

都道府県間人口移動データを用いた 災害復旧過程の分析

Analysis of Disaster Recovery Process through Prefectural Migration Statistics

伊藤 航*

Wataru ITO

*被災地支援・地域計画学研究室（指導教員：奥村誠 教授）

災害後の広域支援の必要性の見極めと適切な支援策の立案には、早い段階で復旧過程の見通しをつけることが役立つ。本研究では、自然災害統計と住民基本台帳人口移動報告のデータを用い、規模の異なる災害が人口の転出入に及ぼす影響を統計的に分析した。その結果、高頻度で起こる中小規模の災害では転出の減少が見られ、地域内で自立的な復旧が起きていることが分かった。一方、低頻度巨大災害では転出増と転入減が起こり、自立的な復旧は難しく、地域外からの支援が必要であることが分かった。

Key Words : 人口移動, 災害復旧

1. はじめに

災害からの復旧計画を考える上で、早い時点で被災地がどのような復旧過程を経るのかの展望を持つことが望まれる。本研究では、復旧の進展は人口の変化に現れると考え、住民基本台帳人口移動報告（1973 年～2013 年）と総務省の都道府県別自然災害発生状況長期統計を用い、異なる規模の災害が都道府県間人口移動に与える影響を統計的に分析した。

2. 転出・転入モデル

災害後の人々の認識は、直接の経験や見聞する情報の違いにより被災都道府県内と外では大きく異なる。被災地での自立的な復旧活動のために転出を取りやめる行動に比べれば、他の地域からの転入者は他地域からの支援などによる経済的復旧の結果が現れた後に増える可能性があるなど、転出と転入には、災害の規模や反応時間への感度の点で違いがある可能性がある。そこで本研究では、転出と転入を別のモデルで分析する。

(1) 転出モデル

転出者数データは、同じ都道府県において長期間繰り返し観測されているパネルデータと見なすことができる。そのデータの背後には、都道府県、あるいは年の違いによって説明できる通常の転出パターン（固定効果）が存在し、災害の発生によって通常パターンからの乖離が生じると考える。

都道府県 j における年次 t の転出率 $\lambda_{j,t}$ は、空間的な違いを表す固定効果 α_j と時間的な違いを表す固定

効果 γ_t 、災害規模 $D_{j,t}$ に比例する修正項により決定されると仮定する。そしてその値が 0-1 に収まるようにロジット関数を仮定して、以下のように定式化する。

$$\log\left(\frac{\lambda_{j,t}}{1-\lambda_{j,t}}\right) = \alpha_j + \gamma_t + D_{j,t} \cdot \sigma \quad (1)$$

分析対象とした 41 年間には、全国的な人口移動パターンも大きく変化しているために、式(1)における都道府県の固定効果 α_j は 1973～1980, 1981～1992, 1993～2000, 2001～2013 という 4 つの期間毎に定義する。

転出者数 $E_{j,t}$ は期首人口 $P_{j,t}$ の一人一人が転出するかどうかを選択し、その結果を集計して得られたものであり、平均転出率 $\lambda_{j,t}$ 、試行回数 $P_{j,t}$ の二項分布に従うと考えれば、式(1)は一般化線形モデルとして推定できる。すなわち、パラメータ $\alpha_j, \gamma_t, \sigma$ はデータ $E_{j,t}$ の同時発生確率である尤度関数 $\prod \text{prob}(E_{j,t} | \alpha_j, \gamma_t, \sigma)$ を最大化する最尤法によって推定する。計算には R(x64, ver.3.2.0) の GLM 関数を使用した。

(2) 転入モデル

本研究では各年毎に各都道府県からの転出者 $E_{i,t}$ が決定された後に、それらを集計した全転出者 $\sum_{i \in j} E_{i,t}$ の一人一人が転入先を選択すると考える。この時の平均的な選択率 $\mu_{j,t}$ は、各転出者がその時期の人口移動 OD パターン $r_{ij,t}$ に沿って転入先を選んだ場合の標準的な選択率である $q_{j,t}$ を基本とするもの、それが災害の規模 $D_{j,t}$ によって修正されると仮定し、以下のように定式化した。

表 1 転出・転入モデルのパラメータ推定結果

$$\mu_{j,t} = \frac{q_{j,t} \cdot \exp(\beta \cdot D_{j,t})}{\sum_{j \in J} q_{j,t} \cdot \exp(\beta \cdot D_{j,t})} \quad (2)$$

$$q_{j,t} = \frac{\sum_{i \in J} E_{i,t} \cdot r_{ij,t}}{\sum_{i \in J} E_{i,t}} \quad (3)$$

式(3)における $r_{ij,t}$ は、観測されている地域*i*から*j*への*t*年の選択率を被説明変数とし、それ以前の5年間の選択率を説明変数とした回帰分析により各年にかかる重み α_k を求め、その回帰式を用いて推定する。式(3)は、地域*i*からの転出者数 $E_{i,t}$ とこの選択率との積をすべての地域で足せば地域*j*の転入者数が得られ、それを総転出者数 $\sum_{i \in J} E_{i,t}$ で除して地域*j*の標準的な選択率 $q_{j,t}$ を得ることを意味する。転入者数 $I_{j,t}$ は、平均選択率 $\mu_{j,t}$ 、試行回数 $\sum_{i \in J} E_{i,t}$ の多項分布に従うと考え、パラメータ β を尤度関数 $\prod \text{prob}(I_{j,t}|\beta)$ を最大化する最尤法によって推定する。計算にはR(x64,ver.3.2.0)のoptim関数を用い、アルゴリズムにはBFGS法を用いた。

