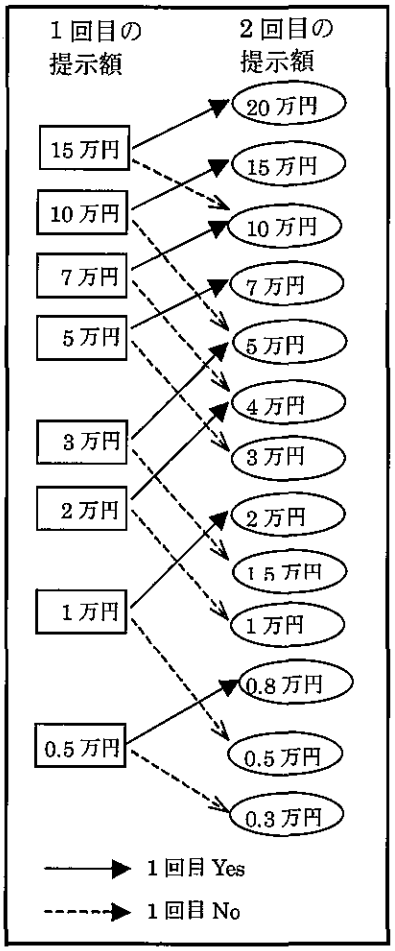
① 今水害より前の水害経験と水害への備え
② 今水害での浸水状況、家屋・家財・農機具等の被害状況
③ 被害復旧状況、身体・仕事等への影響
④ 今水害直前の保有資産状況（金融資産、不動産、保険、ローン・担保）
⑤ 調達先別被害復旧資金と水害保険へのWTP
⑥ 転居の場合の予定（転居先、費用等）
⑦ 精神的被害の要因・程度とその回避のためのWTP
⑧ フェイスシート

調査票については、各地区でプレ調査を実施した上で回答しづらい質問や誤解を生む表現等を修正して作成した。また、WTPについては回答バイアスを小さくするため、ダブルバウンド形式の回答金額を設定した。

調査票は各地区の自治会を通じて基本的に全世帯へ配布し、個別に配布先を訪問して回収した。回収時に第2、3回調査への協力を要請し、協力が得られる世帯をパネル調査の対象とした。

第1回調査は水害発生後5ヶ月が経過した平成17年3月に、第2、3回調査はそれぞれ1年5ヶ月、2年3ヶ月が経過した平成18年3月、同11月に実施した。

＜ダブルバウンド形式の回答金額＞



7.3.2 アンケート調査結果の概要

(1) 回収状況

第1回アンケート調査の調査票配布世帯数は3地区合計924であり、有効回答数は650であった。回収率は70%であり、この種のアンケート調査としては高い回収率であった。これは、自治会を通じた調査方法をとったことと、調査員が直接訪問回収したことが主な理由と考えられる。

第2回調査では、第1回調査で回収された650世帯を対象に調査票を配布し、390世帯（回収率60%）から有効回答を得た。また、第3回調査も第1回調査で回収された650世帯を対象とし、380世回収率58.5%）から有効回答を得た。

(2) 第1回調査結果

アンケート調査では、家屋被害に関して家屋の浸水深と延べ床面積の回答を得ている。

被害額を直接回答してもらうことも考えられるが、被災者が被害額を把握していたとしてもそれは修理費や改築費であり、必ずしも被害を受けた家屋資産とは一致しない。そこで、上記の回答をもとに、床面積に兵庫県の平均的な建築単価を乗じて家屋資産額を求め、治水経済調査で用いられている浸水深別被害率を乗じて家屋被害額を算出した。

また、家財の被害については、家財の所有数量と水害によって失った数量及び修理した数量を品目ごとに調査しているので、平均的な家財の単価を用いて再調達価格で家財被害額を算出した。

これらを合計した一般資産被害額は、床下世帯で平均124万円、回答がもっとも多かった床上100～200cmの世帯で平均1,589万円、全体平均で1,827万円であった。

表-7.4　アンケート調査結果をもとに推計した家計の一般資産被害（家屋、家財）

単位（千円）	床下	床上50cm未満	床上100cm未満	床上200cm未満	床上300cm未満	床上300cm未満	全体
家屋被害	829 (18)	3310 (25)	4323 (51)	7261 (288)	14566 (110)	20258 (21)	8649 (513)
家財被害	366 (17)	2594 (25)	5897 (51)	8701 (283)	15900 (108)	17149 (21)	9726 (505)
一般資産被害	1244 (17)	5905 (25)	10220 (51)	15889 (283)	30116 (108)	37407 (21)	18266 (505)

（ ）はサンプル世帯数

（注）家屋被害、家財被害、一般資産被害ともに、アンケート調査の有効回答をもとに集計（平均）したものである。一般資産被害（家屋と家財の合計被害）は家屋、家財の両者について回答のあったものを対象としており、サンプルの違いによって合計と異なる数値となっている。

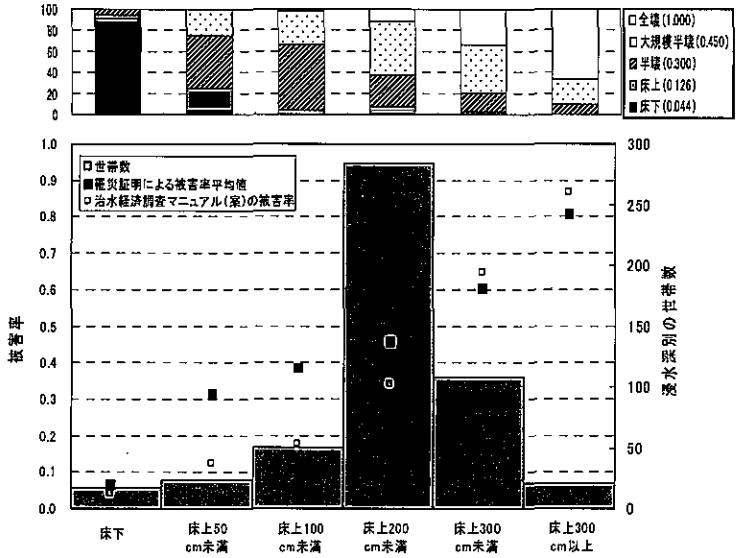


図-7.11　アンケート結果による浸水深分布と家屋被害率

水害から約 5 ヶ月経った時点での復旧状況をみると、全体の 45％の家計で家屋復旧が完了しておらず、約 10％の家計では復旧の目途がたっていない状況であった。家財は家屋よりも復旧が遅れており、53％がまだ復旧しておらず、15％が復旧の目途がたっていないという結果が得られた。家財については必要なものから買い揃えることから、復旧が長期化するものと考えられる。

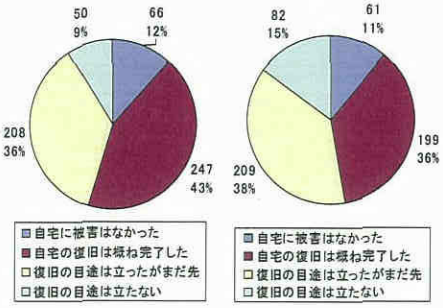


図-7.12　第 1 回調査時点復旧状況

復旧資金と調達先を調べると、一家計当たりの平均調達額は保険加入世帯で 648 万円、非加入家計で 188 万円であった。保険加入世帯では保険金が平均 360 万円であり、全調達額の 56％を占めており、復旧費用として保険が大きく機能していることがわかる。なお、調達額は前述の被害額を下回っているが、これは、半数近くの世帯が復旧していないことの他に、その復旧のレベルも被災前より低いところに置いている可能性があることを示唆している。

表-7.5　復旧に要する調達資金と借入先（単位：万円）

	自己資金	金融機関	親戚	友人	勤め先会社	地方自治体	保険金	その他	合計
保険加入者	122	117	18	3	2	20	360	6	648
保険未加入者	111	33	18	0	2	16	0	8	188

(3) 第 2、3 回調査結果

各回の調査結果を横並びで比較できるか否かをみるために、年齢、年収、浸水深についてサンプル分布を調べた。第 2、3 回調査でわずかに老齢世帯の占める割合が大きくなっているが、分布性状は概ね同じであり、母集団に大きなずれはない。

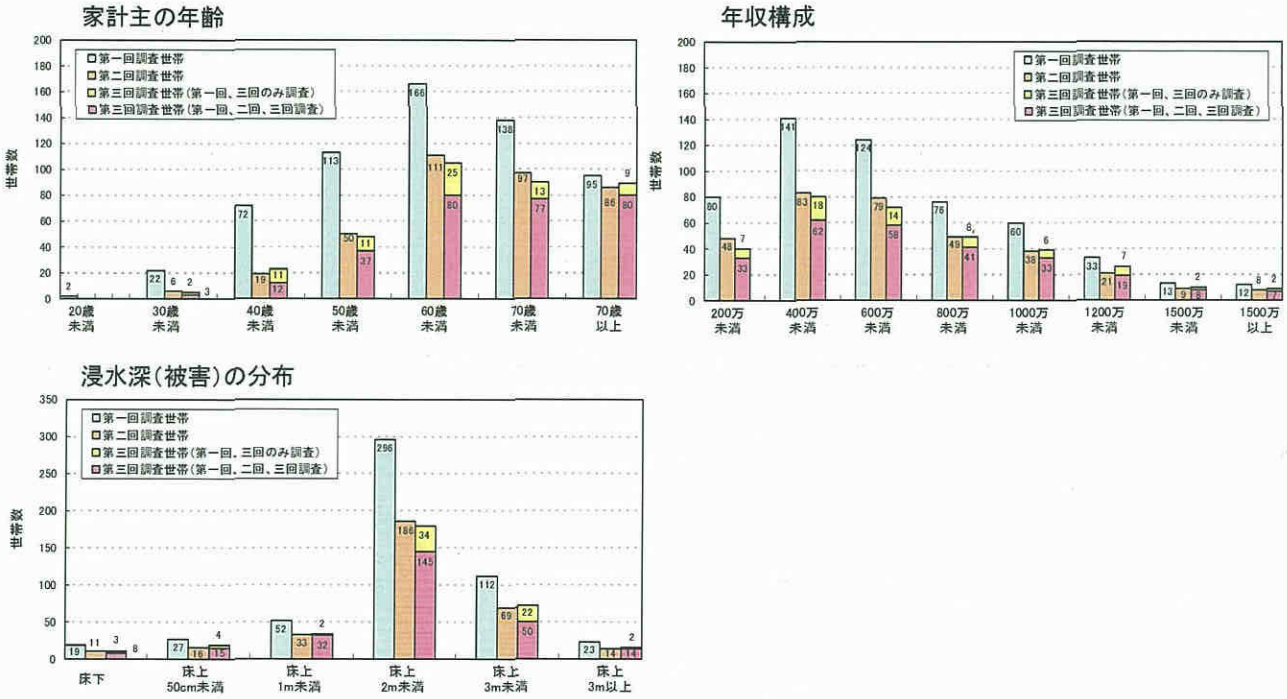


図-7.13　第 1 回調査～第 3 回調査の家計属性

第2、3回アンケート調査では、家屋、家財の復旧状況について、「水害前を100%としたときの現在の割合」を質問している。その結果、家屋は両調査ともに平均が62%、家財は第2回調査が62%、第3回調査が69%であった。いずれにおいても、何とか生活できる状態まで回復すれば、そこから先の復旧はかなり時間がかかる一方、生活費等他の支出のために復旧水準を落としているものと推察される。

