The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	自然災害と人口動態に関する実証分析
Author(s)	芝, 啓太
Citation	大阪大学, 2020, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/76263
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

博 士 学 位 論 文

自 然 災 害 と 人 口 動 態 に 関 す る 実 証 分 析

芝　啓太

大阪大学大学院経済学研究科

2019 年 12 月

謝　　辞

本研究を遂行し学位論文をまとめるに当たり，指導教員である山本和博先生（大阪大学大学院経済学研究科）には全面的に，粘り強く細部にわたるまでご指導賜ったことをここに深謝する．また，同大同研究科の佐々木勝先生と大竹文雄先生には，副査としてご助言を頂いただけではなく，勉強会で主に実証研究の技術的な側面から適切な助言を頂いた．ここに深謝の意を表する．佐藤泰裕先生（東京大学大学院経済学研究科）には，同大博士前期課程において指導教員としてお世話になり，その後は主に論文の文章構成や表現方法について適切な指導を頂いた．ここに深謝の意を表す．

同大都市経済学勉強会メンバーの諸先輩には，研究に関する相談をはじめとして，精神的なサポートに至るまで多角的な支援をして頂いた．さらに，院生室の皆さんの協力により，時に集中して研究のできる環境を,時にリラックスのできる環境を整えることができた．在籍時にお世話になったすべての院生の皆さんに対してここに感謝の意を表す．

また，筆者は同大博士後期課程在籍中に公益財団法人旭硝子財団（旧：旭硝子奨学会）から多大なる支援を頂いた．本論文はこの支援なしには完成し得なかったものである．旭硝子財団の皆様に謝意を表す．

川元康一先生（龍谷大学経済学部）には，同大同研究科へと進学するきっかけを作って頂いた．一時の興味で大学院への進学を相談した筆者に，適切な助言と最適な支援をして頂いた．ここに謝意を表す．

また，現在の職場である信州大学社会基盤研究所（ならびに経法学部）では多くの先生から博士論文を提出するにあたっての配慮や研究に関する有意義なコメントを頂いた．ここに謝意を表す．

そして，筆者の研究活動を温かく見守ってくれた家族に感謝する．

本論文の第 2 章は応用経済学研究に掲載されたものを加筆修正したものである（芝啓太，『粗出生率の変化で見る自然災害が日本に与えた影響ー市区町村データを用いた実証分析ー』，「*応用経済学研究*」，第 12 巻（2019 年 3 月））．

また,本論文の第 3 章は応用地域学会（2019 年 11 月）にて報告した研究を元に作成した（Yasuhiro Sato and Keita Shiba, "Impacts of Tsunami experience on land prices: Evidence from the Western part of Japan"）．

最後に，本文中の誤りの一切は筆者の責に帰するものである．

目　　次

1　序章 ····· 5

2　東日本大震災が粗出生率に与えた影響に関する実証分析 ····· 7
2.1 はじめに ····· 7
2.2 先行研究 ····· 9
2.3 東日本大震災の被害状況 ····· 10
2.4 データ ····· 12
2.5 モデル ····· 15
2.6 推定結果 ····· 16
2.6.1 浸水被害で測った推定結果
2.6.2 津波による浸水被害地域周辺の間接的被害
2.6.3 計測震度別で測った推定結果
2.6.4 浸水被害と地震被害の分離
2.7 人口移動がもたらす粗出生率への影響 ····· 26
2.7.1 市区町村間の住民票の異動を伴う人口移動について
2.7.2 一時的な避難などによる計測が困難な人口移動について
2.8 誤差項の系列相関による推定値の偏り ····· 33
2.9 おわりに ····· 36
2.10 補論 ····· 37
2.10.1 東日本大震災の所得への影響について
2.10.2 粗出生率の算出方法と使用するデータについて
2.10.3 出産可能年齢の女性の移動について
2.10.4 被災による精神的ストレスと死産数について

