

自然災害が地域の出生力に与える影響に関する研究
－因果効果の推定－

鎌田 健司

1. はじめに

本稿は自然災害が地域の出生力変動に対する効果について定量的に分析することを目的とする。昨年度は先行研究の整理と東日本大震災を例とした分析を行った。今年度は、昨年度行った分析枠組みの再構築ならびに東日本大震災が地域の出生力に与える影響に関する因果効果の推定を行う。

2. 分析枠組みの再構築

昨年度の分析枠組みでは 14 都県を対象にしていたが、今年度はすべての都道府県を対象とした分析を行う。市区町村単位は 2016 年 10 月 1 日境域とし、対象とする地域数は 1、896 市区町村である。分析に関する観察期間は月単位および年単位で観察し、月単位は 2007 年 3 月から 2015 年 3 月まで、年単位は 2007 年から 2015 年とした。

データは厚生労働省「人口動態調査」の出生票を用い、届出遅れを補正した「日本に置ける日本人」、「日本における外国人」を客体とした総人口ベースの出生数を対象とした。月単位の観察を行うために統計法第 32 条、第 33 条に基づく個票の二次利用による集計を行った。年単位の観察においては、上記の厚生労働省「人口動態調査」と総務省自治行政局「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」（2013 年まで 3 月末時点、2014 年以降 1 月 1 日）を用いた。この調査では 2013 年以降、日本人と外国人別に公表されている。ただし、登録人口であるため 2015 年の避難区域にも人口が集計されているなど現住人口を示しているものではない。本分析では全期間について、総人口ベースで集計を行う。

出生力の指標は月別の出生数を用いるほか、小池（2010; 2017）による間接標準化法をもとにした標準化出生比を用いる。

1) 2011-15 年各市区町村の年齢別出生率を標準とした標準化出生比

$$sF_{i, 2011-15}(t) = \frac{B_i(t)}{\sum_x P_i(t) \cdot rF_{i, 2011-15}}$$

$sF_{i, 2015}$: 市区町村の標準化出生比、 B_i : 市区町村の出生数(15 - 49 歳)、 P_i : 市区町村の年齢別人口、 $rF_{i, 2011-15}$: 2011-15 年の市区町村の年齢別出生率(ベイズ推定: 都道府県)、 $x=15-49$ 歳 (5 歳階級別)、 $t=2005-2015$ (1 年)

2) 1)について、2010 年を 1 とした場合の 1985～2015 年の比

$$sFr_{i, 2010}(t) = \frac{sF_{i, 2011-15}(t)}{sF_{i, 2011-15}(2010)}$$

3) 2)について、実際の出生数の比と 2)の差（年齢別人口構成の影響）

$$difsB_{i, 2010}(t) = rB_{i, 2010}(t) - sFr_{i, 2010}(t)$$

用いる指標と被害の定義については、昨年度と同様である。図 1 には、被害類計二巻する地理的分布を示した。これらの震災の被害についてそれぞれの被害状況を 7 類型にまとめたものが図 2 である。対象となる 1, 896 市区町村について、震災の被害なし 1, 484 自治体（78.3%）、地震のみの被害 323 自治体（17.0%）、津波のみの被害 12 自治体（0.6%）、原発のみの被害 1 自治体（0.05%）、地震＋津波の被害 43 自治体（2.3%）、地震＋原発事故の被害 22 自治体（1.2%）、地震＋津波＋原発事故の被害 11 自治体（0.6%）である。

3. 分析結果の概要（更新）

東日本大震災前後の出生力変化について月別出生数の変化と年次別標準化出生比の変化について観察したい。図 3 には東日本大震災の被害 7 類型別に 2011 年 3 月の出生数を 1 とした場合の出生数の指数変化を示している。出生数の月別変化は季節変動があるため、12 区間の移動平均も表示している。移動平均は、過去 1 年間の平均値を示すことから、推移は概ね 1 年分先送りとなっていることに注意が必要である。

