都道府県別人口統計に見る
自然災害からの回復力

Regional Regilience Captured by Prefectural Population Statistics

.

奥村　誠

Makoto OKUMURA

東北大学・教授　災害科学国際研究所・副研究所長

（〒980-0845　仙台市青葉区荒巻字青葉468-1　S502a　被災地支援研究分野）

E-mail:mokmr@m.tohoku.ac.jp

東日本大震災などの巨大災害では，災害による直接的な人命・資産の喪失だけでなく，その後の社会・経済活動の継続的な低下が大きな問題となる．このような災害後の社会・経済活動の復旧・復興プロセスの的確な把握は，効果的な復旧，復興政策を立案していく上の基礎となる．本報告では，我が国において長期にわたり一定の精度で整備されてきた住民基本台帳人口を社会経済活動の水準を表す指標と考え，災害後の人口指標に現れる変化を分析した結果を紹介する．その際，災害による直接的な死亡者数に比べて被災地域からの転出や転入の方が量的に大きいことに着目し，転出，転入人口の統計解析を行う．特に，これらの移動が個々人の意思決定の結果として観測されたものであることに着目した一般化線形モデルを適用することにより，災害の影響を明確に抽出することに成功している．

Key Words : *migration statistics, disaster recovery, Generaizedl Linear Model (GLM)*

1.　災害復旧プロセスの重要性

東日本大震災などの巨大災害では，災害による直接的な人命・資産の喪失の影響ばかりでなく，その後の社会・経済活動の継続的な低下が無視できない問題をもたらす．巨大災害の直接的な影響を軽減するための「防災対策」の多くは，ハザードの種類や規模を想定して立案することになるため，想定とは異なる種類や，想定よりも大きな規模の災害には有効に働かないという問題がある．一方，災害後の復旧速度を高める「減災対策」は，例えば業務拠点の複数化，災害時協力協定の締結，緊急支援対策の強化などを含み，想定しなかった種類や規模のハザードに対しても機能するという特徴がある．

以上のことから，社会・経済活動の復旧・復興プロセスの重要性は国際的にも広く認識され，国際学術雑誌が発行される[1)]までになっている．学術的な研究を進める基礎として，復旧, 復興プロセスの的確な把握がきわめて重要である．

巨大災害が社会経済現象にもたらす影響を評価に関する研究として，河田･柄谷(2000)は，わが国の災害による被害額が人的損失の指標である平均寿命の減少分と強い相関関係にあることを示し，人口にもたらした影響を用いて経済的な影響の大きさを把握できる[2)]としている．中島ら(2005)は都道府県別の自然災害リスクと被害額の関係を分析し，ハザードに対する被害の強度を脆弱性と考えて，ハザードの大小と脆弱性の大小により都道府県の分類を試みている[3)]．さらに外谷（2009）は，この脆弱性の程度を事前の防災投資額と消防などの緊急対応力によって説明することを試みている[4)]．以上のように，社会経済への災害の影響を人的被害を通して把握し，それを防災対策の評価に用いようとする試みは進められているが，時間的な復旧プロセスに関する分析は，代表的な企業へのヒアリング調査の考察等に限られている．

本報告では，長期にわたり同一の信頼性で全国的に調査されている人口データを用いて，災害後の復旧プロセスの分析を試みる．筆者は以前，国勢調査人口データを用いて災害の影響の検出を試みた[5)]が，特徴的な変動は阪神淡路大震災に限られ，しかもその変動は5年後には検出できないことがわかった．ここでは5年ごとの国勢調査ではなく，1年ごとに人口およびその動態が把握できる住民基本台帳人口報告のデータ[6)](1979～2013年)を使用し，各年度末の都道府県別人口および暦年内の転入者数，転出者数のデータを分析する．

