家計の流動性制約が水害被災家計の復旧過程に及ぼす影響

THE IMPACTS OF LIQUIDITY CONSTRAINTS UPON THE RECOVERY PROCESSES OF THE HOUSEHOLDS DAMAGED BY A FLOOD

In this paper, post-disaster recovery processes of the households are formulated by use of the multi-staged exponential hazard model. As the result, the Markovian transition probability model is employed to represent them. The recovery states of the households are categorized into several ranks, and giving consideration to liquidity constraints, their recovery processes are characterized by hazard models. The Markovian transition probabilities between the recovery states which are defined for the fixed intervals between the investigation points in time, are described by the exponential hazard models. The disaster recovery process of households is investigated by the empirical data set of the households sacrificed by the 2004 October flood in Toyooka City.

Keywords: liquidity constraints, delay in recovery process, Markovian transition probability
流動性制約，復旧過程の遅延，マルコフ推移確率

1. はじめに

平成16年10月の台風23号は，円山川の基準地点立野上流において12，24時間雨量としては戦後最大，2日雨量においても戦後3位となる降雨をもたらし，流量としては過去最大であった伊勢湾台風時の洪水流量を越える水害（以下，豊岡水害と呼ぶ）をもたらした．この洪水により，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，家屋損害率が50%以上の全壊家屋333棟，家屋損害率が40%〜50%以上の大規模半壊家屋1,082棟，家屋損害率が20%〜40%以上の半壊家屋2,651棟，一部損壊及び床上浸水837棟という被害が生じた．

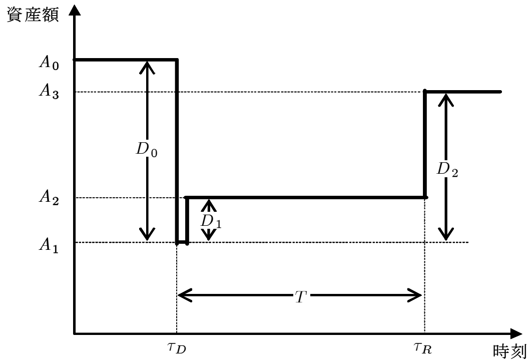
一度，自然災害が生じれば，家計の物的資産の損失・損壊は大規模に及ぶ．家計は，被災後に資産を速やかに復旧するために，被災直後に大規模な資金を調達することが必要となる．家計の多くは金融機関と負債契約(ローン契約)を締結し，住宅・土地の購入資金を調達すしている．家計は毎期獲得する労働所得のキャッシュフローを原資として，生涯期間にわたって負債を返済する．その場合，家計が購入した土地，家屋が負債契約の担保として位置づけられる場合が多い．しかしながら，水害により，家屋が損壊した場合，家計は資産を喪失する．さらに，家屋が負債契約における担保となっていた場合，担保資産も同時に喪失する．被災家計が，住宅再建のための資金を金融機関から調達しようとした場合，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2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．その結果，資産の復旧過程が遅延し，復旧完了までの間，家計は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，平成16年台風23号による豊岡水害の被災家計に対して，被災直後における被害調査，および，その後，2時点において被災家計の復旧過程に関する実態調査を実施した．その上で，家計の復旧過程をマルコフ推移確率モデルで表現するとともに，流動性制約が家計の資産復旧過程に及ぼす影響を分析する．以下，**2.** で本研究の基本的な考え方を説明する．**3.** で復旧過程モデルを定式化する．**4.** でモデルの推定方法について述べ，**5.** で豊岡水害を対象とした実証分析の結果について述べる．

2. 本研究の基本的考え方

(1) 従来の研究概要

災害により被災した家計の復旧過程について分析した研究事例はいくつか存在する[1]．しかし，災害被災後の家計の流動性制約の有無による影響を考慮し，家計の復旧過程を推計した研究は，筆者の知る限り見当たらない．本研究では，家計の復旧過程の異質性を考慮し，家計の災害からの復旧過程をマルコフ推移確率モデルを用いて表現する．その際，津田等[2]が提案した多段階指数ハザードモデルを適用し，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ハザードモデル[3),4)]を合成することにより表現する．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し，家計の復旧過程を表現するという2段階の推定方法を適用する．