図-7.14は家財の復旧が「手つかずの状態」、「生活できるまでに復旧」、「浸水前とほぼ同じまで復旧」の世帯ごとの支出状況等を整理したものである。

復旧が遅い世帯ほど支出を切り詰めている世帯の割合が大きくなっている。その内訳についてみると、「教育貯蓄」と「装飾趣味」は復旧状況に関わらず切り詰めている世帯の割合が大きく、「保険蓄財」、「レジャー」は復旧の遅い世帯ほど切り詰めていることが判る。このことは水害を受けることによって、水害前と同じような生活を営むことができず、余暇活動等の生活レベルが低下していることを示している。なお、生活を切りつめていると回答した世帯の年間消費減少額の平均は、第2回調査が116.7万円、第3回調査が136.4万円であった。

第1回調査結果をもとに、精神的被害の大きさを構成する要因を分析した結果、「喪失感」と「不安・恐怖」の2つの因子が抽出された。この因子分類別に項目ごとの精神的被害の第1回調査から第2回調査の変化を整理したものが**図-7.15**である。「大きくなった」と「小さくなった」を比べると、「喪失感」を構成する項目では「小さくなった」とする回答が多いのに対し、「不安・恐怖」では「生命の危機感」以外の2項目で「大きくなった」とする回答が多くなっている。

第3回目プレ調査におけるヒアリングにおいても、水害直後は茫然自失の状況が続き、時間が経つにつれて将来への漠然とした不安が大きくなったとする意見があり、上記の調査結果と附合している。

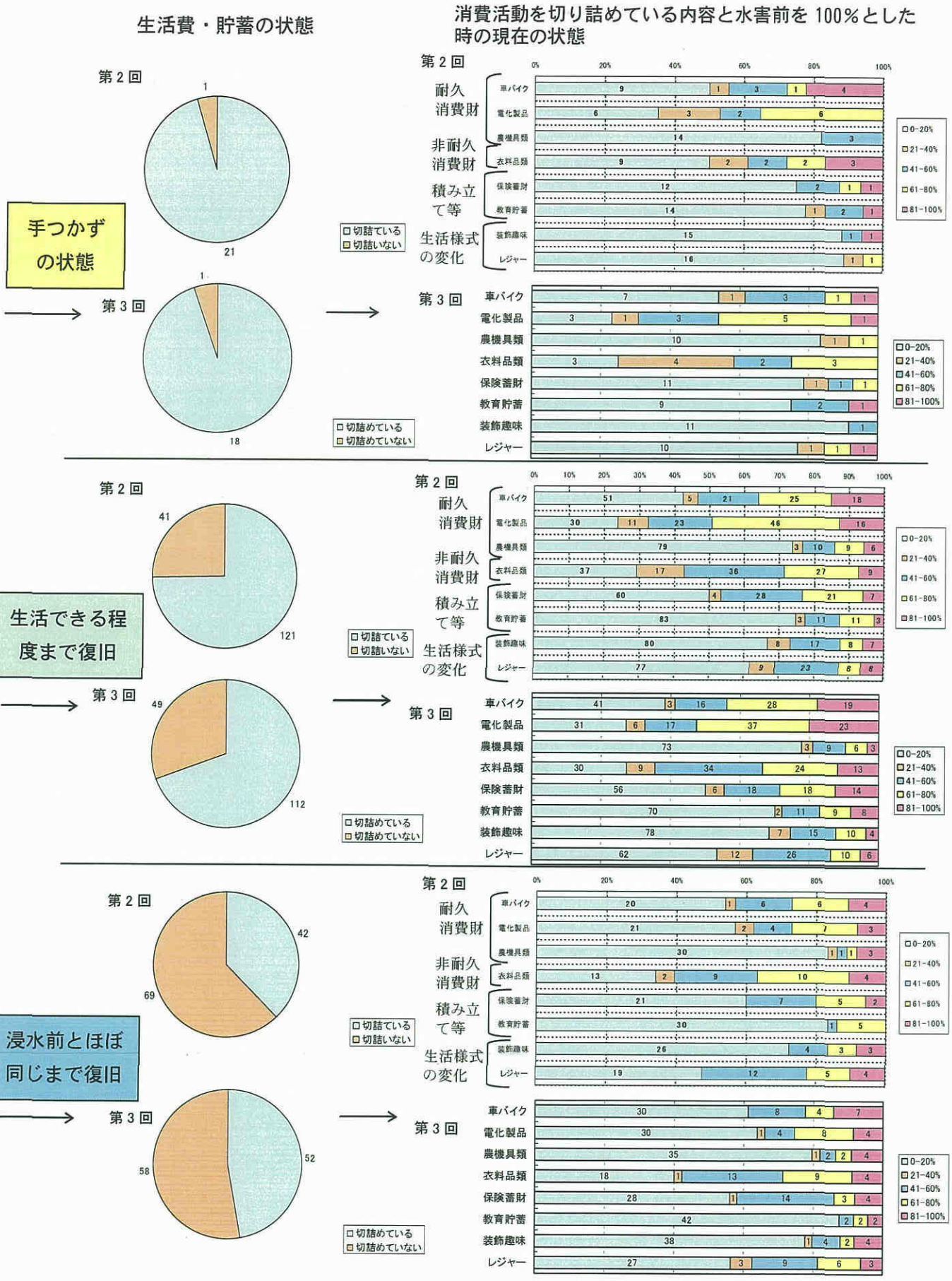
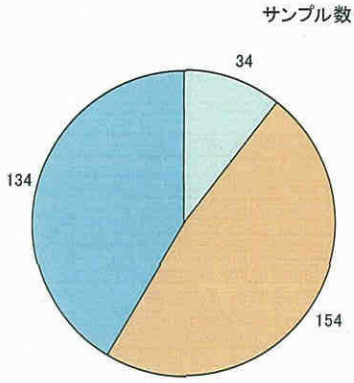


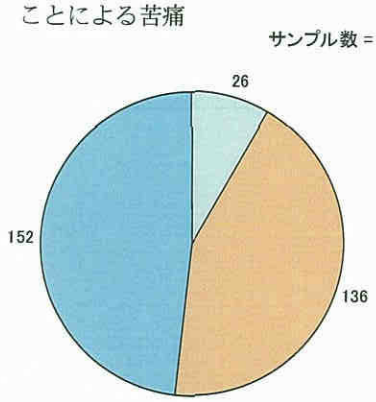
図-7.14　第２、３回調査の家計の消費活動状況

因子１：思い出の品等の喪失による精神的苦痛

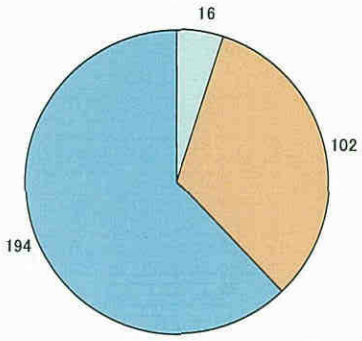
ア．日ごろ、特に大切にしていた思い出の品などを失ったことによるショック



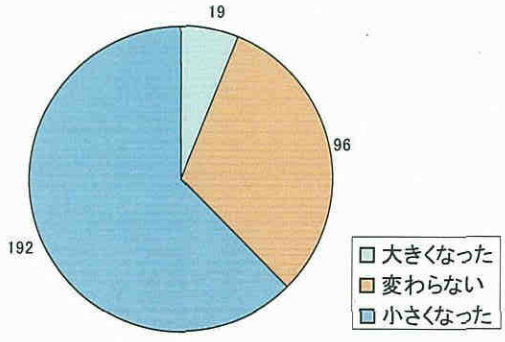
イ．住み慣れた家屋や親しんだ家財等を失ったことによる苦痛



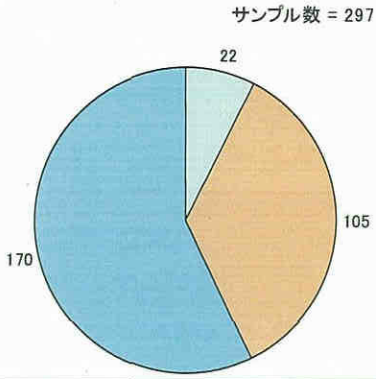
ウ．水害前の当たり前の生活が出来ないための不便さや苦痛



エ．いつになったら水害前の生活に戻れるかといった不安

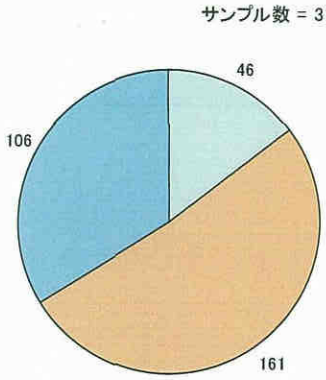


オ．レジャー等の余暇活動や地域活動等ができないことによる不満

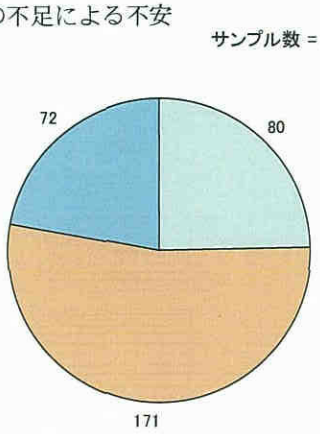


因子２：水害時の恐怖・危機感

カ．洪水による生命の危機や負傷に対する恐怖感



キ．雨量の状況、河川の増水や避難に関する情報の不足による不安



ク．水への恐怖を感じるようになった

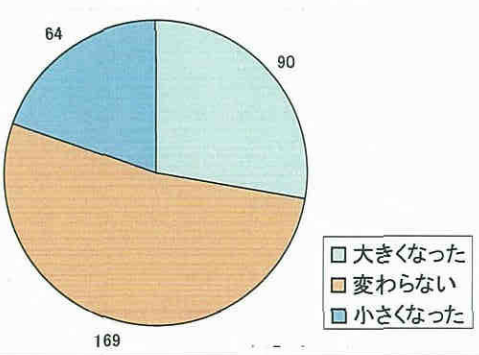


図-7.15　第２回調査の精神的被害の時間変化

7.4.　鳥居地区を対象とした家計の水害被害額の算定

7.4.1　2004年台風23号による氾濫状況の再現

2004年台風23号において、破堤氾濫により大きな被害を生じた円山川支川出石川左岸の鳥居地区を対象に、氾濫シミュレーションを行い、当時の氾濫状況の再現性を検討した。