先行研究では、災害の短期的影響は災害発生後 9～10 ヶ月時点で観察されることが指摘されているため、震災から 9 ヶ月前後の 12 月前後の変動に着目する。図 4 には東日本大震災の被害 7 類型別に 2010 年を 100 とした場合の標準化出生比の指数変化を示している。

月別出生数の推移をみると（図 3）、2011 年後半から 2012 年はじめに急激な落ち込みが観察される。海外の先行研究でみられるような震災後 9 ヶ月後の出生数の回復は短期的にはみられない。ただし季節変動効果が含まれているため（月別出生数の年間の傾向は 1-3 月が少なく、7-10 月が多い傾向）、その解釈は慎重に行う必要がある。中期的傾向(震災後 4 年まで)でみると、季節変動によって 2013～14 年にも大きな減少が生じる月もあるが、被害 7 類計別にみると震災の被害が少ない自治体ほど出生数の落ち込みは少ないことがわかる。「地震＋津波＋原発」、「津波」地域は 2011～12 年に大きな落ち込みをみせたが、2012-14 年にかけて出生数の若干の増加がみられた。

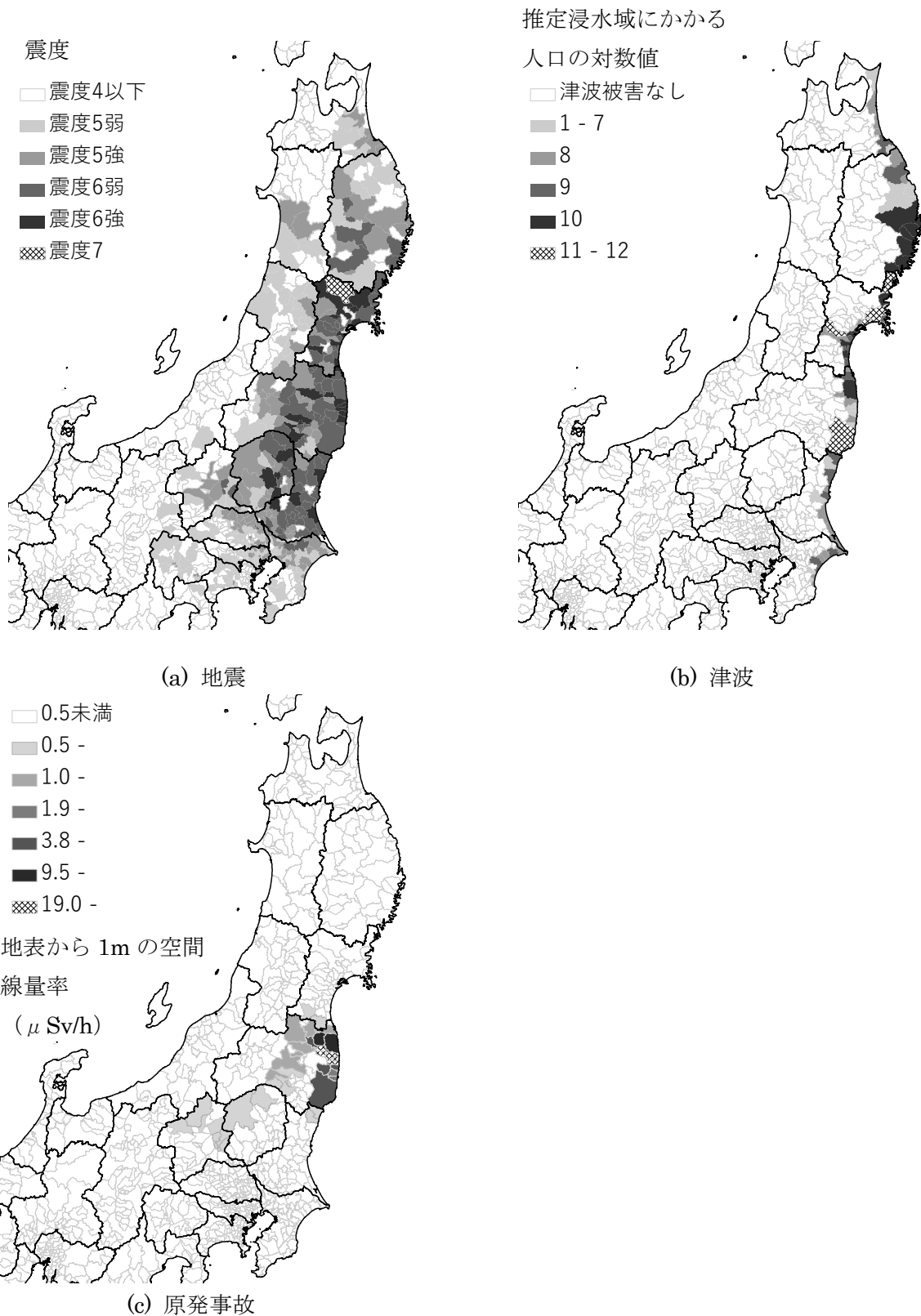


図1 東日本大震災の影響についての地理的分布