図－１ 流動性制約と資産復旧過程

被災した家計の復旧過程は，それぞれの家計属性によって多様に異なる．多段階指数ハザードモデル[2]を用いれば，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非集計的に推計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をマルコフ推移確率により表現できるという利点がある．このような多段階指数ハザードモデルを用いたマルコフ推移確率モデルを用いることにより，家計の流動性制約の有無が，個々の家計の復旧過程に及ぼす影響を分析することが可能となる．

(2) 流動性制約による復旧遅延

被災家計は，今後獲得可能な生涯所得と現有の金融・物的資産残高を考慮し，効用最大化を目的として喪失した資産の復旧水準を決定する．この場合，被災により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．また，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，借り入れ等により復旧資金（流動性）を調達することが必要となる．本研究では，復旧のために必要となる資金額を「必要調達額」，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」と呼ぼう．

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り入れにより調達する[5),6)]．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．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，十分な復旧資金を直ちに調達できない場合，流動性制約に直面していると考える[7)]．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．**図－１**には，家計が直面する流動性制約，及び資産復旧過程を示している．いま，**図－１**において，縦軸は家計が保有する資産額，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 τ_D に被災し，物的資産額が A_1 まで減少する．被災後，直ちに復旧活動を実施し，物的資産額を A_2 まで回復する．しかし，残りの復旧資金の調達に時間を要し，最終的には時刻 τ_R 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 は災害により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 τ_R 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．先に述べた理由により必要調達額 D_2 は，資産の被害額 D_0 よりも少ない値になっている．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額を調達するために，期間 T にわたり資金を留保する．時刻 τ_R 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，家計は速やかに資産水準 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 T 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．

表－１ 復旧度３段階評価基準

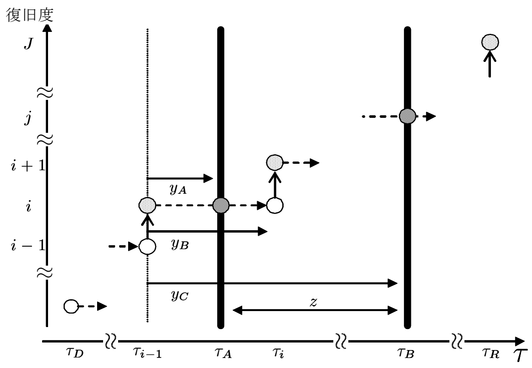
復旧度	判断基準
1	浸水被害時の状況からほとんど変化なし，または，生活に不自由を強いられている．
2	当面調達可能な資金を用いて復旧したが，計画通りの水準には戻っていない．
3	当初想定した復旧水準まで戻っている．

注） **図－１**において，資産水準が A_1 にある状態が復旧度１に，A_2 が復旧度２に，A_3 まで回復した状況が復旧度３に該当する．

(3) マルコフ推移確率

家計の復旧過程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．家計の復旧度の時間的推移が**図－２**に示すように与えられたとしよう．同図では，時刻 τ_D で被災直後から復旧が始まる状況が示されている．家計の復旧過程を J 個の復旧度を用いて表現しよう．家計の復旧度を状態変数 i $(i = 1, \cdots, J)$ を用いて表す．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．**表－１**には，実証分析で用いた復旧度の定義を示している．当然のことながら，家計によって被災前の家財・家屋の蓄積水準が異なったり，被災状態，復旧水準が異なる．したがって，復旧度は家計ごとに，被災水準と回復水準の相対的な関係として定義される．

２つの時刻間における家計の復旧度の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．いま，ある家計の復旧過



図－２ 復旧過程のモデル化

程を**図－２**のように模式化しよう．時刻τ_Aで観測した当該家計の復旧度を状態変数$h(\tau_A)$を用いて表そう．マルコフ推移確率は，時刻τ_Aで観測された復旧度$h(\tau_A)=i$を与件とし，将来時点（たとえばτ_B）において復旧度$h(\tau_B)=j$が生起する条件付推移確率として定義される．すなわち，

$$\mathrm{Prob}[h(\tau_B)=j|h(\tau_A)=i]=\pi_{ij} \tag{1}$$

と表せるマルコフ推移確率は所与の２つの時点τ_A，τ_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$\sum_{j=1}^{J}\pi_{ij}=1$が成立する．すなわち，マルコフ推移確率に関して

$$\left.\begin{array}{l}\pi_{ij}\geq 0\ (i\leq j\text{のとき})\\ \pi_{ij}=0\ (i>j\text{のとき})\\ \sum_{j=1}^{J}\pi_{ij}=1\end{array}\right\} \tag{2}$$