(1) 計算条件の概要

図-7.14に氾濫解析で対象とする出石川左岸の鳥居地区を示す。また、**表-7.6**に本モデルの概要と計算条件等を示す。河道水位の算定方法は一次元不定流計算とし、対象範囲は、上流端を出石川7.6km地点の弘原地点、下流端を円山川合流点としている。なお、上流端流量は実績のハイドログラフを与え、下流端水位は円山川本川で別途、当時の洪水の再現性を検討した計算水位結果を与えている。また、氾濫流の挙動解析には平面2次元解析手法を用いた。

破堤条件（破堤地点は5.4km）は、円山川堤防調査委員会報告書（H17.3）の結果を引用し、破堤時刻と破堤幅を実績値で与えるものとした。この際、破堤幅の進行速度については、氾濫シミュレーションマニュアル（案）を参考に、瞬時に最大破堤幅の1/2が破堤し、その後1時間かけて最大破堤幅まで一定速度で拡大するようにした。また、その他氾濫原の粗度係数等についても同様に氾濫シミュレーションマニュアル（案）に準拠した。

なお、当時の水害では、対象地域はポンプ等の排水施設がないため、「大雨による内水氾濫が生じている。このため、本来ならば内水解析を行い、外水氾濫と合わせた解析手法が望まれるが、ここでは、当時の2日間雨量を流出高換算し、内水量を考慮するものとした。

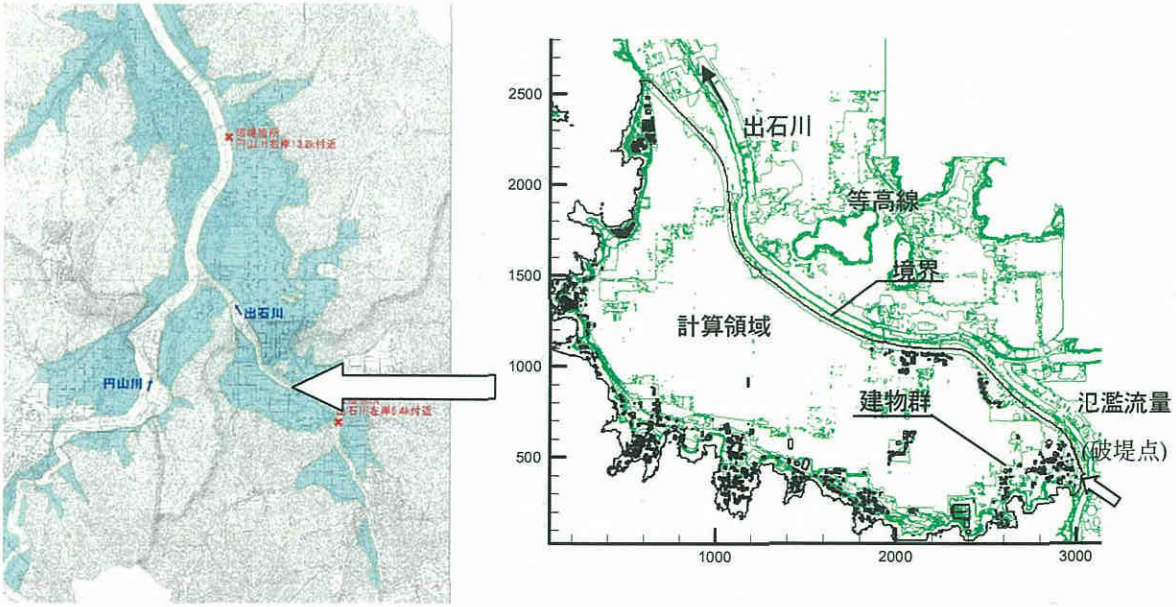


図-7.14　円山川下流域の浸水区域図と対象とする出石川左岸の氾濫原

表-7.6　モデルの概要と計算条件

項目		設定方法
計算手法	河道 (河川水位の算定)	一次元不定流計算による水位流量を用いる。
	氾濫原 (浸水深・流速の算定)	平面二次元不定流 ・50m メッシュのデカルト座標系 ・メッシュ数は 1825 個
	破堤流量	破堤地点における河川水位と背後の堤内地水位及び破堤敷高との関係から本間の越流公式を用いて算定。正面越流と横越流の破堤地点に分類し、横越流の場合には河床勾配により破堤流量を補正。
外力条件	洪水　円山川	実績の流量（弘原地点）を上流端に与えた。
	洪水調節施設	なし
	上流部の越水氾濫	考慮する。越水（溢水）氾濫が生じる場合には、下流への流量が氾濫に応じて低減する。
河道条件	河道　出石川	平成 7 年測量河道
	河道の洪水追跡	上流部において流量が最大流下能力以上となった箇所からは、越水（溢水）氾濫を考慮し、その場合、下流への流量低減についても考慮する。また、越水・破堤により氾濫した流量が河川に戻る場合には、それを河道の一次元不定流計算に考慮する。
	上流端	出石川：7.6km
	下流端水位	円山川合流点の不定流計算水位を与えた
	粗度	河道計画における低水路粗度（合成粗度が算出されていない）
氾濫原条件	メッシュ分割	50m（3 次メッシュの縦横各 20 等分）
	メッシュ地盤高	レーザプロファイラによる 2m メッシュ地盤高を計算メッシュの 50m メッシュの平均地盤高に変換
	土地利用	1/2,500 地形図より判読（地目分類は、宅地農地・道路・その他）（10 段階）
	建物占有率	1/2,500 地形図より判読（10 段階）
	盛土	大きな盛土構造物がないため考慮していない。
	水路	考慮しない
	排水施設	排水施設がないため考慮していない
	粗度係数	水深と建物占有率を考慮した粗度。（「氾濫ｼﾐｭﾚｰｼｮﾝﾏﾆｭｱﾙ」に記載）
破堤条件	最大破堤幅	約 100m （破堤時刻は、10/20 23:20 頃との証言あり）
	破堤の時間進行	破堤は瞬時に最大破堤幅の 1/2 が破堤し、その後 1 時間かけて最大破堤幅まで拡大する。破堤幅の拡大速度は一定。（マニュアル）
	破堤敷高	高水敷高と堤内地盤高のどちらか高い方
	破堤部の越流量	破堤部からの越流量は、本間の越流公式を用いる。
	破堤地点　出石川	左岸 5.4km（実際破堤した箇所）
内水	雨量	2 日間雨量を流出高に換算した。

※破堤条件は、円山川堤防調査委員会報告書（H17.3）の結果を用いた。

(2) 数値解析手法

a) 氾濫流の挙動解析

氾濫流の追跡計算は、氾濫挙動が検討可能な二次元不定流解析を基本とする。基礎式は、式(5.1)の連続式と式(5.2)、(5.3)の運動量保存式である。

$$\frac{\partial H}{\partial t}+\frac{\partial M}{\partial x}+\frac{\partial N}{\partial y}=0 \qquad (5.1)$$

$$\frac{\partial M}{\partial t}+\frac{\partial}{\partial x}(uM)+\frac{\partial}{\partial y}(vM)=-gh\frac{\partial H}{\partial x}-\frac{1}{\rho}\tau_{bx} \qquad (5.2)$$

$$\frac{\partial N}{\partial t}+\frac{\partial}{\partial x}(uN)+\frac{\partial}{\partial y}(vN)=-gh\frac{\partial H}{\partial y}-\frac{1}{\rho}\tau_{by} \qquad (5.3)$$

ここに、h：水深、H：水位、g：重力加速度、ρ：水の密度、M=uh：x 方向流量フラックス、N=vh：y 方向流量フラックス、u：x 方向流速、v：y 方向流速、τ_b：流水に働く底面摩擦力でマニング式を用いると、

$$\tau_b=\rho g n^2\sqrt{(u^2+v^2)}\cdot u/h^{1/3} \qquad (5.4)$$

上記計算は、staggered-scheme を用い時間積分には Leap-Flog 法を適用し、空間差分においては、移流項は風上差分、他は中央差分としている。

b) 1次元不定流による河道洪水追跡

河道の一次元流れ（不定流）の基礎式は式(5.5)の連続式と式(5.6)の運動量保存式である。

$$\frac{\partial A}{\partial t}+\frac{\partial Q}{\partial x}=q \qquad (5.5)$$

$$\frac{1}{g}\cdot\frac{\partial v}{\partial t}+\frac{\partial}{\partial x}\left(\frac{v^2}{2g}\right)+\frac{\partial H}{\partial x}+\frac{n^2|v|v}{R^{4/3}}=0 \qquad (5.6)$$

ここに、v：平均流速、H：水位、R：径深、g：重力加速度、
A：断面積、Q：流量=A・v、 t ：時間、x：距離、
q ：単位長さ当たりの流入量

c) 越流、破堤流量

① 正面越流の場合、本間の公式を用いて越流量を算出する。

完全越流($h_2/h_1<2/3$)の時　$Q=0.35\times h_1\sqrt{2gh_1}\times B$ (5.7)

潜り越流($h_2/h_1\geqq 2/3$)の時　$Q=0.91\times h_2\sqrt{2g(h_1-h_2)}\times B$ (5.8)

ただし、h_1、h_2は破堤敷高から測った水深で、高い方をh_1、低い方をh_2とする。

② 横越流の場合、以下の公式を用いて越流量を算出する。

本間の公式による流量をQ_0とし、河床勾配をIとすると越流量Qは以下で表される。ただし、cos のカッコ内の単位は ° である。

・ 破堤に伴う氾濫流量Q

$$Q/Q_0=(0.14+0.19\times\log_{10}(1/I))*\cos(48-15\times\log_{10}(1/I))$$

I>1/1580 (5.9.a)

$$Q/Q_0 = 0.14 + 0.19 \times \log_{10}(1/I) \qquad 1/1580 \geq I > 1/33600 \qquad (5.9.b)$$

$$Q/Q_0 = 1 \qquad 1/33600 \geq I \qquad (5.9.c)$$

・ 溢水に伴う越流量Q

$$Q/Q_0 = \cos(155 - 38 \times \log_{10}(1/I)) \qquad I > 1/12000 \qquad (5.10.a)$$

$$Q/Q_0 = 1 \qquad 1/12000 \geq I \qquad (5.10.b)$$

(3) 上下流境界条件の流量・水位ハイドロと破堤流量、地盤高

図-7.15 に、弘原（7.6km）の上流端流量と円山合流点の下流端水位を示す。流量は水位流量関係式から算出している。下流端水位は、上記に示したように別途、当時の洪水の再現性を検討した計算水位結果を用いている。なお、対象洪水の流量規模は、概ねW=1/40 程度の洪水であった。