3　東日本大震災の津波経験が土地選好へ与えた影響に関する実証分析 ····· 47
3.1 はじめに ····· 47
3.2 データ ····· 48
3.3 モデル ····· 51
3.4 推定結果 ····· 53
3.5 津波想定浸水深の影響について ····· 57
3.6 おわりに ····· 61

1. 序　　章

日本では，毎年，多く自然災害が発生している．2000 年代以降には，東日本大震災（2011 年）をはじめとして，熊本地震（2016 年），平成 30 年 7 月豪雨(2018 年)，大阪北部地震(2018 年)，北海道胆振東部地震(2018 年)などが起こった．特に，2011 年 3 月 11 日,三陸沖を震源とした東日本大震災は甚大な津波被害を引き起こし，19,000 人以上の死者を記録する大災害となった[1]．また，南海トラフでは南海トラフ地震の発生が想定されており，中央防災会議（内閣府）によると，南海トラフ大地震による死者は最大で約 323,000 人で，その内の約 230,000 人は津波が原因で死亡すると想定されている．

東日本大震災のような強いショックは人々の生活環境や居住環境だけでなく，その経済行動をも変化させる可能性があると考えられる．また，近い将来予見されている津波被害に備えて，人々がこれまでの行動を変えることも考えられる．そこで，本論文では東日本大震災が人々の経済行動へ与えた影響に着目した．

本論文の構成は以下の通りである．第 2 章で子供を持つかどうかの意思決定に着目した．第 3 章で人々の土地選好の変化に着目した．

第 2 章では，子供を持つかどうかの意思決定への影響を市区町村別の粗出生率データを使って実証的に分析した．東日本大震災の被害による資産や所得の損失，精神的ストレスなどが子供を持つインセンティブを下げると考えた．その結果，強い揺れを計測した地域ではそうでない地域と比較して，震災後に粗出生率が減少したこと，そして，この減少効果は少なくとも 2011~2013 年まで続いたことが分かった．これは，東日本の広い範囲で計測された地震が，東北三陸沖だけではなく東日本の多くの地域で粗出生率を継続して減少させたことを示している．強い揺れを計測した地域では，津波被害地域のように壊滅的な被害は受けていないが，長引く余震による精神的なストレスや，家屋の倒壊や非常用品の購入，住宅の修繕費で所得が減少したことなどが出生行動を抑制したと考えられる．

---

[1] 内閣府『日本の災害対策』

次に，第 3 章では東日本震災後における人々の土地選好の変化を，地価データを用いて実証的に分析した．2000 年代以降のウォーターフロントエリアの開発ブームによって，標高の低く, 海から近い土地は，その利便性から工業地・商業地としてだけでなく住宅地としても人気なエリアである．本章の目的は, このような標高の低く，海から近い土地に対する人々の選好が，東日本大震災の津波経験後に変化したかどうかを明らかにすることである．そのような土地選好の変化を明らかにするために，本章では南海トラフ大地震の津波被害が予想される東南海地域に着目した．その結果, 標高の低い土地（特に標高 5~10m）と海岸線からの距離が近い土地で，津波経験後に地価が下落した．一方で，比較的標高の高い土地では，津波経験後に地価が上昇した．この結果は, 東日本大震災の津波経験後に，人々が標高の低い土地から高い土地へと選好を変化させたことを示唆している.

2. 東日本大震災が粗出生率に与えた影響に関する実証分析

2.1 はじめに

本研究は，自然災害が粗出生率に与えた影響を定量的に測った研究である．具体的には，東日本大震災が被災地の粗出生率に与えた影響を，全国の市区町村データを使って推定した．2011 年 3 月に東北三陸沖を震源とした東日本大震災は，規模 M9.0，最大震度 7 と過去最大級の強い地震であり，津波の高さは最大で 9m以上であった[2]．その被害は東北三陸沖を中心に，過去最大の死者・行方不明者を記録した（死者 19,689 名・行方不明者 2,563 名）[3]．