(資料) (a)日本気象協会「市区町村別震度」、(b)総務省統計局「東日本太平洋岸地域のデータ及び被災関係データ」(2011年4月25日公表値)、(c)文部科学省「地表から1mの空間線量率 ($\mu\text{Sv/h}$)」(2011年7～11月調査)

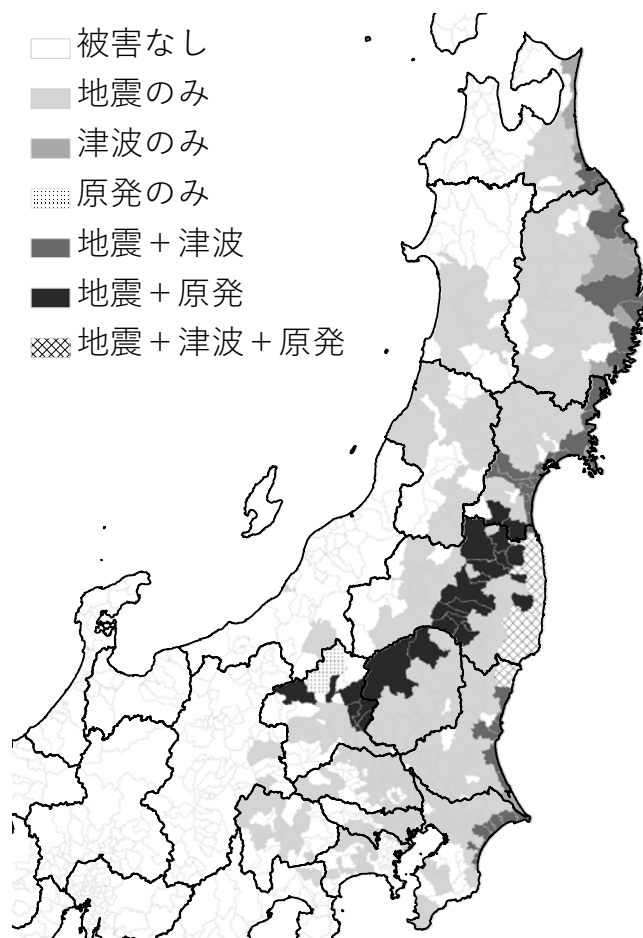


図2 東日本大震災の被害7類型の地理的分布
(資料) 図1と同じ.

次に2010年を1とした年次別間接標準化出生比でみると(図4)、2011年の出生比の落ち込みがみられるが、2012年以降は被災地で出生比の若干の上昇(0.5%程度)が確認される。ただし、算出に用いているデータは住民票登録情報であるため原発被災地(避難区域)や津波による家屋全壊世帯は他地域に居住している可能性が高い。図5には年齢別人口構成の効果を示している。実際の出生比でみると転出等による人口規模や年齢別人口構成等の影響によって、特に被害が大きい地域において出生比の減少の効果が大きいことがわかる。すなわち、被災地において標準化出生比が上昇しているように見えるのは、出生数の減少よりも人口減少の効果が大きい可能性があることに留意が必要である。