標高については、2mメッシュのレーザプロファイラデータを用いて、50mメッシュの平均地盤高を作成した（図-7.16）。図から、対象地域は山付き部を有する氾濫原となっており、下流へ行くに従い地盤高は低くなっている。当時の浸水状況をみると、この下流部で浸水深が大きくなっていることが確かめられた。

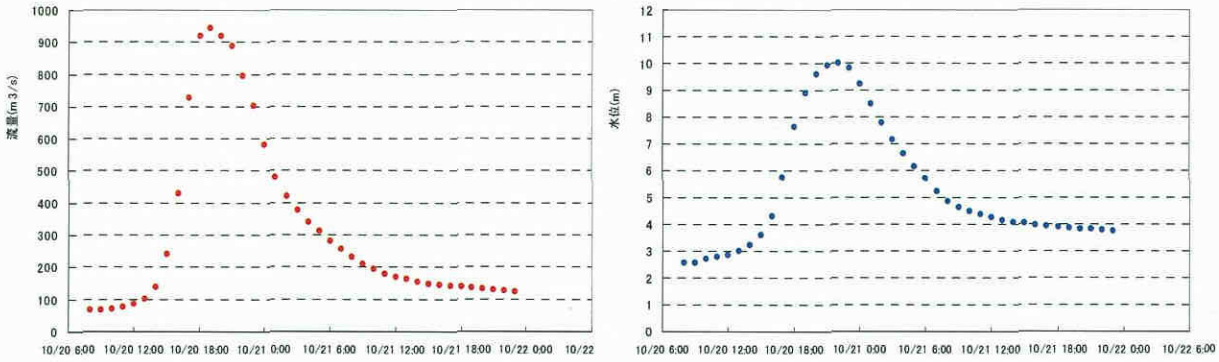


図-7.15　上流端流量（左図）と下流端水位（右図）

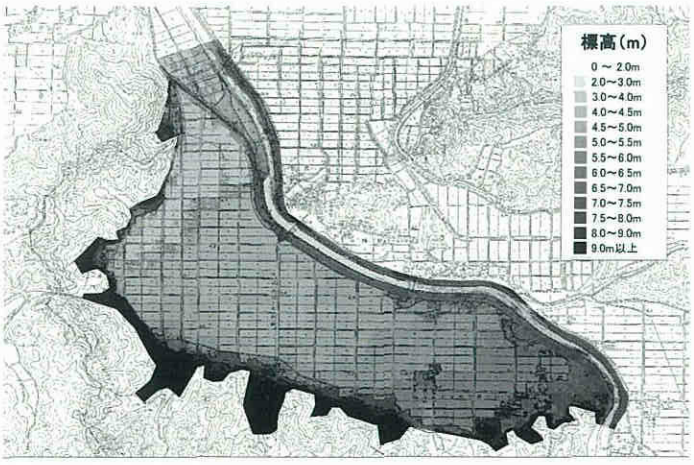


図-7.16　鳥居地区の地盤高の関係

(4) アンケート調査

氾濫シミュレーションによる氾濫状況の再現性を検証するに当たって、その検証デー

タは、湧川らのアンケート調査による家計の浸水深の結果を比較し評価するものとした。**図-7.17（1）（2）**に鳥居地区のアンケート調査家計と浸水被害状況を示す。サンプル数は90家計であった。**図-7.17（1）**より、床上100cm以上の家計が多く、甚大な被害を受けた家計が多いことが伺える。

(5) 検証結果

上記(1)～(4)の条件を下に氾濫シミュレーションを行い、実績値との比較を行った。再現性の検証項目は、氾濫ボリュームの1つの検証目安となる河道の痕跡水位と上記の氾濫原の実績浸水深である。

① 河道縦断水位の比較

図-7.18に河道の痕跡水位と再現計算による最大水位を示す。このことから、計算水位と痕跡水位は合致していることがわかる。

② 浸水深の比較

図-7.19（1）に氾濫計算による最大浸水深を、**図-7.19（2）**にアンケート調査による実績の浸水深と計算による最大浸水深の比較を示す。なお、実績の浸水深は、アンケート調査において一定の浸水深幅で調査している（治水経済調査マニュアル（案）の被害率の浸水深範囲）ため浸水深ランクで表示している。

図-7.19（2）より、計算浸水深と実績値は概ね良好な結果と言える。しかし、図中で浸水深が実績値と整合していない家計が若干みられる。これは、50mメッシュというマクロな地形形状で表現している等の計算スケールの問題と考えられる。しかしながら、全体的な結果は良好なことからもその影響は小さく、当時の氾濫状況を再現できていると言える。