このような強いショックは人々の生活環境や居住環境だけでなく，その経済行動をも変化させる可能性があると考えられる．その一つとして，本研究では，子供を持つかどうかの意思決定に注目した．具体的には，東日本大震災が起こったことで，被災地とそうでない地域との間で，人々の出生行動に違いが生じたのか否かを，Difference-In-Difference 推定法（DID 推定法）を用いて分析した．さらに，震災後の年ごとに年ダミーと被災地ダミーの交差項を入れることで，震災後における粗出生率の一年毎の限界的な変化を捉えた．なお，本研究では，被害の大きさは津波による浸水被害の割合と最大計測震度を指標として用いた．

推定の結果，津波による浸水被害地域ではその他被害のなかった地域と比べて，震災後に粗出生率がおよそ 1.8 減少したことが示された．また，2012 年~2015 年でも係数値は負の値を示していたが，その統計的有意性は示されなかった．

次に，浸水被害地域の周辺では，浸水地域からの避難が多かったことが浸水被害地域，及び浸水被害地域の周辺地域の粗出生率に影響を与えていると考え，この影響を抽出するために，浸水被害地域の周辺地域を第二の処置群（被害地域）として，浸水被害地域とは分けて推定を行った．その結果，浸水被害地域では 2011 年においてのみ統計的有意に粗出生率が減少し，その周辺地域では 2011 年と 2012 年に粗出生率

[2] 消防庁災害対策本部 『平成 23 年(2011 年)東北地方太平洋沖地震（東日本大震災）について（第 157 報)』

[3] 消防庁災害対策本部 『平成 23 年(2011 年)東北地方太平洋沖地震（東日本大震災）について（第 157 報)』(平成 30 年 3 月 5 日現在)

が減少したことが明らかとなった．このことから，浸水被害地域では周辺地域の間接的影響をコントロールしても，統計的有意に粗出生率が減少したと考えられる．

さらにその周辺地域を，比較的強い揺れが計測された（震度 5 以上が計測された）地域と比較的弱い揺れが計測された（震度 4 以下が計測された）地域とに分けて推定を行った．すると，強い揺れが計測された浸水被害の周辺地域では 2011~2012 年に粗出生率が減少したが，比較的弱い揺れが計測された周辺地域では統計的有意な影響が見られなかった．このことから，浸水被害の影響よりも，強い揺れを体感したことが粗出生率を大きく押し下げている要因になっていると考えられる．

そこで，次は日本全体で見たときに，強い揺れを計測した地域とそうでない地域を比較して，強い揺れを計測した地域で粗出生率がどれくらい減少したかを調べた．その結果，強い揺れを計測した地域ではそうでない地域と比較して，震災後に粗出生率が減少したこと，そして，この減少効果は少なくとも 2011~2013 年まで続いたことが分かった．これは，東日本の広い範囲で計測された地震が，東北三陸沖だけではなく東日本の多くの地域で粗出生率を継続して減少させたことを示している．強い揺れを計測した地域では，津波被害地域のように壊滅的な被害は受けていないが，長引く余震による精神的なストレスや，家屋の倒壊や非常用品の購入，住宅の修繕費で所得が減少したことなどが出生行動を抑制したと考えられる[4]．また，長引く余震を計測した東日本の地域や原発被害地域周辺では，子供を安全に育てる費用が平常時よりも高くなるため，出生行動は抑制されることも考えられる．いずれにしろ，東日本大震災が人々に与えた心理的・身体的ストレスや資産・所得を失ったことなどから，大きな震度を計測した被害地域の粗出生率が減少したことが明らかとなった．また，人口移動が粗出生率に与える影響についても分析を行った．その結果，震災による避難等を含めた人口移動は本研究の結果に大きな影響は与えないことが分かった．