以上のように、2つのモデルの定式化は異なるが、いずれも基本的な人口移動パターンが存在し、それを災害規模に比例する効果に乗じて修正するという定式化になっているため、パラメータの意味の比較が可能となっている。

各年の都道府県の災害規模を表す説明変数として罹災者数を期首人口で除した罹災率を用いる。さらに災害の規模別に影響の遅れを分析するため4つの規模(小, 中, 大, 巨大)に分け、*t*年の転出入に対し*t*-3年までのラグを持った罹災率データを用意する。試行的な分析で、東日本大震災と阪神大震災の発生年の影響を含めるか否かにより結果が大きく異なったことから、岩手県, 宮城県, 福島県の2011年, 2012年, 2013年, 兵庫県, 1995年, 1996年, 1997年, 1998年に対して、個々のパラメータを与えて2つの災害の影響を除去した上で推定を行った。なお沖縄については、データの制約上分析対象を1978年からとした。

3. 推定結果と考察

転出, 転入モデルの罹災率に関するパラメータの推定結果を表1に示す。全体として転入よりも転出のパラメータの絶対値が大きく、転出に対する災害の影響がより大きいことがわかる。これは、都道府県内の一部が被災した場合にその地域からの転出が影響を受けるが、災害が被災県の業務集積地や大学が立地している場所に甚大な被害を与えなければ転入への影響が現れないためであると考えられる。

高頻度で起こりうる小規模災害では、災害発生当年から転出が減少している。これはその地域に人が居留まり、被災地域内において当年から自立的に復

	罹災率	転出	t		転入	t		
小	t年	-43.910	-8.812	***	0.004	0.001		
	t-1	-96.400	-19.371	***	0.001	0.000		
	約50%~100%	-84.450	-17.016	***	0.001	0.000		
0.0001未満	t-3	-125.400	-24.868	***	0.001	0.000		
	t年	3.011	5.194	***	-0.018	-0.035		
	t-1	-6.313	-10.917	***	-0.052	-0.100		
約15%~50%	t-2	-3.810	-6.545	***	-0.031	-0.060		
	0.0001以上0.001未満	t-3	-9.475	-16.674	***	-0.023	-0.044	
	t年	0.188	2.054	*	0.005	0.061		
大	t-1	-1.297	-14.777	***	0.176	2.228	*	
	約2%~15%	t-2	-2.072	-24.608	***	0.419	5.655	***
	0.001以上0.01未満	t-3	-2.094	-24.777	***	0.217	2.931	**
巨大	t年	0.203	5.820	***	-0.137	-4.387	***	
	t-1	0.157	4.773	***	-0.044	-1.483		
	被害上位約2%	t-2	0.294	8.963	***	-0.374	-12.526	***
罹災率0.01以上	t-3	0.171	5.280	***	-0.144	-5.107	***	
Null 逸脱度 [A]		14162479			1.26E+08			
残差逸脱度 [B]		93710			95952			
適合度 (1 - [B]/[A])		0.9934			0.9992			
AIC		118193			8.27E+08			

旧が進んでいることを示す。一方、転入モデルでは大きな影響は見られない。

中規模災害では、当年の転出増が有意に見られるものの、それは一時的な影響であり、翌年以降は転出減が卓越している。つまり中規模災害においても小規模災害と同様に地域内での復旧が進んだと考えられる。転入モデルのパラメータは有意ではなく、転出モデルと比較しても値が小さいことから、災害の顕著な影響はないと考えられる。

大規模災害の転出モデルでは、中規模災害と同様に当年の一時的な転出増が現れているが有意性は弱い。転入モデルの当年のパラメータは有意でなく、大規模災害では支援の有無に差があり、転出入の増減の傾向が安定的ではないことが疑われる。また、翌年以降は有意に転出減, 転入増となっている。これは被災地域の復興が進み、当該地域に残る人が増えるとともに他の地域からの転入も増加することを表している。

巨大災害では、上述した大規模以下の災害とは大きく異なる。転入の1年後のパラメータは有意ではないが、3年後まで転出増, 転入減となっており、災害の転出入への悪影響が翌年以降も大きく広がることが分かる。

以上の結果をまとめると、罹災率が0.01未満の規模の災害は全体の約98%を占めるが、一時的な転出増があったとしても翌年以降復旧が進んでおり、地域における自立的な回復力が存在すると考えられる。一方で罹災率が0.01を超えるような上位約2%の巨大災害では、他地域の支援が入っていると考えられるものの、転出入への悪影響が翌年以降も続き、復旧が困難であることがわかる。

4. おわりに

今後、より適切な支援を行うためにも、性別や年齢ごとの転出入の傾向や、その要因を詳細に分析する必要があると考えられる。

(2016年2月9日提出)