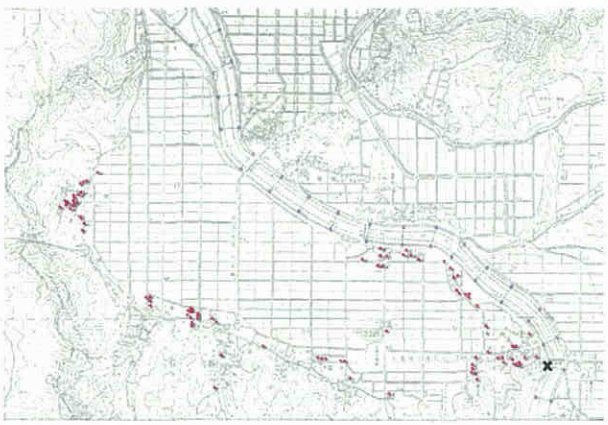


図-7.17（1）　鳥居地区のアンケート調査家計

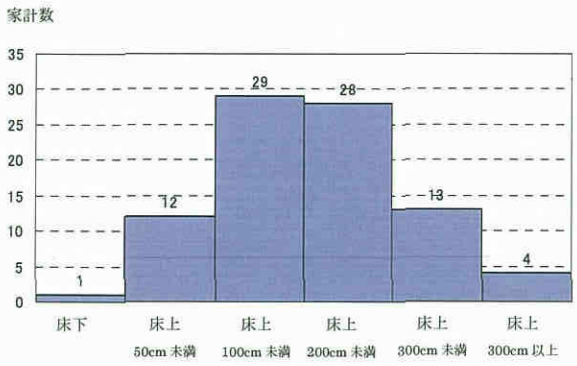


図-7.17（2）　浸水被害状況

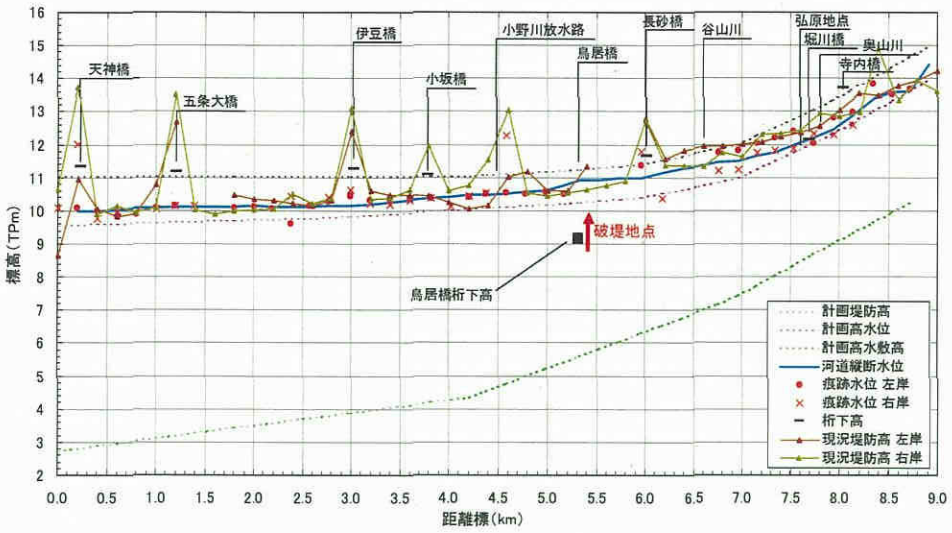


図-7.18　痕跡水位と計算結果による河道縦断最大水位の比較

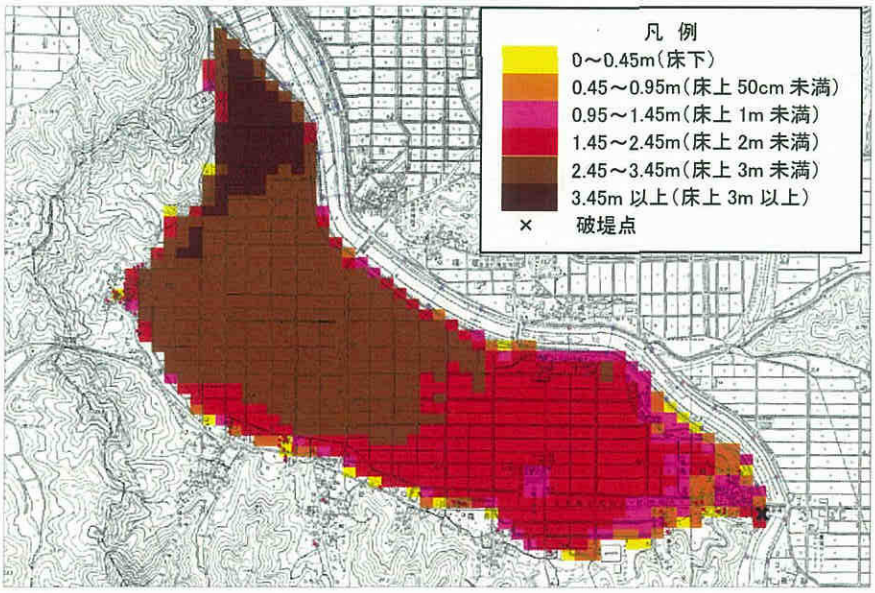


図-7.19（1）氾濫計算による最大浸水深

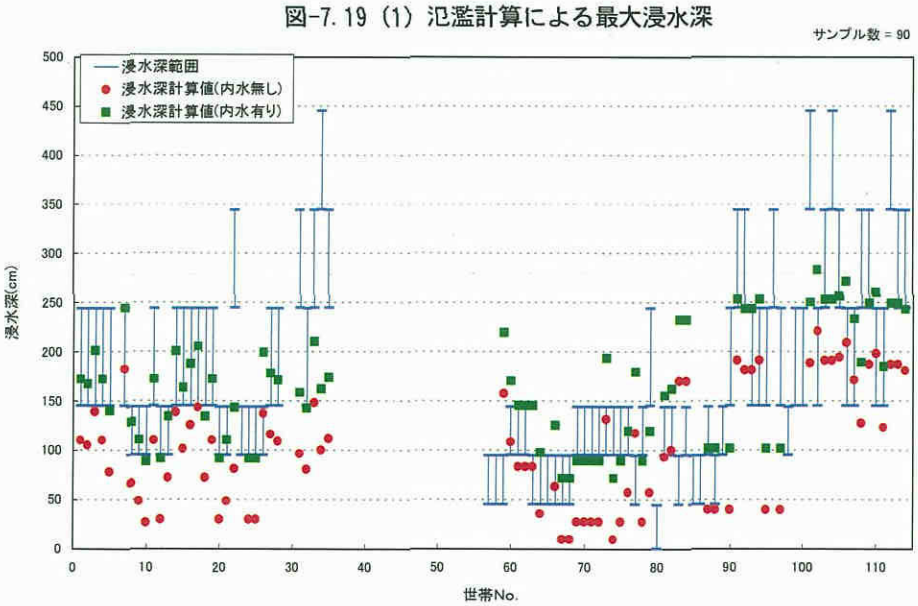


図-7.19（2）アンケート調査家計の浸水深と計算による最大浸水深の比較

7.4.2 治水経済調査マニュアル（案）を用いた家計の水害被害額の算定

現在の治水経済調査マニュアル（案）では、世帯における被害額は、主に家屋・家財の一般資産被害額として算定されている。ここでは、現行マニュアル（案）の評価手法に従って前節で検証した出石地区の氾濫計算結果から家計における一般資産被害額を算出する。また、現行マニュアル（案）と実際の被害額との間に乖離があると、実態に即した評価とならないことから、アンケート調査で回答された被害額とを比較し、その妥当性を検証した。

(1) 現行マニュアル（案）による一般資産被害額の算定方法

現行マニュアル（案）の世帯の一般資産被害額は、家屋被害額と家財被害額の合計で評価されており、その算定方法は以下に示す通りである。

家屋被害額＝家屋資産額×被害率	(5.11.a)
家財被害額＝家財資産×被害率	(5.11.b)

ここで、家屋資産については、平成12年国勢調査データを下に1kmメッシュの延べ床面積と兵庫県1m²当たりの評価額（150.6千円）から資産額を算定し、50mメッシュの宅地の土地利用分布から家屋資産を振り分けて算定した。家計数は対象地域の鳥居地区全体の家計を対象とした。また、家財資産は、平成12年国勢調査データを下に1kmメッシュの家計数と現行マニュアル（案）の1家計当たりの家財評価額（14,927千円/家計）から資産額を算定し、上述の家屋資産と同様に50mメッシュの宅地の土地利用分布から家財資産を振り分け算定した。

なお、家屋及び家財の被害率に関しては、下表に示す現行マニュアル（案）の浸水深別の被害率を用いる。なお、鳥居地区の地盤勾配は概ね1/1000程度であることからBグループの被害率を用い、浸水深は7.3.1に示した再現計算によるアンケート世帯位置のものを抽出し、被害率を算定するものとした。

表-7.7　浸水深ごとの家屋被害率

浸水深 / 地盤勾配	床下	床上					土砂堆積（床上）	
		50cm未満	50～99	100～199	200～299	300cm以上	50cm未満	50cm以上
Aグループ	0.032	0.092	0.119	0.266	0.580	0.834	0.43	0.785
Bグループ	0.044	0.126	0.176	0.343	0.647	0.870		
Cグループ	0.050	0.144	0.205	0.382	0.681	0.888		

A：1/1000未満、B：1/1000～1/500、C：1/500以上

表-7.8　浸水深ごとの家財被害率

浸水深	床下	床上					土砂堆積（床上）	
		50cm未満	50～99	100～199	200～299	300cm以上	50cm未満	50cm以上
被害率	0.021	0.145	0.326	0.508	0.928	0.991	0.50	0.845

(2) アンケート調査世帯の一般資産被害額算定方法

アンケート調査で世帯の一般資産被害額を算定する方法の1つとして、修理費用及び新規購入費等の要した費用を上乗せする方法が考えられる。しかしながら、それらを全て見積もることは困難と考えられる。そこで、家屋及び家財の被害額の算定方法は、それぞれ式(5.11.a)、 式(5.11.b)を用いて評価する。ただし、資産額の評価は、アンケート調査で得られたものを最大限に利用し、被害率に関しても実績の浸水深から算定することで被害額を評価するものとした。

家屋資産は、アンケートで調査した家屋の延べ床面積と兵庫県の $1m^2$ 当たりの評価額を用いて以下のように算定した。家財資産については、上記に示した現行マニュアル（案）の1家計あたりの家財評価額を用いて、アンケートで調査した1家計あたりの人数と兵庫県の1家計あたりの構成人数で評価額を推定した。

家屋資産＝家屋の延べ床面積×$1m^2$当たりの評価額（150.6千円）　(5.12.a)

家財資産額＝1家計あたりの評価額（14,927千円/家計）

×（アンケート調査家計人数／兵庫県1家計あたりの人数＝2.67人）　(5.12.b)

H15　日本統計年鑑

(3) 比較結果

アンケート調査では、各家計を対象としているが、現行マニュアル（案）では、統計マクロデータを用いたメッシュデータを用いるため、浸水深の比較は可能であるが、資産評価額を個別の家屋に振り分けることは困難であり、各世帯毎の被害額を個別に比較検討することは困難である。従って、両者の被害額の比較については鳥居地区氾濫原全体を対象として比較するものとした。

表-7.9に、現行マニュアル（案）に基づく世帯の被害額推定結果とアンケート調査結果を示す。これによって、現行マニュアル（案）に基づいた世帯の一般資産被害額は、アンケート調査で得られた一般資産被害額とほぼ同程度の被害額となっており、現行マニュアル（案）の被害額算定方法の適用性の高さが確かめられた。

表-7.9　現行マニュアル（案）の被害額推定結果とアンケート調査結果の比較

（単位：千円）

手法	家屋被害額	家財被害額	一般資産被害額
現行マニュアル（案）に基づく方法	8940	9167	18107
アンケート調査	6398	11683	18080

7.4.3 治水経済調査マニュアル（案）を用いた家計の年平均期待被害額の算定

鳥居地区を対象に、治水経済調査マニュアル（案）を用いて家計の年平均期待被害額の算定を行う。

(1) 計算条件

流量ハイドログラフは、「円山川浸水想定区域図作成（その 2）業務報告書　平成 15 年 3 月　豊岡河川国道事務所」で示されている昭和 54 年 10 月型の弘原地点の確率規模別流出計算ハイドログラフを用いて、W=1/10、1/20、1/30、1/50、1/70、1/100 の計 6 ケースとした。破堤条件および資産評価方法等については現行マニュアル（案）に準拠した。

(2) 算定結果

図-7.21、22 に確率規模ごとの鳥居地区 1 世帯当たりの一般資産被害額と区間確率被害額を示す。これより、W=1/20 の規模の流量が無害流量となる。鳥居地区全体の 1 家計当たりの年平均期待被害額は約 21 万 9 千円である。この被害額は、7.1.2 で整理した同地区の実績の年平均被害額（約 22 万 2 千円）と一致しており、現行マニュアル（案）の計測精度は高いと言える。

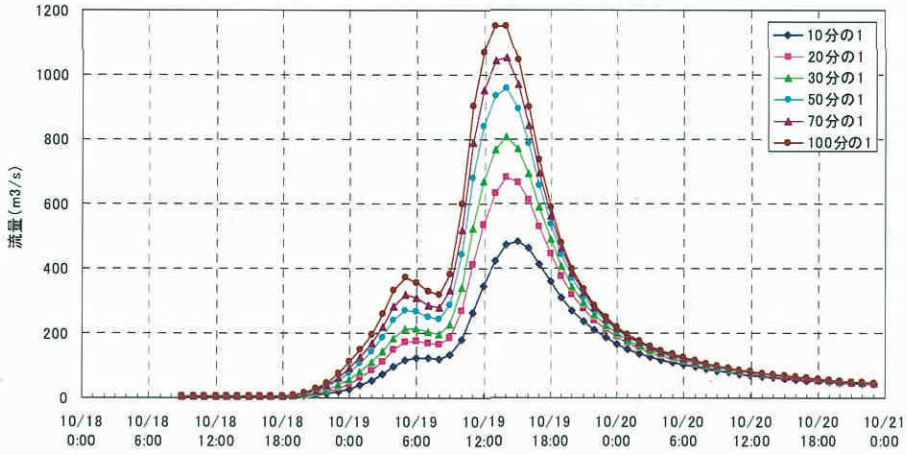


図-7.20　弘原地点の確率規模別流出ハイドログラフ

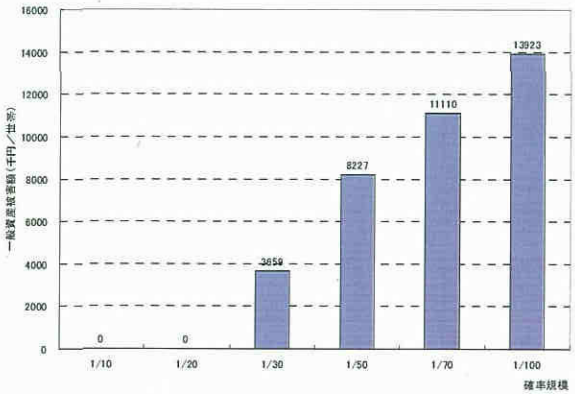


図-7.21　1 世帯当たりの一般資産被害額

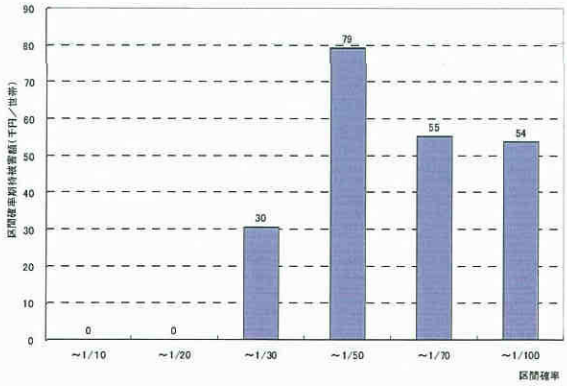


図-7.22　1 世帯当たりの期待被害額（区間確率）

7.5.　水害遭遇家計のリスクプレミアムと流動性被害に関するケーススタディ

7.5.1　水害遭遇家計における流動性制約

流動性被害を算定するためには、流動性制約を受ける家計の割合（これを流動性被害率という）を求める必要がある。流動性被害率が把握できれば、流動性制約モデルを用い流動性制約に直面する場合と、しない場合それぞれの洪水確率規模ごとの期待不足調達額を算定できる。そのうえで、全ての確率規模の洪水について制約有無別の年間期待不足調達額を算出し、これに流動性被害率を加重平均することにより、対象地域の 1 家計あたりの年間期待不足調達額を算定できる。これができれば、ハザードモデルと対象地域のマクロデータを用いて地域の復旧過程の推移確率を推計し、地域の 1 家計あたりの期待流動性被害額を算出することができる。