最後に震災前後における地理的分布の変化について観察したい。年次別の標準化出生比の変化について、(a)2010-11年の変化、(b)2011-15年の変化を観察したものが図6である。2010-11年の変化では、岩手県南部から福島県の沿岸部や福島県の浜通りは間接標準化出生比が減少している地域が多いが、2011-15年の変化ではそれらの地域において上昇が観察されていることがわかる。

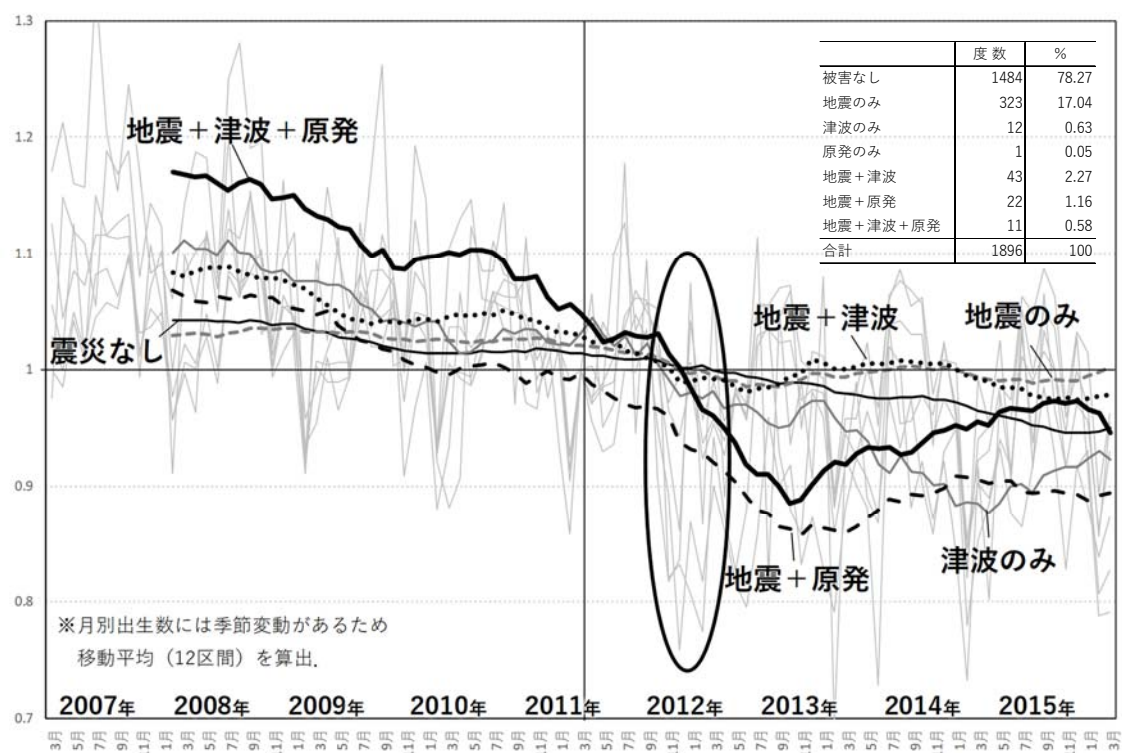


図3 月別出生数の指数変化（2011年3月＝1）2007年3月～2015年3月

（資料）厚生労働省「人口動態調査」、届出遅れ補正済、客体は「日本における日本人」、「日本における外国人」。