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，$\pi_{JJ}=1$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ため，調査時点τ_Aより遡って，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τ_Aから調査時刻τ_Bの間に推移する確率は時刻τ_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．

3．復旧過程モデル

(1) 指数ハザードモデルの定式化

本研究では，家計の復旧過程をマルコフ推移確率により表現する．マルコフ推移確率を個別家計の復旧過程を多段階指数ハザードモデル2)を用いて表現しよう．多段階指数ハザードモデルの詳細に関しては，参考文献2)を参照して欲しい．家計の復旧過程に関する実態調査により，被災後のある特定時点における家財の復旧度と，家計属性等，個々の被災家計に特有な非集計データを獲得できたと考えよう．本研究では，家計の復旧過程の推計にあたり，１）対象とするサンプルが有する個別情報に基づいて多段階指数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．多段階指数ハザードモデルは，個々の家計の復旧過程を表現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．

いま，世帯の復旧過程を**図－２**に示すようにモデル化する．時刻τ_{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，時刻τ_{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」と呼ぶ．時点y_Aにおいて復旧度がiである家計について，復旧度$i+1$に移動する事象が生じる時点y_Bが確率的であるようなハザードモデルを考える．この場合，調査間隔$z(=y_C-y_A)$に関する情報を用いれば，復旧度が推移したサンプル時点y_Bに関する情報を用いなくても，多段階指数ハザードモデルが推定可能である．

家計の復旧過程がマルコフ性を満足するとき，ハザード関数$\lambda_i(y_i)$は時点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，

$$\lambda_i(y_i)=\theta_i \tag{3}$$

が成立する．指数ハザード関数(3)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．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

$$\begin{aligned}\tilde{F}_i(y_i)&=\exp\left[-\int_0^{y_i}\lambda_i(u)du\right]\\&=\exp(-\theta_i y_i)\end{aligned} \tag{4}$$

と表され，指数ハザードモデルが得られる．

(2) マルコフ推移確率の導出

以上の前提条件の下，指数ハザードモデルを合成することにより，マルコフ推移確率を導出することができる（導出過程は津田等2)を参照して欲しい）．

$$\pi_{ii}=\exp(-\theta_i z) \tag{5}$$

$$\pi_{ii+1}=\frac{\theta_i}{\theta_i-\theta_{i+1}}\{-\exp(-\theta_i z)+\exp(-\theta_{i+1}z)\} \tag{6}$$

$$\pi_{ij}=\sum_{k=i}^{j}\prod_{m=i}^{k-1}\frac{\theta_m}{\theta_m-\theta_k}\prod_{m=k}^{j-1}\frac{\theta_m}{\theta_{m+1}-\theta_k}\exp(-\theta_k z)$$
$$(j=i,\cdots,J) \tag{7}$$

$$\pi_{iJ}=1-\sum_{j=i}^{J-1}\pi_{ij} \tag{8}$$

ただし，表記上の規則として，

$$\left\{\begin{array}{ll}\prod_{m=i}^{k-1}\frac{\theta_m}{\theta_m-\theta_k}=1 & (k=i\text{の時})\\ \prod_{m=k}^{j-1}\frac{\theta_m}{\theta_{m+1}-\theta_k}=1 & (k=j\text{の時})\end{array}\right.$$

が成立すると考える．ここで，調査間隔zに依存するマルコフ推移確率を$\pi_{ij}(z)$，マルコフ推移確率行列を$\boldsymbol{\Pi}(z)$と表す．導出した推移確率(5)-(8)は時間的整合性条件

$$\boldsymbol{\Pi}(nz)=\{\boldsymbol{\Pi}(z)\}^n \tag{9}$$

を満足することが示されている．ただし，nは整数であり，

マルコフ推移確率行列$\boldsymbol{\Pi}(z)$と$\boldsymbol{\Pi}(nz)$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．