(1) アンケートデータによる地域（出石地区）の期待流動性被害額算定結果

アンケートデータを用いた地域(出石地区)の1家計の期待不足調達額の算定方法は、上述した通りとした。まず、本水害で流動性制約に直面した家計と直面しなかった家計それぞれについて、流動性制約モデル式を用い、水害確率規模毎の各家計の期待不足調達額を算定した。その上で、全ての確率規模の水害が発生する場合を考慮した制約有無別の各家計の年間期待不足調達額を算出した。その結果を、流動性被害率で重み付けを行って集計し、対象地域の1家計あたりの年間期待不足調達額とする方法を採用した。

集計に当たり、考慮した点は以下の通りである。

- 確率規模 1/20 以下（被害が小さい）は無害流量とする。
- 確率規模毎の一般資産被害額は、氾濫解析から得られる浸水深に応じた被害率を、家屋・家財資産価額（家屋述べ床面積・家計人数より算出）に乗じることで算出する。
- アンケート回答値によれば、アンケート対象全家計の本水害による流動性被害率は 1/3（制約あり家計数:制約なし家計数=1:2）である。
- 地域の集計期待不足調達額は、本水害で流動性制約に直面した家計の平均期待不足調達額と、流動性制約に直面しなかった家計の平均期待不足調達額を、それぞれ重み 1、重み 2（上述の流動性被害率より）の加重平均をとったものとする。
- 区間確率ごとの期待不足調達額は、隣り合う確率規模毎の期待不足調達額の平均値に、区間確率を乗じることで算出する。
- 年間期待不足調達額は、区間確率ごとの期待不足調達額の総和とする。

以上の算定方法に従い、出石地区の流動性制約モデルによる期待不足調達額を推計可能な 36 サンプルについて期待不足調達額を推計した結果、出石地区の 1 家計あたりの確率規模毎の期待不足調達額及び年間期待不足調達額は以下の通りとなった。図-7.23 は台風 23 号による水害（今水害）における流動制約有無（アンケート回答値）別の、家計の確率規模毎期待不足調達額を示している。今水害の確率規模は概ね 1/30 相当であり、流動性制約を受けなかった家計が全体の 2/3 ほどあった。しかし、図-7.23 に示

すように、そのような家計でも1/70以上の洪水では流動性制約が生じることが判る。

図-7.24は図-7.23の結果について加重平均（アンケート回答値によれば、全サンプル流動性制約割合、制約あり：なし＝1：2、であることから、今水害流動性制約あり家計の結果を重み1、今水害流動性制約なし家計の結果を重み2とした）をとったものである。

図-7.25は台風23号による水害（今水害）における流動性制約の有無（アンケート回答値）別の、家計の区間確率毎期待流動性被害額を示している。図-7.26は図-7.25の結果について、加重平均（今水害流動性制約あり家計の結果の重みを1、今水害流動性制約なし家計の結果の重みを2として加重平均したもの）をとったものである。図-7.26には、加重平均をとった区間確率毎の期待流動性被害額の総和である、出石地区の1家計あたりの期待年間不足調達額の値についても併せて表記している。推計の結果、出石地区の1家計あたりの期待年間流動性被害額は、6.9万円であることが明らかとなった。

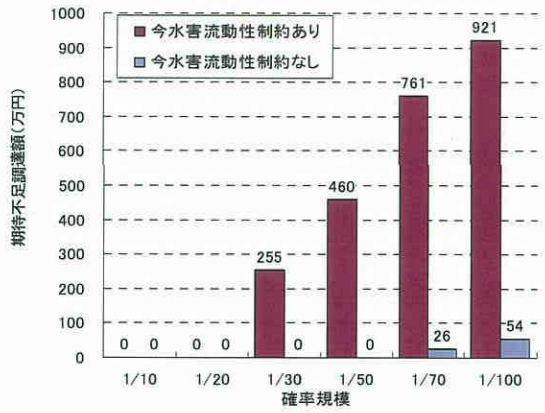


図-7.23　確率規模毎期待流動性被害額 N=36

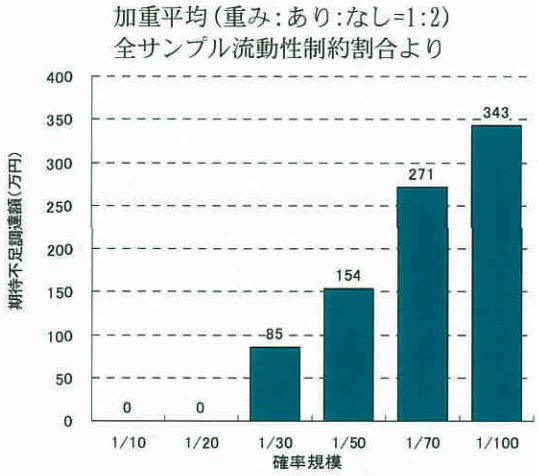


図-7.24　加重平均確率規模毎期待流動性被害額

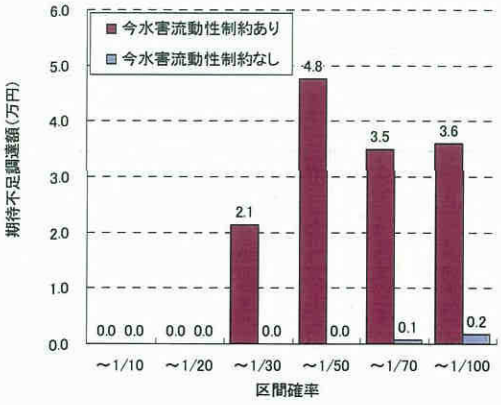


図-7.25　区間確率毎期待流動性被害額 N=36

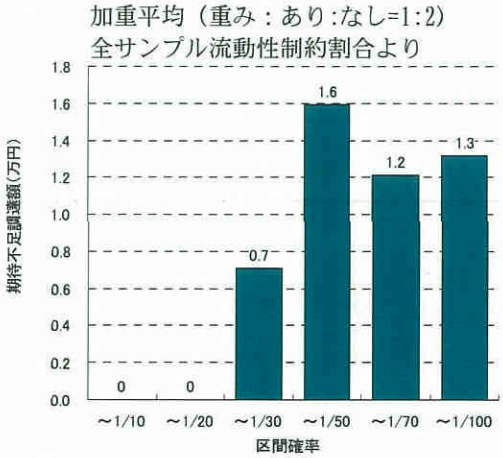


図-7.26　加重平均区間確率毎期待流動性被害額

N=36

7.5.2 リスクプレミアムと流動性制約に関する考察

(1) 伝統的リスクプレミアム

横松・小林モデルによる伝統的リスクプレミアムの算定方法を示せば次のとおりである。

家計の効用は、Cobb-Douglas 型の効用関数を仮定する。

$$u\big(c(t),s(t)\big)=a\ln c(t)+(1-a)\ln s(t) \tag{5.13}$$

$c(t)$は時刻 t における消費額、$s(t)$は物的資産額を表す。また、a は家計の消費と物的資産の間の選好特性を表すパラメータである。

個々の家計のパラメータ a は、

$$a=\frac{1}{\left(r+\delta+\varepsilon\overline{\mu\alpha}\right)s/c+1} \tag{5.14}$$

ただし、r は利子率、δ は減耗率、ε は保健市場のリスクプレミアム（マークアップ率＝保険料／期待被害額）である。上記のように $\overline{\mu\alpha}$ は期待被害率、すなわち被害率の年期待値を表す。

家計は自身が直面するリスクが被害率 $\overline{\mu\alpha}$ の 1 種類であるかのように認知して保険行動を決定すると仮定する。このとき家計が選択する保険カバー率は以下の条件式によって与えられる。

$$\beta=1-\frac{(\varepsilon-1)(r+\delta+\varepsilon\overline{\mu\alpha})}{\varepsilon\overline{\alpha}\rho(1-a)} \tag{5.15}$$

ただし $\overline{\alpha}$ は平均被害率を表す。また、ここでは堤防を整備することによって、期待被害率 $\overline{\mu\alpha}$ の換算の際に含められている全てのランク j の洪水を防ぐことができると考える。このとき保険を購入する家計の防災投資に対する支払意思額（WTP）は以下のように表される。

$$WTP=\frac{1}{\rho}\left\{\varepsilon\beta\overline{\mu\alpha s}+\varepsilon(1-\beta)\overline{\mu\alpha s}\right\}=\frac{\varepsilon\overline{\mu\alpha s}}{\rho} \tag{5.16}$$

中辺の第 1 項は「資産の高度化効果」を、第 2 項は「事後的被害の減少効果」を表す。ただし ρ は時間選好率、β は式 (5.15) で与えられる最適カバー率を表す。

一方、保険を購入しない家計に関しては、上記の式 (5.15) によって最適保険カバー率 $\beta\leq 0$ で与えられる。本ケーススタディではそのような家計の支払い意思額を以下のように導出する。まず式 (5.15) に $\beta=0$ を代入して ε について解き、解 ε_c を「限界マークアップ率」と呼ぶ。すなわち ε_c は次の 2 次方程式を満たす正の方の解である。

$$\frac{(\varepsilon_c-1)(r+\delta+\varepsilon_c\overline{\mu\alpha})}{\varepsilon_c\overline{\alpha}\rho(1-a)}=1 \tag{5.17}$$

簡単な計算により、$\varepsilon_c\geq\varepsilon$（等式は $\beta=0$ のとき成立）の関係を確認することができる。そして次式により、保険を購入しない家計の防災投資に対する支払い意思額 WTP_c