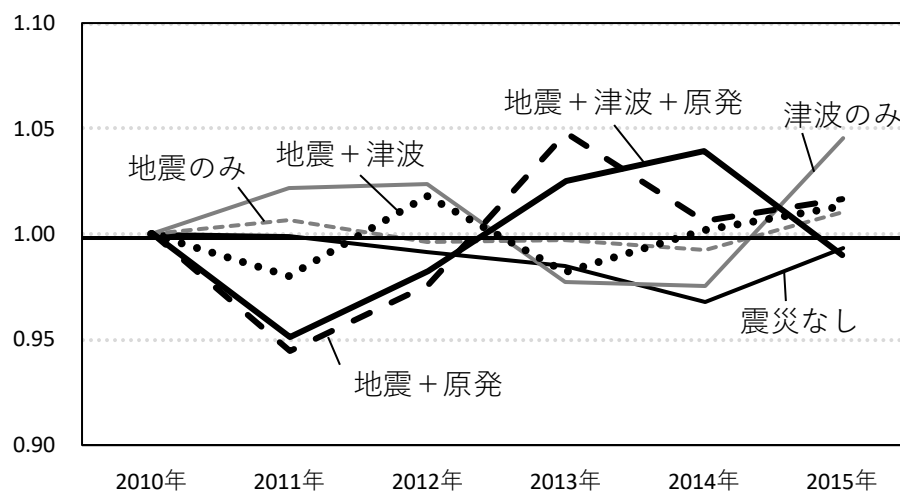


図4 年次別標準化出生比（2010年＝1）2010年～2015年

（資料）厚生労働省「人口動態調査」、届出遅れ補正済み、客体は「日本における日本人」、「日本における外国人」、総務省自治行政局「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」（2013年まで3月末時点、2014年以降1月1日）。

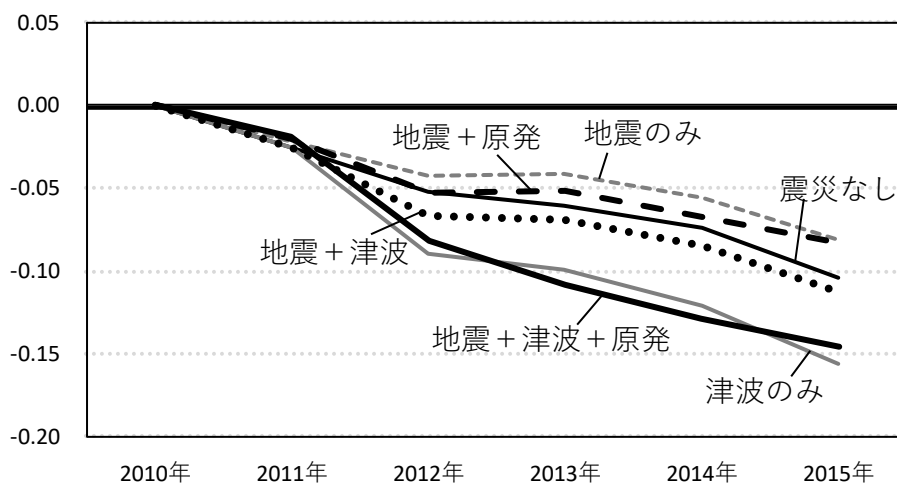
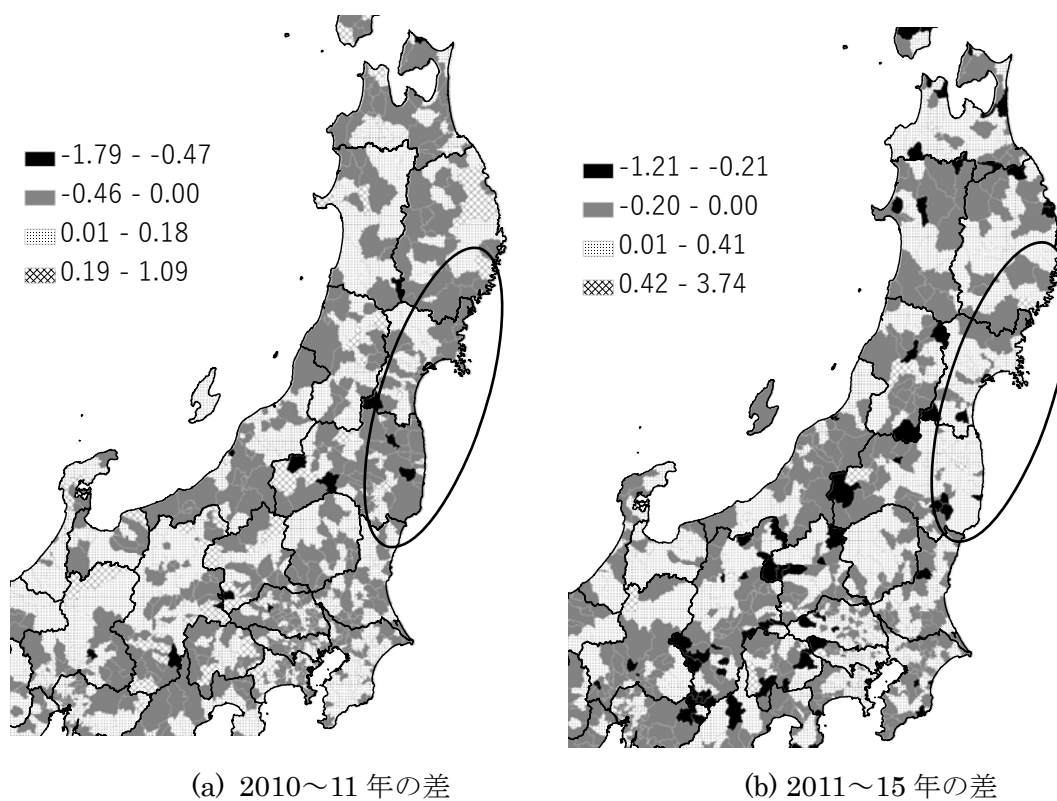