4．マルコフ推移確率の推定方法

(1) 調査データの内容

被災家計を対象としたパネル調査により，家計数Kの復旧の過程に関するデータが得られたとする．すなわち，調査サンプルk $(k=1,\cdots,K)$には，異なる時刻τ_s^k $(s=0,\cdots,I)$に調査された復旧度$h(\tau_s^k),(s=0,\cdots,I)$に関する情報が記述されている．$\tau_0$は被災時点を表す．サンプルにより，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，家計kの調査間隔を$z_s^k=\tau_s^k-\tau_{s-1}^k$ $(s=1,\cdots,I)$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基づいて，ダミー変数δ_{ij}^{sk} $(i,j=1,\cdots,J;s=1,\cdots,I;k=1,\cdots,K)$を

$$\delta_{ij}^{sk}=\begin{cases}1 & h(\tau_{s-1}^k)=i,h(\tau_s^k)=j\text{の時}\\ 0 & \text{それ以外の時}\end{cases} \tag{10}$$

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$\boldsymbol{x}^k=(x_1^k,\cdots,x_M^k)$と表す．ただし，$x_m^k$ $(m=1,\cdots,M)$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$\Xi^k=(\delta_{ij}^{sk},z_s^k,\boldsymbol{x}^k: s=1,\cdots,I)$として整理できる．一方，調査サンプル$k$ $(k=1,\cdots,K)$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．家計の復旧過程を特徴づけるハザード率θ_i^k $(i=1,\cdots,J-1;k=1,\cdots,K)$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$\boldsymbol{x}^k$を用いて

$$\theta_i^k=\boldsymbol{x}^k\boldsymbol{\beta}_i' \tag{11}$$

と表そう．ただし，$\boldsymbol{\beta}_i=(\beta_{i,1},\cdots,\beta_{i,M})$は未知パラメータ$\beta_{i,m}$ $(m=1,\cdots,M)$による行ベクトルである．記号$'$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 $(k=1,\cdots,K)$に基づいて指数ハザード関数$\lambda_i^k(y_i^k)=\theta_i^k$を推定する．ついで，第２段階において，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．なお，指数ハザードモデルを用いれば，復旧期間に関する情報を入手できる．すなわち，当該復旧度にはじめて到達した時点から，復旧が進展して次の復旧度に進むまでの期待期間長（以下，期待復旧度継続期間と呼ぶ）は，生存関数$\tilde{F}_i(y_i^k)$を用いて

$$RMD_i^k=\int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i^k)dy_i^k \tag{12}$$

と表される[3]．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)で表されることに留意すれば，期待復旧度継続期間は

$$RMD_i^k=\int_0^\infty \exp(-\theta_i^k y_i^k)dy_i^k=\frac{1}{\theta_i^k} \tag{13}$$

と表される．

(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$\Xi^k=(\bar{\delta}_{ij}^{sk},\bar{z}_s^k,\bar{\boldsymbol{x}}^k: s=1,\cdots,I)$である．記号「$\bar{\ }$」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(5)-(8)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 $(i=1,\cdots,J-1;k=1,\cdots,K)$が含まれるが，ハザード率は家計の特性ベクトル$\bar{\boldsymbol{x}}^k$を用いて式(11)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$\bar{z}_s^k$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$(\bar{z}_s^k,\bar{\boldsymbol{x}}^k)$と未知パラメータ$\boldsymbol{\beta}=(\boldsymbol{\beta}_1,\cdots,\boldsymbol{\beta}_{J-1})$の関数として$\pi_{ij}(\bar{z}_s^k,\bar{\boldsymbol{x}}^k:\boldsymbol{\beta})$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

$$\begin{aligned}\ln[\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta})]&=\ln\left[\prod_{i=1}^{J-1}\prod_{j=i}^{J}\prod_{k=1}^{K}\prod_{s=1}^{I}\left\{\pi_{ij}(\bar{z}_s^k,\bar{\boldsymbol{x}}^k:\boldsymbol{\beta})\right\}^{\bar{\delta}_{ij}^{sk}}\right]\\&=\sum_{i=1}^{J-1}\sum_{j=i}^{J}\sum_{k=1}^{K}\sum_{s=1}^{I}\bar{\delta}_{ij}^{sk}\ln\left[\pi_{ij}(\bar{z}_s^k,\bar{\boldsymbol{x}}^k:\boldsymbol{\beta})\right]\end{aligned} \tag{14}$$