よく知られているように，日本は低出生率に苦しんでおり，その原因については様々なものが考えられているが，自然災害も出生率に影響を与えることが多くの先行研究によって示されている（Atella and Rosati(2000)， Davis (2017)， Finlay(2009)， Nobles et al(2015)， Pörtner(2006)， Guarcello et al (2010)， Cohan and Cole(2002)， Evans et al.(2010)）．日本は自然災害が多い国であるにも関わらず，日本において自然災害が出生率に与える影響について，検証した論文は少ない．

本研究では，最近の日本を襲った最大級の災害である東日本大震災を題材に，自然災害が粗出生率に与える影響について検証する．自然災害が出生行動に与える影響を明確にすることで，防災に関する支出が出生行動にも影響を与えることが示唆される．つまり，防災支出には外部性が伴うことがわかるのである．本研究の結果

[4] 補論にて，政府機関発表の統計資料を使った被災者の就業環境について紹介している．

は，防災支出がこのような外部性も考慮に入れた上で，家計もしくは各地方自治体において決定されるべきであることを示している．

本章の構成は以下のとおりである．まず，次節で先行研究について述べる．2.3 節では，東日本大震災の被害について述べる．2.4 節では本研究で用いたデータを，2.5 節では推定モデルについてそれぞれ説明する．次に 2.6 節では推定結果について，2.7 節では被災地からの人口移動に関して説明をする．2.8 節では DID 推定法を使った計量的な問題について説明をし，頑健性を確かめる．最後に 2.9 節は結論とする．

2.2 先行研究

自然災害が出生行動に与えた影響に関しては，いくつかの実証研究が存在する．Atella and Rosati(2000)， Davis (2017)， Finlay(2009)， Nobles et al(2015)， Pörtner(2006)， Guarcello et al (2010) 等の研究は，自然災害が出生率を上昇させたことを示しており，本研究とは対照的な結果を得ている．これらの研究は発展途上国を対象としており，そうした国では，自然災害による死亡率が大人よりも子供のほうが高かったため，子供を亡くした親が新たに子供を持とうとする，いわゆる replacement 効果が働いたと考えられる．東日本大震災では厚生労働省の発表した 18,877 人の死亡者のうち，12,006 人（63.6%）は 60 歳以上の高齢者であった[5]．一方で 20 歳未満の死亡者は 1,021 人（5.4%）と少ない．したがって，日本ではこうした replacement 効果は小さく,災害による所得の減少と将来所得の不確実性の増加などの経済的な要因が主に粗出生率を引き下げたと考えられる．

Cohan and Cole(2002)はアメリカのハリケーン被害が粗出生率を上昇させたことを示しており，その要因として，災害を受けることによって人々が社会的なつながりの重要性を再認識し，それが粗出生率の上昇をもたらしたことを挙げている．Evans et al.(2010）は，ハリケーンの警報の度合いによって出生行動への影響が異なることを示した．警報レベルの高い地域では避難準備に時間とお金を使うため，子供を作る機会費用の増加と所得の減少が出生行動を抑制する．その一方で警報レベルが低い地域では避難準備で所得や時間を必要とするが，夫婦の自宅での滞在時間が増加することで子供を作る機会費用が減少し，出生行動を促す効果があると述べた．また，Seltzer and Noble（2017）はハリケーン被害を受けた地域では，黒人の出生数が大幅に減少し，白人の出生数が増加したことを示した．これは，ハリケーン被害が低所得階

[5] 厚生労働省『人口動態統計からみた東日本大震災による死亡の状況について』（平成23年人口動態統計（確定数）の概況 参考１）

層に属する黒人に集中した結果，黒人の人口構成比が低下し，白人が増加したことによるものである．

医学疫学方面の研究ではストレスと出生についての分析がなされている．Mulder et al.(2002)， Torche(2011)は被災によるストレスが低体重出生や早産などの不完全な出生を増加させるとした．さらに，Tong et al.(2011)は被災によるストレスが出生率を押し下げ，また早産や流産を引き起こすと述べた．このような心理的要因は，すでに妊娠している女性にネガティブな影響を与え，医療施設が十分に機能していなかった場合には新生児を死亡させる可能性すらあると考えられる．また，Neugebauer et al.(1996)は身内の死や犯罪の被害を受けることで感じた強いストレスが流産の発生確率を上昇させると述べた．