図 5 年齢別人口構成の影響 (2010 年=1) 2010 年～2015 年

(資料)図 4 と同じ。



(a) 2010～11 年の差

(b) 2011～15 年の差

図 5 間接標準化出生比の地理的分布

(資料)図 4 と同じ。

4. 因果効果の推定

東日本大震災が地域の出生力に及ぼす因果効果の推定を行うために、差分の差分分析 (DID : Differences in Differences) を用いる (Evans et al. 2008、 Finlay 2009、 Burlando and Oregon 2014、 直井他 2017 など)。

差分の差分分析は、一般的には観察データにおいて因果効果を得るための準実験的デザインであり、観察したい処置効果 (ここでは自然災害の発生) の効果を、処置群における応答変数の時間を通じた平均的な変化と、対照群における時間を通じた変化を比較することで推定する (星野 2009)。差分の差分分析は、通常 2 時点以上のパネルデータを用い、介入後の処置群と対照群の差と介入前の処置群と対照群の差を示す。

応答変数 y_t は以下のように示されると考える。

$$y_t = zy_{1b} + (1 - z)y_{0b}$$

ここで、 y_a : 自然災害前の応答変数、 y_{1b} : 自然災害が生じた群の自然災害後の応答変数、 y_{0b} : 自然災害が生じない場合の自然災害後の応答変数、 t 時点での自然災害発生の有無 z_t b 時点における測定値 $\delta = 1$ 、 a 時点の測定値 $\delta = 0$ とすると、

$$y = \delta y_b + (1 - \delta)y_a = \delta \{zy_{1b} + (1 - z)y_{0b}\} + (1 - \delta)y_a$$

となる。すなわち、差分の差は、以下のようになる。

$$\begin{aligned} DID &= \{E(y \mid z = 1, \delta = 1) - E(y \mid z = 1, \delta = 0)\} - \{E(y \mid z = 0, \delta = 1) - E(y \mid z = 0, \delta = 0)\} \\ &= E(y_{1b} - y_a \mid z = 1) - E(y_{0b} - y_a \mid z = 0) \end{aligned}$$

処置群での因果効果 (TET) $TET = E(y_{1b} - y_{0b} \mid z = 1)$ は反事実的仮定 $E(y_{0b} \mid z = 1)$ を含むことから実際には観察できない。しかし、処置群と対照群の時間変化が等しいと考えるならば、

$$\begin{aligned} DID &= E(y_{1b} - y_a \mid z = 1) - E(y_{0b} - y_a \mid z = 1) + \{E(y_{0b} - y_a \mid z = 1) - E(y_{0b} - y_a \mid z = 0)\} \\ &= E(y_{1b} - y_a \mid z = 1) - E(y_{0b} - y_a \mid z = 1) = E(y_{1b} - y_a \mid z = 1) = TET \end{aligned}$$