他方，この期間の都道府県別の自然災害の規模は，消防庁が消防白書用に集計している自然災害統計[7)]を用いて把握する．具体的には都道府県別の年間(暦年)死亡者

表-1　転出，転入，純転入人口の単純回帰モデルの推定結果

Model.No.	Model 1 (Emigration)			Model 2 (Immigration)			Model 3 (Net Migration)		
Type	OLS	t		OLS	t		OLS	t	
定数項	0.050	76.305	***	0.049	78.05	***	-9.71E-04	-2.198	***
都道府県効果α，β	省略		***	省略		***	省略		***
年次効果γ ,η（1979）	0.020	33.219	***	0.022	38.008	***	1.97E-03	4.801	***
〜 γ ,η（2012）	0.000	-0.816		-0.001	-1.221		-2.20E-04	-0.529	
σ 死亡,ρ 死亡(t-1)	0.269	0.593		0.692	1.591		0.4227	1.389	
σ 罹災,ρ 罹災(t-1)	0.0156	1.239		0.0195	1.614		0.003887	0.459	
	RSE	0.002968		RSE	0.002846		RSE	0.001992	
	Rsqare	0.9367		Rsqare	0.9498		Rsqare	0.5771	
***:0.1%有意	Fstatistic	281.8	***	Fstatistic	360.7	***	Fstatistic	26	***
	DF	82	1562	DF	82	1592	DF	82	1562

数および年間罹災者数の値を用いる．以上の2つの統計には，災害は事件発生地で，人口移動は居住地で集計されているという不整合がある．これらへの対応は今後考えていきたい．

2.　統計分析の方法と結果

(1)　パネルデータとしての分析

本研究で用いる都道府県ごとの転出人口などのデータは，同じ都道府県について繰り返し同一の項目の数量が観測されている「パネルデータ」と見なして，パネル分析手法を適用することができる．

人口規模が大きい都道府県ほど転出，転入人口の値は大きく，地方圏では前者の方が，逆に大都市圏では後者の方がより大きい．このように転出，転入人口には空間的な分布パターンが存在する．また，これらの値を経年的に見ると，高度成長期から安定成長に向かうにつれて規模が縮小したが，バブル期には再び増大するなどの時系列的なパターンも観察される．パネル分析手法では，これらの空間的な分布パターンを「固定効果」と呼ぶ．

すなわち，都道府県jの年次tの転出率λ_j^tは，以下のように都道府県の固定効果α_j，年次の効果γ_t，および誤差項ε_j^tの和として説明される．

$$\lambda_j^t = \alpha_j + \gamma_t + \varepsilon_j^t \qquad (1)$$

ここで災害の影響により，通常の時空間的な分布パターンに「ずれ」が発生する．いま，その効果が1時点前の災害の規模D_j^{t-1}に比例すると仮定すれば，以下の式が当てはまることになる．

$$\lambda_j^t = \alpha_j + \gamma_t + D_j^{t-1}\sigma + \varepsilon_j^t \qquad (2)$$

同様にして，都道府県jの年次tの転入率μ_j^tは，以下のように都道府県の固定効果β_j，年次の固定効果η_t，災害の影響を表すパラメータρおよび誤差項ω_j^tの和として説明される．

$$\mu_j^t = \beta_j + \eta_t + D_j^{t-1}\rho + \omega_j^t \qquad (3)$$

これらの式のパラメータσ，ρおよびβ_j，η_tは，都道府県及び時点のダミー変数を用いて転出率λ_j^t，転入率μ_j^tを線形回帰することにより求めることができる．

実際に災害の規模D_j^{t-1}として自然災害による死亡者数と罹災者数の両方を用い，転出率，転入率，両者の差である純転入率をそれぞれ単純最小二乗回帰した結果（モデル1，2、3）を表-1に示す．

これより，3つのモデルとも都道府県別の固定効果が有意であり，特に移動数が多かった時期の年次効果も正で有意である．前時点の災害死者数，災害罹災者数はともに正の影響を持ち，転出者，転入者の双方を増加させ，差し引きの純転入も増加させることになるが，これらの影響力のパラメータは統計的に有意とはなっていない．