と表わせる．調査データ$\bar{\delta}_{ij}^{sk}$，$\bar{z}_s^k$，$\bar{\boldsymbol{x}}^k$はすべて確定値であり，対数尤度関数は未知パラメータ$\boldsymbol{\beta}$の関数である．ここで，対数尤度関数(14)を最大にするようなパラメータ値$\boldsymbol{\beta}$の最尤推定値は

$$\frac{\partial\ln[\mathcal{L}(\hat{\boldsymbol{\beta}})]}{\partial\beta_{i,m}}=0, \quad (i=1,\cdots,J-1;m=1,\cdots,M) \tag{15}$$

を同時に満足するような$\hat{\boldsymbol{\beta}}=(\hat{\beta}_{1,1},\cdots,\hat{\beta}_{J-1,M})$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，Newton法を基本とする逐次反復法[8]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$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$は,

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\beta}})=\left[\frac{\partial^2\ln\{\mathcal{L}(\hat{\boldsymbol{\beta}})\}}{\partial\boldsymbol{\beta}\partial\boldsymbol{\beta}'}\right]^{-1} \tag{16}$$

と表すことができる．ただし，上式の右辺の逆行列は$\partial^2\ln\{\mathcal{L}(\hat{\boldsymbol{\beta}})\}/\partial\beta_{i,m}\partial\beta_{i',m'}$を要素とする$(J-1)M\times(J-1)M$次のFisher情報行列の逆行列である．

(3) マルコフ推移確率の平均化操作

本研究ではハザード率θ_i^k $(k=1,\cdots,K)$に着目した平均化操作を用いよう．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$\Gamma(\boldsymbol{x})$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

$$E[\theta_i]=\int_\Theta \boldsymbol{x}\boldsymbol{\beta}_i'd\Gamma(\boldsymbol{x}) \tag{17}$$

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(5)-(8)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 $(i=1,\cdots,J-1;k=1,\cdots,K)$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(17)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．

表－２　調査実施概要

調査回	実施日時	対象家計数	有効回答数	回収率
1	H17.3	879	650	73.9%
2	H18.3	607	380	62.6%
3	H18.11	606	380	62.7%

表－３　指数ハザードモデルの推定結果

復旧度	定数項 $\beta_{i,1}$	流動性制約有無 $\beta_{i,2}$	被害額流動性比 $\beta_{i,3}$
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－４　推定結果（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

5．適用結果

(1) 実態調査概要

平成16年10月の台風23号により，兵庫県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，破堤氾濫が生じたこれら3地区を分析対象として選定し，アンケート調査，ヒアリング調査を通じて豊岡水害による被害状況と復旧過程に関する情報を収集することを目的としている．計3回の調査実施概要を**表－２**に示す．調査間隔は，1回目と2回目の間が1年，2回目と3回目の間が8ヶ月となっている．

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，復旧状況等，広範囲の項目にわたり情報を収集している．ここで，調査結果に基づき，アンケート回答世帯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．世帯人員数の平均は3.1人であり，75%の世帯が一戸建て（持ち家）に住み，17%の世帯は一戸建て（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，世帯の年収分布は，200万円代にピークが存在する．世帯年収が400万円未満である世帯が約40%を占めることを考慮すれば，対象地域では平均年収の少ない世帯が占める割合が多いことが理解できる．世帯年収と世帯主年齢のクロス分析を行った結果，世帯年収が500万円未満であり，世帯主年齢が60歳以上である世帯がもっとも多いことが明らかとなった．さらに，世帯年収と職業のクロス分析を行った結果，低所得者層は主として年金生活者および若者が占めていることが判明した．