さらに、自然災害がなかった場合、時間的な変化がないと仮定されるならば $y_{0b} = y_a$ 、以上の条件が満たされることになる。

以上のように、3 つの仮定を満たすことで $DID = TET$ となる。

(1) 2 時点間で調査対象者は等質である。(時点間で対象の構成変化がない)。

(2) 介入しなかった場合の応答変数の変化が b 時点における処置群と対照群で等しい。 (「平行トレンド」 仮定)。

(3) a 時点での結果変数の平均は 2 つのデータの処置群で共通であり、対照群でも共通。

差分の差分分析によって平均的な因果効果を推定するためには、回帰モデルを用いることで推定が可能になる (森田 2014)。

$$\text{目的変数} = \mu + \lambda \cdot \text{処置} + \delta \cdot \text{時点} + \alpha (\text{処置} \cdot \text{時点}) + \text{誤差項}$$

各パラメータの関係は以下のようになり、 α が平均的な因果効果となる。

表 1 回帰式における差分の差分分析のパラメータ

	時点1	時点0	差
処置群	$\mu + \gamma + \delta + \alpha$	$\mu + \gamma$	$\delta + \alpha$
対照群	$\mu + \delta$	μ	δ
処置群 - 対照群	$\gamma + \alpha$	γ	α

(資料) 森田 (2014) p.204 「表 18-2 回帰式による DD の推定」を筆者修正

森田 (2014) では、差分の差分分析は長期的なデータにおいては、様々な要因による複合的な効果が生じるため長期的には必ずしも妥当しないということが示されていること、さらに処置群と対象群が近い属性であることが望ましいことから、傾向スコア分析と併用することを推奨している。

従って、本分析においては、2009 年から 2012 年の震災直後の地域の出生力について分析することとする。分析モデルは(1)通常差分の差分分析、(2)共変量を含む(1)の分析、(3)傾向スコア分析 (マッチング法) を用いた差分の差分分析、(4)共変量を含む(3)の分析、(5)固定効果モデルを用いた差分の差分分析である。共変量には、総人口の対数値、社会増減率 (%)、沿岸ダミー、震災における死者・行方不明者数 (対数)、原発から 30km 以内の 6 変数を用いた。記述統計は参考表に示した。

表 2 が推定結果である。震災の因果効果を示す DID の推定結果はモデル(1)、(2)、(5)では 95%水準において統計的に有意な結果となっており、震災の被害があった地域は平均で 0.017~0.019 の間接標準化出生比の低下効果がみられた。処置群と対象群の属性をマッチング法によってバランス化させたモデル(3)、(4)においては、10%水準において統計的に有意な結果が得られ、間接標準化出生比の低下効果は 0.013~0.014 であった。従って、震災によって被害を受けた地域は短期的に出生力が低下したことが因果効果として示された。

今回のモデルは暫定的な結果であり、共変量の選択や分析方法の改善など課題が残されている。次年度もモデルの洗練を目指して研究を継続していきたい。

表 2 震災が地域の出生力に及ぼす因果効果

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
因果効果										
処置	0.010 +	0.006	0.016 ***	0.006	0.012 **	0.005	0.014 ***	0.005		
時点	0.006	0.004	0.007 +	0.004	0.008	0.005	0.008	0.005	0.006 +	0.003
処置・時点DID	-0.017 **	0.008	-0.019 *	0.008	-0.013 +	0.008	-0.014 +	0.007	-0.017 **	0.007
共変量										
総人口（対数）			-0.002	0.001			-0.006 ***	0.002		
社会増減率			-0.010 ***	0.002			-0.007 **	0.003		
沿岸ダミー			-0.004	0.004			0.002	0.006		
死者・行方不明者（対数）			-0.004 +	0.002			-0.004	0.005		
原発から30km以内			0.015 **	0.007			0.008	0.011		
切片	0.982 ***	0.003	0.997 ***	0.013	0.978 ***	0.004	1.045 ***	0.018	0.984 ***	0.002
N	7584		7584		2464		2464		7584	
F	1.710		4.97 ***		1.84		4.9 ***		2.83 **	
個体固有效果の標準偏差									0.087	
残差の標準偏差									0.134	
分散比									0.295	