を得る。

$$WTP_c = \frac{\varepsilon_c \overline{\mu \alpha s}}{\rho} \qquad (5.18)$$

全ての効果が「事後的被害の減少効果」に相当する。

なお、本検討では、S/C=7.775、 ε=2.18、 ρ=1.00、 δ=0.000、r=0.04 を使用した。

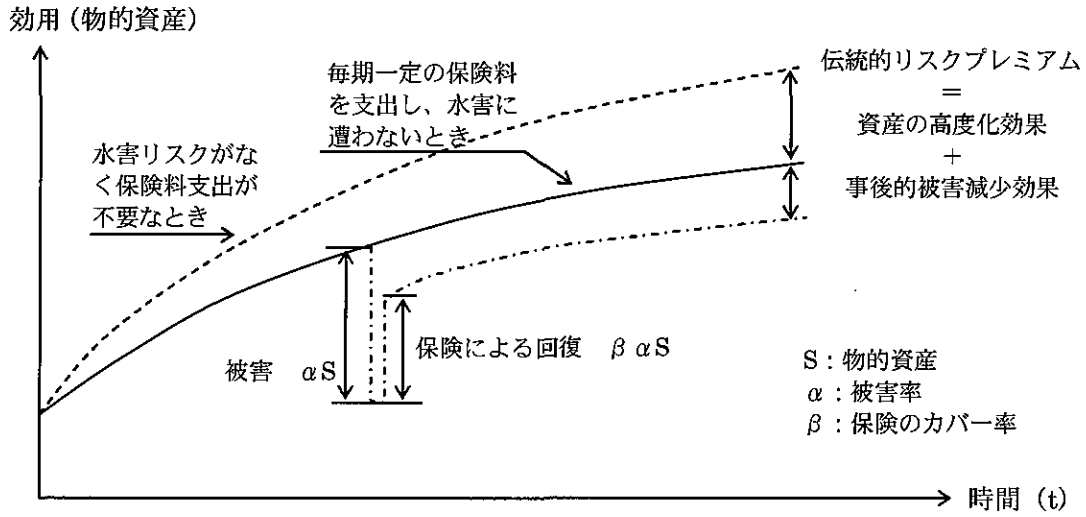


図-7.27　伝統的リスクプレミアム

(2) リスクプレミアムと流動性被害

伝統的リスクプレミアムは、損害保険のマークアップ率 ε で表現でき、ε＝2.18 と整理できた。このマークアップ率と治水経済調査マニュアル（案）を用いて算定した一般資産被害額から得られた伝統的リスクプレミアムは約 22 万円となる。

一方、流動性被害は、被災家計の所有する金融資産などの属性によって復旧が長期化することにより、復旧しない資産から得られていた便益（効用）が低下する被害を表わしていることから、ここでは伝統的リスクプレミアムとは別に整理している。

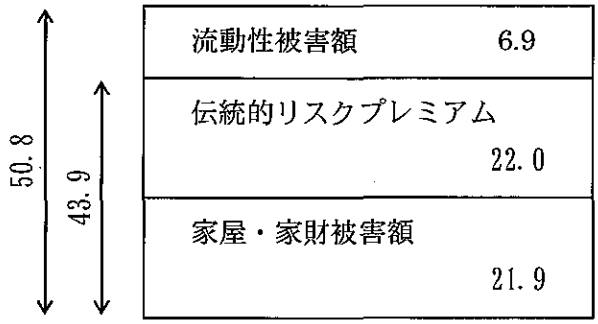


図-7.28　アンケート家計の平均被害額（期待値）の構成

7.5.3 精神的被害の年平均期待被害額の算定

7.3.3 で検討した確率規模毎の氾濫計算結果を用いて、家計の年平均期待精神的被害額を算定する。

(1) 手法

6 章では、再度災害への不安が精神的被害の大きな比重を占めていること、また、精神的被害を軽減するための支払意思額は、被災前の補償オプション価値を表していることを述べてきた。ここでは、上記の検討結果を踏まえて、因子分析から推定された第 3 回調査結果の被害計測式（式（5.19））を用いて被害額を計測する。ここで、第 3 回調査結果を用いる理由としては、調査時期が被災後 2 年 1 ヶ月経過しており、家計は水害後の恐怖を抱えているというよりは、むしろ再度災害に対する不安を抱える時期と考えられるため、最終調査期間の結果を用いる。また、式（5.19）の右辺第 1 項は、「生活レベルの低下による精神的苦痛」を表現しているが、4.4 に述べたように支払意思額の中に「水害で喪失した資産額は保障される」という仮定を十分認識しているとは限らないため、式（5.19）の第 2 項のみを対象とし、算定式は式（5.20）で評価するものとした。なお、被害額算定にあたっては社会的割引率 4%で現在価値化している。

$$d = 1995\ln(\mathrm{h}) + 7436\ln(\mathrm{h}) \tag{5.19}$$

$$D = \sum\left(\frac{1}{\rho} \times 7436\ln(h)\right) \cdot p_i \tag{5.20}$$

ここに、

d : 第3回調査結果の精神的被害額の推定式
h : 浸水深(m)
D : 年平均期待精神的被害額(円/年)
ρ : 0.04(社会的割引率)
p_i : 浸水発生の確率

(2) 結果

図-7.29、30 に確率規模ごとの鳥居地区 1 家計当たりの精神的被害額と区間確率の精神的被害額を示す。この結果を用い、鳥居地区の年平均家計の精神的被害額を算定すると約 2 万 1 千円となる。これは直接被害の約 1 割程度のオーダーである。現行マニュアル（案）では家計の精神的被害は年便益に加算されていない。今後、他の地域においても精神的被害算定手法の精緻化を検討するとともに、精神的被害と家計の直接被害やリスクプレミアムとの関係を調査し、家計の年便益評価を行う必要がある。

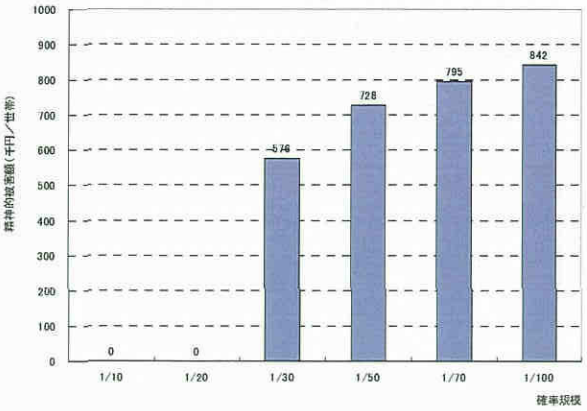


図-7.28　1家計当たりの精神的被害額

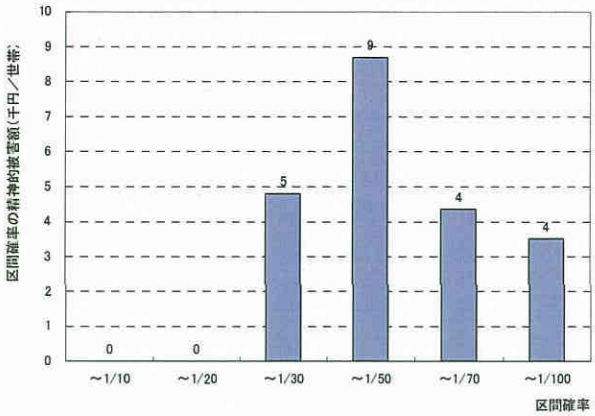


図-7.29　1家計当たりの期待被害額（区間確率）

7.6.　結　言

豊岡市の鳥居地区（旧出石町）を対象とした家計の一般資産被害、伝統的リスクプレミアム、流動性被害、精神的被害の年平均期待被害額を整理すると**図-7.30** に示すとおりである。ここで、精神的被害は、リスクプレミアムに含まれないが家計の被害額に新たに加算されたものであることを示している。

伝統的リスクプレミアムは、従来から損害保険市場のマークアップ率 ε で表現でき、保険加入・未加入者の平均は $\varepsilon = 2.18$ である。このマークアップ率と治水経済調査マニュアル（案）を用いて算定した一般資産被害額から伝統的リスクプレミアムを求めると約 22 万円となる。

一方、流動性被害は 3 章でその被害の定義を行ったが、被災家計の所有する金融資産などの属性によって復旧が長期化することで、復旧しない資産から得られていた便益（効用）が低下する被害を表わしており、リスクプレミアムの構成要因となっている。ここでは、伝統的リスクプレミアムとは別に整理しており、その期待被害額は約 6 万 9 千円である。

また、精神的被害については、6 章で検討した因子分析の重回帰式から、再度災害への不安が精神的被害の大きな比重を占めていることを考慮して確率規模ごとの精神的被害額を算定した。この結果、年平均期待被害額は約 2 万 1 千円となった。

現行の治水経済調査マニュアル（案）における家計の年平均被害額は、伝統的リスクプレミアムと一般資産被害額の和で評価されてきた。本研究では、家計は水害被害を受け復旧が長期化することにより、復旧しない資産から得られていた便益（効用）が低下する被害を流動性被害と定義し、リスクプレミアムの構成要素の一つと位置づけた。これによる家計の年平均被害額は約 50 万 8 千円となり、1 割程度大きく評価されることを示した。さらに、精神的被害の年平均被害額も加算すると約 52 万 9 千円となり、実際の家計に生じる被害額を評価した。

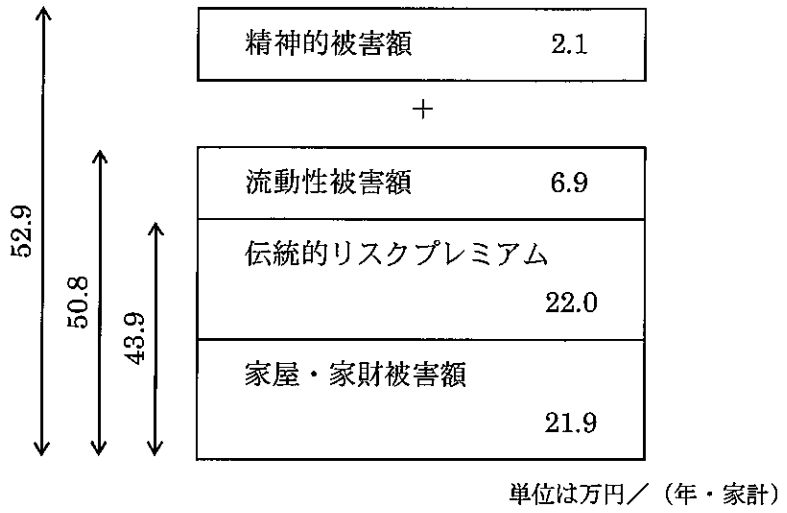


図-7.30　家計の年平均期待被害額の構成

【参考文献】

1）栗城稔，今村能之，小林裕明：水害の精神的影響の経済的評価，自然災害科学，Vol.15-3, pp. 231-240, 1997.