すなわち，単純な最小二乗回帰では，災害の影響力は統計的にはうまく検出されなかった．

(2)　一般化線形モデルとしての分析

近年の統計学と，汎用の統計解析ツールの発展と普及により，一般的なPC上でもデータの発生プロセスに適合したモデルの適用が容易になってきた．

上述のパネル分析では，転出率λ_j^tが転出人口E_j^tを期首人口P_j^{t-1}で除した値（E_j^t/P_j^{t-1}）として観測されたと考えた．しかし実際には地域においてこの転出率が直接決定されるのではなく，その地域の期首人口P_j^{t-1}の一人一人が「転出するか，居残るか」という二者択一を行った結果が集計されて当該年度の転出人口の値E_j^tとなる．ここで一人一人の意思決定において平均的に転出を選ぶ確率が地域ごとに異なるλ_j^tで与えられ，その地域内での個人差は小さいと考えると，実際に観測される転出人口E_j^tは，平均転出率λ_j^t，試行回数P_j^{t-1}の2項分布に従うと考えられる．すなわち，

$$Prob(E_j^t|\lambda_j^t) = {}_{P_j^{t-1}}C_{E_j^t}(\lambda_j^t)^{E_j^t}(1-\lambda_j^t)^{(P_j^{t-1}-E_j^t)} \qquad (4)$$

さらに，(2)式の左辺の転出率λ_j^tは定義上[0,1]の間の値をとるのに対し，右辺の一次式は説明変数の値によってはこの区間に収まるとは限らない．この不都合を回避するため，次のように転出率をロジット変換した値を左辺を用いる．

$$\log\left\{\frac{\lambda_j^t}{1-\lambda_j^t}\right\} = \alpha_j + \gamma_t + D_j^{t-1}\sigma + \varepsilon_j^t \qquad (5)$$

表-2　転出人口の単純回帰モデルと一般化線形モデルの推定結果

Model.No.	Model 1 (Emigration)			Model 4 (Emigration)				Model 5 (Emigration)		
Type	OLS	t		GLM	z			GLM	z	
定数項	0.050	76.305	***	−2.995	−3873.4	***	定数項	−2.995	−3871.1	***
都道府県効果α (1−46)	省略		***	省略		***	都道府県効果α	省略		***
年次効果γ（1979）	0.020	33.219	***	0.499	851.16	***	年次効果γ（1979）	0.501	851.96	***
～ γ（2012）	0.000	−0.816		−0.017	−25.77	***	～ γ（2012）	−0.018	−27.68	***
σ 死亡(t−1)	0.269	0.593		12.469	22.66	***	σ 死亡79−93	1255.0	60.68	***
							94−08	219.2	16.3	***
							09−13	10.440	18.84	***
σ 罹災(t−1)	0.016	1.239		0.286	31.61	***	σ 罹災79−93	−3.535	−54.48	***
							94−08	−0.754	−10.76	***
							09−13	2.769	24.43	***
	RSE	0.002968		Rsqare	0.9523	DF		Rsqare	0.9527	DF
	Rsqare	0.9367		N.Dev	16021753	1644		N.Dev	16021753	1644
***:0.1%有意	Fstatistic	281.8	***	R.Dev	581843	1562		R.Dev	576885	1558
	DF	82	1562	AIC	603624			AIC	598674	

表-3　転入人口の単純回帰モデルと一般化線形モデルの推定結果

Model.No.	Model 2 (Immigration)			Model 6 (Immigration)				Model 7 (Immigration)		
Type	OLS	t		GLM	z			GLM	z	
定数項	0.049	78.05	***	−3.008	−3880.5	***	定数項	−3.008	−3877.49	***
都道府県効果β (1−46)	省略		***	省略		***	都道府県効果β	省略		***
年次効果η（1979）	0.022	38.008	***	0.515	877.392	***	年次効果η（1979）	0.515	875.3	***
～ η（2012）	−0.001	−1.221		−0.024	−37.764	***	～ η（2012）	−0.023	−35.27	***
ρ 死亡(t−1)	0.692	1.591		20.671	37.713	***	ρ 死亡79−93	577.90	27.15	***
							94−08	296.50	21.61	***
							09−13	19.320	35.09	***
ρ 罹災(t−1)	0.020	1.614		0.3731	41.702	***	ρ 罹災79−93	−1.053	−16.32	***
							94−08	−1.031	−14.43	***
							09−13	−1.515	−12.89	***
	RSE	0.002846		Rsqare	0.9589	DF		Rsqare	0.9591	DF
	Rsqare	0.9498		N.Dev	18345949	1644		N.Dev	18345949	1644
***:0.1%有意	Fstatistic	360.7	***	R.Dev	664442	1562		R.Dev	664142	1558
	DF	82	1592	AIC	686180			AIC	685882	