有意水準：+ 10%水準, ** 5%水準, *** 1%水準

参考表 因果効果の推定に用いた変数の記述統計

		平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
間接標準化出生比	全体	0.985	0.145	0	2.698	N = 7584
	固体間		0.087	0.068	1.654	n = 1896
	固体内		0.116	-0.131	2.133	T = 4
処置	全体	0.217	0.412	0	1	N = 7584
	固体間		0.413	0	1	n = 1896
	固体内		0.000	0.217	0.217	T = 4
時点	全体	0.500	0.500	0	1	N = 7584
	固体間		0.000	0.500	0.500	n = 1896
	固体内		0.500	0	1	T = 4
処置×時点DID	全体	0.109	0.311	0	1	N = 7584
	固体間		0.206	0	0.500	n = 1896
	固体内		0.233	-0.391	0.609	T = 4
総人口（対数）	全体	10.248	1.438	5.056	13.644	N = 7584
	固体間		1.438	5.110	13.636	n = 1896
	固体内		0.014	10.099	10.326	T = 4
社会増減率	全体	-0.278	0.790	-10.257	6.463	N = 7584
	固体間		0.613	-3.287	2.687	n = 1896
	固体内		0.499	-9.060	7.428	T = 4
沿岸ダミー	全体	0.348	0.476	0	1	N = 7584
	固体間		0.476	0	1	n = 1896
	固体内		0.000	0.348	0.348	T = 4
死者・行方不明者（	全体	0.147	0.812	0	8.283	N = 7584
	固体間		0.812	0	8.283	n = 1896
	固体内		0.028	-1.933	0.840	T = 4
原発から30km以内	全体	0.070	0.255	0	1	N = 7584
	固体間		0.255	0	1	n = 1896
	固体内		0.000	0.070	0.070	T = 4

謝辞

※ 本研究（の一部）は、厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者石井太、課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

（参考文献）

Burlando A. (2014) "Power outages, power externalities, and baby booms", *Demography* 51, pp. 1477-1500.

Evans R.W. , Hu Y, Zhao Z. (2008) "The fertility effect of catastrophe: U.S. hurricane birth", *Journal of Population Economics* 23, pp.1-36.

Finlay, J. E. (2009) "Fertility Response to Natural Disasters The Case of Three High Mortality Earthquakes", Policy Research Working Paper 4883, The World Bank Sustainable Development Network Vice Presidency, Global Facility for Disaster Reproduction and Recovery Unit, pp.1-32.

警視庁（2016）「平成 23 年(2011 年)東北地方太平洋沖地震の被害状況と警察措置」（2016 年 12 月 9 日）.

小池司朗（2010）「GIS を利用した戦前市区町村別出生力の分析、高橋眞一・中川聡史編『地域人口からみた日本の人口転換』古今書院 pp.169-192.

小池司朗（2017）「国内人口移動の推移と「都心回帰」の分析」、『人口学研究』第 53 号、pp.23-45.

国土地理院（2011）「津波による浸水範囲の面積（概略値）について（第 5 報）」（2011 年 4 月 18 日）.

総務省統計局（2011）「浸水範囲概況にかかる平成 22 年国勢調査基本単位区（調査区）による人口・世帯数（地図情報）」2011 年 4 月 25 日公表.

内閣府（2012）「被災農地面積及び復旧面積（平成 24 年 3 月 11 日時点）」『平成 24 年版防災白書』.

直井道生、佐藤慶一、田中陽三、松浦広明、永松伸吾（2017）「南海トラフ巨大地震の被害想定地域における社会移動～DID（差分の差分）法による影響の検証～」ESRI Discussion Paper No.335.

星野崇宏（2009）『調査観察データの統計科学 因果推論・選択バイアス・データ融合』確率と情報の科学、岩波書店.

森田果（2014）『実証分析入門 データから「因果関係」を読み解く作法』日本評論社.