東日本大震災によって強い精神的ストレスを受けた際にも，同じように流産が起きやすくなる可能性がある．実際にストレスによる流産の発生は，本来生まれてくるはずだった生命が失われることを意味し，出生数が当初よりも減少する．これらは夫婦にとってはもちろん，被災地にとっても将来の若年人口を減少させてしまう大きな損失である．

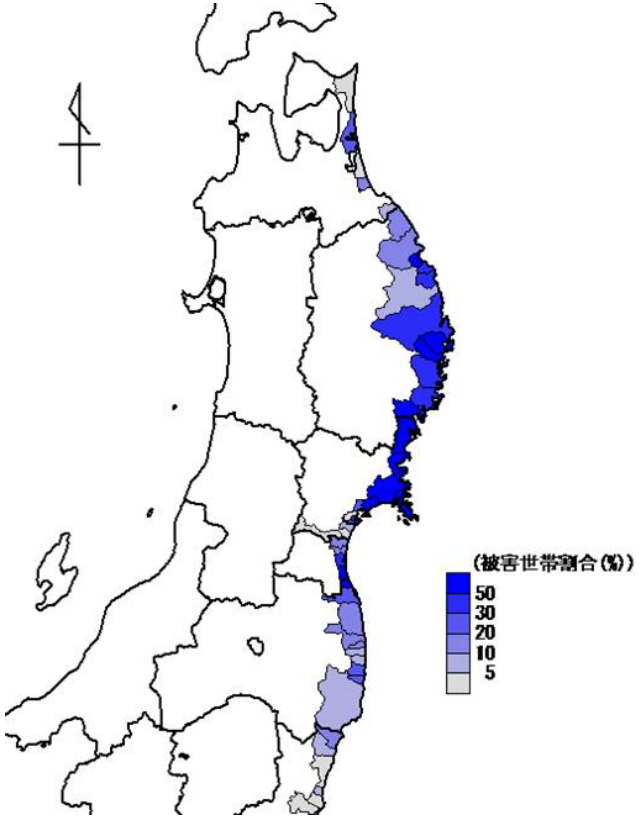
このように，災害が夫婦の出生行動に及ぼす可能性は多岐にわたり，それらが細かい要因分析を困難にしている．実際，上に述べた先行研究によると，災害は子育ての金銭的費用や機会費用を変化させ，Becker (1965)の示したメカニズムを通じて出生行動を左右するだけでなく，人と人との繋がりや温もりを求める気持ちやストレスを引き起こすことでも出生行動に影響を及ぼす．こうした要因を個別にすべて明らかにすることは事実上不可能であるため，本研究では，全体として，東日本大震災が出生行動を妨げたのか，それとも，促したのかを検証する．

2.3　東日本大震災の被害状況

2011 年 3 月，M9.0 を計測した東日本大震災は，津波や原子力発電所の事故を引き起こし，過去に例を見ない大規模な被害をもたらした．図 2.1 では津波と地震の被害規模を示した．ここで使用したデータは市区町村別に集計された『津波による浸水被害を受けた世帯割合』と『計測された最大震度』である．それぞれ総務省『国勢調査』の人口速報集計結果と，気象庁『地震・火山月報（防災編）』にて公表されている．

まず図 2.1-a では『津波による浸水被害を受けた世帯割合(%)』を，その被害の大きさ別に表した[6]．例えば，大きく被害を受けた岩手県・宮城県・福島県では比較的