2）群馬大学工学部社会環境デザイン工学科災害社会工学研究室：平成12年9月東海豪雨災害に関する実態調査調査報告書，2001.11

8. 結 論

8.1. 本研究の結論

本研究では、治水経済便益の評価手法の高度化に資するため、現在の治水経済調査マニュアル（案）では便益として捉えきれていない流動性被害と精神的被害に焦点をあてて、平成16年10月に大きな水害被害を受けた円山川沿川の氾濫地域を対象としたアンケートパネル調査を実施し、流動性被害と精神的被害の評価手法について考察を行った。

まず、第2章では治水経済調査の歴史的な変遷をついて述べるとともに、水害の被害実態を踏まえた正確な水害被害を計測するための現在の治水経済調査マニュアル（案）の課題について整理を行い、(1)被害算定におけるリスクプレミアムの未考慮、(2)流動性被害並びに復旧時間の未考慮、(3)精神的被害の未考慮の 3 点を当面解決するべき大きな課題として特定した。

流動性被害については、今までにこのような概念の被害について研究を行った事例がないこと、横松・小林の研究において述べられている防砂事業におけるリスクプレミアム（伝統的リスクプレミアム）と流動性被害の関係について整理を行う必要があったことから、流動性被害の概念や定義・構造から研究を始めなければならなかった。3 章に示したように、流動性被害は伝統的リスクプレミアムには含まれないため、伝統的なリスクプレミアムに上乗せして実態被害を捉える必要があることを証明することができた。また、流動性被害を抑制するために既存の損害保険制度が有効に働く可能性が高いことについても証明することができた。さらに、流動性被害の概念を入れた経済的な評価を行うことによって、家計においてはマネジメントできない被害を政府による防災投資が減少させる役割をもっているというシナリオを明らかにすることができた。

流動性被害を算定するためには、被災した家計が流動性制約に直面するか否かを判定する流動性制約モデルの定式化と今後の所得等を考慮して設定される復旧レベルに到達するまでの時間（復旧時間）を推算するモデルの定式化が必要であった。

このため、流動性制約に直面するかどうかを判定する流動性制約モデルについて、第 4 章において検討を行った。水害被害を復旧するために必要となる各家計の属性に応じた必要調達額と調達可能額を必要調達額モデルと調達可能額モデルの二つを用いて比べることによって、流動性制約に直面するか否かの判定とともに、流動性被害額の算定を行うことが可能であることを証明した。なお、必要調達額は、一般資産被害額、被害額流動性比（＝一般資産被害額/（家計年収＋金融資産残高)、保険カバー率（保険給付金額/一般資産被害額）の三つで説明され、調達可能額は、金融資産残高、土地資産価額、保険金給付額の三つで説明される。

流動性被害を受けた家計が被災前に近い状況にまで復旧する時間の推定については、第 5 章において検討を行った。具体的には、アンケートパネル調査を利用してモデルの定式化を行い、指数ハザードモデルを用いた復旧時間の推定を行うことが可能であることを明らかにした。また、流動性制約に陥る家計のうち、被害額流動性比（＝一般資産被害額/（家計年収＋金融資産残高)）が高い家計ほど普及に要する時間が長くなることを明らか

にした。

この二つのモデルを用いることによって、流動性制約と復旧時間を考慮した流動性被害の被害額の算定を行うことが可能となる。このことから水害による一般資産被害額が大きく、復旧のために使用できる金融資産等が少ない家計の流動性被害が大きなものとなることを明らかにした。この両モデルを使用することによって、家計や地域の経済力に応じた真の水害被害額（ここでは、一般資産被害額＋流動性被害額をいう。）を評価することが可能となり、現在まで効率性の概念として使用されていたB/Cという指標に公平性の概念を幾分かでも加味することが可能になったものと推量している。また、この評価手法の導入は、今後想定される高齢化社会の進展を踏まえると、治水事業の社会資本整備事業としての性格を明確にし、他の事業との比較や整備優先順位を検討する上での重要な指標になるものと考えている。

精神的被害については、精神的被害項目の列挙・積上げ方式による被害額算定についての末次らの既往研究はあるものの、精神的被害の構造を明確にし、その支払意思額を被害額として算定した事例はない。このことから本研究は精神的被害についての先鞭を付けたものと考えられる。精神的被害の構造を明らかにするため、当初、因子分析と重回帰分析を用いた検討を行った。この検討では、精神的被害の構造として、(1)思い出の品等の喪失による精神的な被害と、(2)再度災害への不安・恐怖という二つの要素が抽出されるものの、(1)の思い出の品等の喪失による精神的な被害は時間経過とともに大きく減衰するものであることがわかった。しかしながら、因子分析を用いた評価手法では、精神的な被害というよりも資産が有している効用の一部を精神的な被害として捉えている可能性があったので、共分散構造モデルを用いた精神的被害の構造に関して詳細な検討を行った。この結果、精神的被害の内容として因子分析と同じように二つの要素が抽出されるものの再度災害への不安・恐怖が大きな比重を占めることが明らかとなり、精神的被害としては再度災害への不安・恐怖を被害として評価することが妥当であるとの結論を得た。

また、本研究において導出した被害評価手法を用いて豊岡市の鳥居地区を対象としたケーススタディを実施し、従来の治水経済調査マニュアル（案）によって算出される年当りの被害軽減額と流動性被害及び精神的被害を考慮した年当りの被害軽減額の算定を行った。この結果、流動性被害と精神的被害は、従来の洪水被害軽減額の約40%にもなり、決して無視し得ない額であることが判明した。また、伝統的なリスクプレミアムを考慮した総便益は、従来の洪水被害軽減便益の約2.4倍程度となることが分った。但し、今回提示した手法は、豊岡市を対象としたアンケート調査を用いて検討し、ケーススタディを行っていることから、豊岡市にのみ適用可能な手法であるともいえるため、今後は、本研究成果の考え方や手法を基に全国的な展開を図り、流動性被害算定手法及び精神的被害算定手法の精緻化と一般化を図っていく必要がある。

上述したように、今後、流動性被害算定手法及び精神的被害の算定手法の精緻化と一般化を図っていく必要がある。高齢化が急速に進行している社会状況等を勘案すると、浸水という現象が被災者のその後の生活にどのような影響を与えるかといった観点から治水事業の便益を捉える必要性が高い。特に、本研究で提案したような流動性被害や精神的被害を便益評価の中に加えることは勿論のこととして、効用を物差しとした治水事業の評価

に変えていくことが重要であり、早急な治水経済調査マニュアル（案）の改定が必要であると思われる。

8.2. 今後の課題と検討の方向性

水害や震災等の大規模な自然災害は、災害地域に居住する人々の被害後の人生を大きく変化させる可能性が高い。しかしながら、現在までに検討されている被害算定手法は、被害前後の社会構造や所有資産が変化しないことを前提として、換言すれば、災害直後に元の社会構造や生活スタイルに戻れることを前提としている。復興費用を被害額として捉えているにすぎない。

流動性被害の検討でも示したように、ある災害規模を境として流動性被害が発生し、拡大するように、本来、災害による影響・被害は、ある被害規模を境として不連続なものになると想像される。これが、災害のカタストロフ性と呼ばれているものであるが、このような被害規模の不連続性を扱った研究は、今までになく、今回の研究がその最初の道筋を示したものと自負している。

治水事業についてみれば、戦後の荒廃した国土を襲った大規模な災害から計画的な河川改修が実施され、不十分ではあるもののある一定の治水水準が確保され、頻繁な外水氾濫による被害は減少してきている。しかしながら、その反面、氾濫原に居住する人々の浸水被害に対する耐性は過去と比べて著しく低下している。今後、大規模な水害が発生した場合には、上述したような社会構造や生活スタイルを大きく変化させる浸水被害となる可能性が高いことや高齢化社会が進行している現実等を勘案すると、災害のカタストロフ性について研究を重ね、適切な予防措置がとれるように準備を行っておくことが望ましく、本研究がそのベンチマークとなることを期待している。

謝 辞

本研究は、国土交通省国土総合技術研究所と京都大学大学院工学研究科小林研究室が共同で実施した「水害被害のリスクプレミアムに関する研究」の成果を基にとりまとめたものであり、本研究をとりまとめるにあたっては、多くの方から様々なご教示をいただくとともに、ご協力をいただきました。記してここに感謝の意を表します。

まず、京都大学大学院工学研究科の小林潔司教授には、本研究を始めるきっかけを作っていただきますとともに、終始丁寧かつ情熱的なご教授をいただきました。先生の思考の中に次々と想起されるモデルや事象の捉え方への洞察力に触れさせていただいたことは、私の人生の中でかけがえのない、何ものにも代え難い財産となりました。ここに深甚なる感謝の意を表します。

京都大学大学院工学研究科の松島格也准教授、大西正光助教、京都大学防災研究所の横松宗太准教授からは、適切なご助言並びにご指導をいただくとともに、著者が壁に突き当たった時に常に適切なヒントや協力をいただきました。先生方のご理解と激励なしには本研究が完成にたどりつくことはあり得ませんでした。心より感謝申し上げます。

京都大学防災研究所の多々納裕一教授からは、災害リスクマネージメントをテーマとした研究会やワークショップなどにおいて、多くの貴重なヒントや視点をご教示いただきました。先生との議論をとおして新たな視点などが見えてきたような感じがいたしており、深く感謝申し上げます。

京都大学大学院工学研究科の細田尚教授、京都大学防災研究所の中北英一教授には、本研究をとりまとめるにあたって貴重なご意見並びにご指導をいただきました。深く感謝の意を表します。

京都大学大学院工学研究科の大学院生であった藤本幸史君や関川裕己君をはじめとする小林研究室の院生諸君には、3 月の寒い時期や学園祭の最中にもかかわらず、現地豊岡のフィールドでアンケートの回収を行っていただき、本研究の基礎的なデータの作成を行っていただきました。これらの貴重なデータなしには本研究がまとまりませんでした。深く感謝の意を表します。

現在、大阪府の矢野定男氏、㈱東京建設コンサルタントの幸弘美氏、見上哲章氏には、鳥居地区の水害被害額の算定を行うにあたって必要となる氾濫計算等について議論をさせていただき、精度の高いモデルと被害額の算定を行うことができました。深く感謝いたします。

また、最後に、大きな水害後であるにもかかわらず、私生活に踏み込んだ煩瑣さなアンケート調査にご協力いただいた豊岡市の庄境地区、鳥居地区、赤崎地区の区長様をはじめとする皆様には、大変ご迷惑をおかけいたしました。皆様のご協力がなくしては、本研究はなし得ませんでした。心より御礼を申し上げます。