(5)式の左辺は直接は観測されないが，(4)式の二項分布確率を通じて転出人口E_j^tと期首人口P_j^{t-1}の観測値と関係しており，(2)式の線形モデルをより一般化したモデルであるという意味で「一般化線形モデル(GLM) Generalized Linear Model」と呼ばれている[8]．近年の統計解析ツールには，観測データの同時発生確率である尤度関数$\prod Prob(E_j^t|\sigma, \alpha_j, \gamma_t)$を最大化するように一般化線形モデルに含まれる未知パラメータを推定する最尤推定法のツールが用意されている．ここでは無料の汎用統計解析ツールであるRのx64,ver.3.1.1を用いて計算を行った．

同様に転入人口M_j^tについても，当該期間に都道府県jの外部にいて，この地域に転入するかどうかを二者択一する人々（転入ポテンシャル）Q_j^{t-1}を想定する．実際に観測される転入人口M_j^tは，平均転入率μ_j^t，試行回数Q_j^{t-1}の2項分布に従うと考えられる．すなわち,

$$Prob(M_j^t|\mu_j^t) = {}_{Q_j^{t-1}}C_{M_j^t}(\mu_j^t)^{M_j^t}(1-\mu_j^t)^{(Q_j^{t-1}-M_j^t)} \quad (6)$$

と置き，やはり転入率のロジット変換した値を左辺に持つ次の線形モデルを考える．

$$\log\{\frac{\mu_j^t}{1-\mu_j^t}\} = \beta_j + \eta_t + D_j^{t-1}\rho + \omega_j^t \quad (7)$$

尤度関数$\prod Prob(M_j^t|\rho, \beta_j, \eta_t)$は，(6)式と(7)式を介して未知パラメータ$\rho, \beta_j, \eta_t$の関数となるので，その関数値を最大化するようなパラメータの値を推定する．ここで転入ポテンシャルQ_j^{t-1}の想定方法が問題となるが，今回は意味的には正しくないことを承知の上で期首人口P_j^{t-1}で代用した．これにより，2つのモデルにおける対応するパラメータ値の大小関係を議論することが可能となる．

災害の規模D_j^{t-1}として自然災害による死亡者数と罹災者数の両方を用いて，最尤法により転出人口の一般化線形モデルの推定を行った結果を表-2に示す(モデル4)．また転入人口のモデルの推定結果を表-3に示す(モデル6)．それぞれの表には比較のため，表-1に示した単純最小二乗回帰モデルの推定結果(モデル1,2)も最左列に再記している．また，災害からの影響パラメータσ，ρの両者が，3つの期間(1979-1993年，1994-2008年，2009-2013年)ごとに異なる値をとることを許して推定した結果(モデル5,7)を最右列に示している．

表-2より，一般化線形モデルとして推定することにより，自然災害の死亡者と罹災者が翌年の転出率を上昇させるという効果が統計的に有意に検出され，転出率の再現精度を表わすR二乗値も若干向上している（モデル4）．さらにこれらの災害の効果を期間別に分割すると，死亡者の発生が転出率に及ぼす影響力のパラメータは有意であるものの，近年ほど小さくなっている．また罹災者の発生は，古くは地域からの転出率を減少させる効果