[6] このデータでは，浸水している世帯の割合を衛星写真で見たときに浸水が確認できる土地面積の割合で浸水被害を計測・判別している．



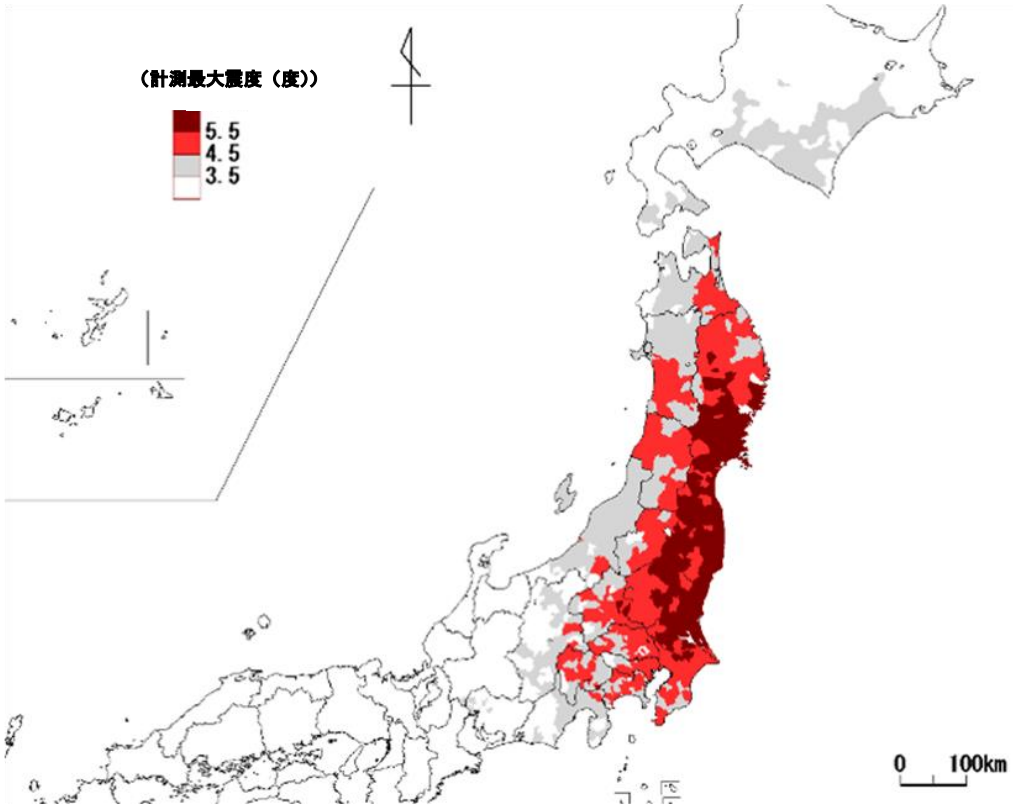


図 2.1　東日本大震災による被害規模マップ（左：図 2.1-a, 右：図 2.1-b）

注：(図 2.1-a) 総務省『国勢調査』の人口速報集計結果より，2011 年の東日本大震災において，津波による浸水被害があった地域を図に示した．この図では，ある市区町村において津波による浸水被害を受けた世帯割合が多い地域ほど濃い色で示している．（図 2.1-b）気象庁発表の『地震・火山月報（防災編)』より，2011 年の東日本大震災で計測された最大震度を市区町村別に図示した．震度 3 以下（計測震度 3.5 度未満）は色の塗られていない地域で，次に色の薄い順に，震度 4（同 3.5~4.49 度），震度 5（同 4.5 度~5.49 度），震度 6 以上（同 5.5 度以上）を表す．

濃い色を使うことで，浸水（津波）被害が大きかったことを示した．また，浸水した65の市区町村のうち，浸水した世帯割合が50%を超える地域は11地域（被害地域の17%）であった．