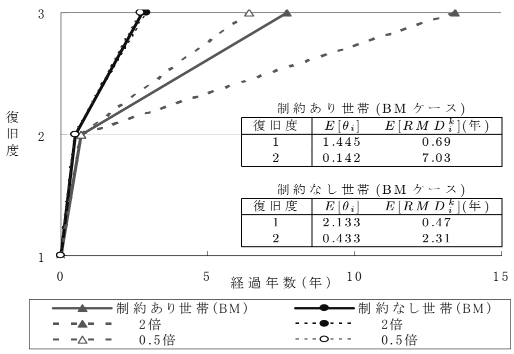
(2) データセットの作成

アンケート調査結果に基づいて**表－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$\boldsymbol{x}^k$として，データの利用可能性を考慮して$x_1^k=1$：定数項，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．

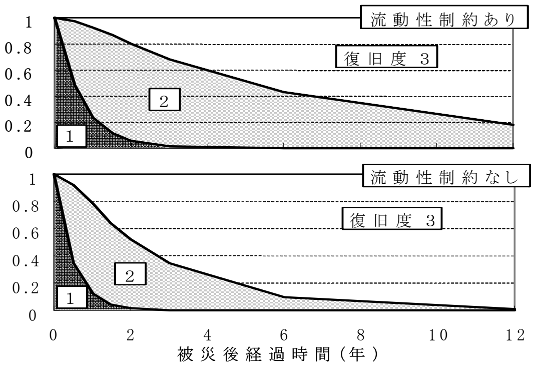
(3) 推定結果

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(14)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－３**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$\hat{\boldsymbol{\beta}}$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，金融資産に対して大きい場合には，復旧資金に充



図－３　復旧期待値パス



図－４　復旧度分布の経年変化

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，**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－４**に示す．

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^k 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－３**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 (13) より求めた家計の期待復旧度継続期間 $E[RMD_i^k]$ 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－３**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－４**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．

6. おわりに

本研究では，家計の復旧状態を複数の復旧度で離散的に表現し，復旧度間の推移過程を多段階指数ハザードモデルにより表現した．その上で，被災家計の復旧過程をマルコフ推移確率モデルを用いて表現した．分析結果から，家計が被災後の流動性制約の有無により，完全復旧までに要する時間に大きな差異が生じることが判明した．家計が復旧資金を調達できない場合には，融資を受けることが可能になるまでの潜在的な流動性資金の蓄積までの時間を余儀なくされる．そのため，融資を受けることができた場合には獲得できた資産からの便益を享受できないという逸失便益の損失が生じる．豊岡水害を対象とした実証分析により，復旧過程の遅延により多くの家計が長期間にわたって生活上の不便を強いられていることが判明した．復旧過程の遅れは，結果的に被災による経済損失の拡大につながる．通常，家計が直面するリスクに対しては，保険や流動性資金の確保により対応することになるが，保険料率が高いことや特に流動性資金が必要となるライフステージにある家計については，リスクを完全にヘッジするには限界がある．そのため，被災家計の流動性制約の緩和を目的とした復旧資金に対する融資制度の確立を急ぐ必要がある．

参考文献

1) 梶谷義雄，岡田憲夫，多々納裕一 (2002),「災害復旧過程における人間活動の時空間分析に関する研究」，土木計画学研究・論文集, No.19(2), pp.305-312.
2) 津田尚胤，貝戸清之，青木一也，小林潔司 (2005),「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.
3) Lancaster, T.(1990),「*The Econometric Analysis of Transition Data*」, Cambridge University Press.
4) Gourieroux, C.(2000),「*Econometrics of Qualitative Dependent Variables*」, Cambridge University Press.
5) 澤田康幸，清水谷諭 (2005),「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」, CIRJE Discussion Papers.
6) Sawada, Y. and Shimizutani, S. (2005),「*Are people insured against natural disasters? Evidence from the Great Hanshin-Awaji (Kobe) Earthquake in 1995*」, CIRJE Discussion Papers.
7) 斎藤誠，柳川範之 (2002),「流動性の経済学」, 東洋経済新報社.
8) 磯田和男，大野豊 (1990),「数値計算ハンドブック」，オーム社.