を持っていたが，2009年以降は増加に転じている（モデル5）．

表-3で転入への影響を確認すると，やはり一般化線形モデルとして推定することにより，災害の発生が翌年の転入率を上昇させるという効果が統計的に有意に検出され，R二乗値が向上している（モデル6）．さらに，この効果を期間別に分割すると，死亡者が転入率に与える影響は時間とともに小さくなってきている（モデル7）．なお，それらのパラメータ値は同時期の転出への影響力のパラメータ値よりも大きい．つまり自然災害の死亡者数は翌年の転出と転入の双方を増加させるが，後者への影響力が上回るため，地域への純転入が期待できる．一方，罹災者数が与える影響は3期間に分割すると全て負となり，一括して推定したモデルとは異なる符号となる．これは3つの時期ごとに死亡者数と罹災者数との相関関係に違いがあるため，推定結果が安定的でないことを示唆している．

３． 今後の課題

本報告では，災害が人口の転出，転入に与える影響の統計分析を試みた．1978～2013年の35年間の都道府県別のデータを整理して一般化線形モデルによる統計分析を行った結果，全体として災害による死亡は翌年のその地域からの転出と転入をともに増加させるが，後者の効果の方が大きいために純転入をもたらし，失われた人口が埋め合わされる効果があることを確認した． 35年間の分析期間を15年，15年，5年に分割すると，以上の効果の大きさは符号は変わらないものの徐々に小さくなっていることが確認できた．また自然災害の罹災も同様の方向の影響をもたらすが，時期を分割するとその方向も不安定となることがわかった．

著者はこの災害と人口移動との関係の統計学的研究に着手して間もない段階にあり，本報告はその第一報にすぎない．今後以下のような多くの改善が必要である．

まず，本分析ではある暦年中の自然災害が，翌（暦）年の人口移動に及ぼす影響を確認している．しかし，1995年1月の阪神淡路大震災の後の兵庫県からの転出人口は1995年よりも1996年の方が多いなど，災害の影響がより長期に残存する可能性もある．このような異なる時間遅れの影響を考慮することが望ましい．

第2に，転入ポテンシャルQ_j^{t-1}をどのように与えるかという問題がある．地方圏の都道府県への転入者の多くは，過去に転出した当該県出身者である．先行する期間の累積転出者数等を用いて，転入ポテンシャルQ_j^{t-1}をより正確に与える方法を検討する必要がある．

第3に，災害の種類や時期による影響力の違いを詳しく分析していく必要がある．そのためには今回のような都道府県別の総和ではなく，市町村のようなより細かな空間単位や，性別年齢階層別などの細かな情報を用いて人口移動を分析していく必要がある．

参考文献

1) Science & Engineering Research Support Society : International Journal of Disaster Recovery and Business Continuity, English, http://www.sersc.org/journals/IJDRBC/ （2015.8.6 現在）
2) 河田恵昭・柄谷有香：大規模な人命の損失に伴う社会的価値の損失の評価，土木計画学研究・論文集，No.17, pp.393-400, 2000.
3) 中島奈緒美，吉村美穂，目黒公郎：マルチハザードリスクから見た地域別潜在的災害リスク特性の評価，土木学会第 60 回年次学術講演会，4-276, 2005.
4) 外谷英樹：防災政策による災害被害の軽減効果：都道府県別データを用いたパネル分析，内閣府経済社会総合研究所，経済学的視点を導入した災害政策体系のあり方に関する研究報告書, pp.67-89, 2009.
5) 古橋峻・奥村誠：長期人口統計における巨大災害の影響抽出の試み， 2011．11．25，長良川国際会議場，土木計画学研究・講演集(CD-ROM)，Vol.44，No. P25, 2011.
6) 総理府統計局 HP：住民基本台帳人口移動報告，長期時系列表（昭和 29 年～平成 23 年）について，http://www.stat.go.jp/data/idou/6.htm（2015.8.6 現在）
7) 総理府統計局 HP：日本の長期統計系列，第 29 章災害・事故，29-6 都道府県別自然災害発生状況，http://www.stat.go.jp/data/chouki/29.htm（2015.8.6 現在）
8) Annette J. Dobson (著) 田中豊・森川敏彦・山中竹春・冨田誠(訳)：一般化線形モデル入門（原著第 2 版），共立出版, 2008.

(2015. 11.17現在)