次に，図2.1-bでは計測した最大震度を表している．震度3以下（計測震度3.4度以下）は色の塗られていない地域に該当する．次に，震度3より大きい地震を計測した市区町村を，震度4（同3.5~4.4度），震度5（同4.5~5.4度），震度6（同5.5~6.4度）と，計測震度が大きいほど濃い色で示した[7]．図から分かるように，震度4以上の強い地震は東日本の685市区町村で計測されており，日本全体の市区町村の37%にあたる．仮に，震度4以上を計測した市区町村で震災によって粗出生率が変化した場合，日本の37%の市区町村で粗出生率が変化したことになり，日本全体の粗出生率へ大きな影響を与えたと言える．

また，東日本大震災の影響は長期間続いている．例えば，余震は東日本を中心に2015年まで継続して発生しており，M5.0以上の余震に限定しても計900回近く計測されている（気象庁発表 2015年1月現在まで）[8]．さらに，放射能汚染による被害も数年間続いている．したがって，本研究では2011年から2015年までの数年間における，粗出生率に対する影響を分析した．

本研究では地震後に被害地域とそうでない地域を比較して，粗出生率が統計的有意に変化したかどうかを推定する．そのため，被害地域とそうでない地域を明確に区分する尺度が必要になる．ここでは『津波による浸水被害を受けた世帯割合』と『計測された最大震度』を被害の尺度として用いた．つまり，津波に襲われた地域や，大きな地震が計測された地域を，被害地域とみなして分析を行った．

2.4　データ

本研究で使用するデータの記述統計を表2.1に示した．まず，被説明変数で用いる粗出生率は，出産可能年齢（15~49歳）の女性1,000人当たりの出生数を意味しており，(2-1)式にその計算式を示した．分子にあたる出生数は，厚生労働省『人口動態調査』から取得した．本調査は1月1日から12月31日までの一年間に出生した日本人のすべてを対象としており，翌年の1月14日までに市区町村長に届けられた件数が集計されている．分母にあたる15~49歳の女性人口は，総務省『住民基本台帳人口に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』によって5歳階級ごとに市区町村

[7] 震度計が記録した震度と報道などで使用される震度は表記が違うことに注意されたい．震度6は震度計で震度5.5~6.5度が計測されたことを簡易表記している．また，震度6弱は5.5以上6.0未満を震度6強は6.0以上6.5未満を簡略表示している．

[8] M5.0を超える余震は体感できる揺れとそうでない揺れの2つに分かれる．M5.0以上であり震度5弱以上を計測した余震（東日本大震災関連）は，2015年5月までに68回計測されている．

別で集計されている．具体的には，日本国民で国内の市区町村に住所を定めている者として，当該市区町村の住民基本台帳に記載されている者の数である．また，この調査時期は 2013 年よりも以前には 3 月 31 日（暦年）であったが, 2014 年以降には 12 月 31 日（年度）に変わった[9].

$$\text{粗出生率} = \frac{\text{出生数(1 月 1 日~12 月 31 日)}}{\text{15~49 歳の女性人口}} \times 1{,}000 \qquad (2-1)$$

次に，粗出生率の時系列推移を確認する（図 2.2）．図 2.2 の左図に浸水被害のあった地域となかった地域の比較を，右図に震度 4 以上の地域と震度 3 以下の地域との比較を表した．左の図では 2011 年に粗出生率がおよそ 1.5 ポイント減少している．これは, 2011 年の被災時に妊娠中だった女性が浸水被害を受けた地域から移動したのちに出産をしたことにより，その地域の出生数が減少した効果である. 2011 年 3 月に発生した地震による出生行動への影響は, 10 ヶ月の妊娠期間を考慮すると, 2012 年 1 月以降に表れる．そのため, 2011 年中に浸水被害地域で粗出生率が減少したことは，その地域で夫婦の子供に対する需要量が減ったのではなく，妊娠中の女性が他地域に移動して出産したことを示している．その後，浸水地域の粗出生率は 2013 年に増加, 2014 年に減少と細かく変動している. 2013 年, 2014 年においては浸水被害のなかった地域でも，粗出生率は同じように変化をしている．

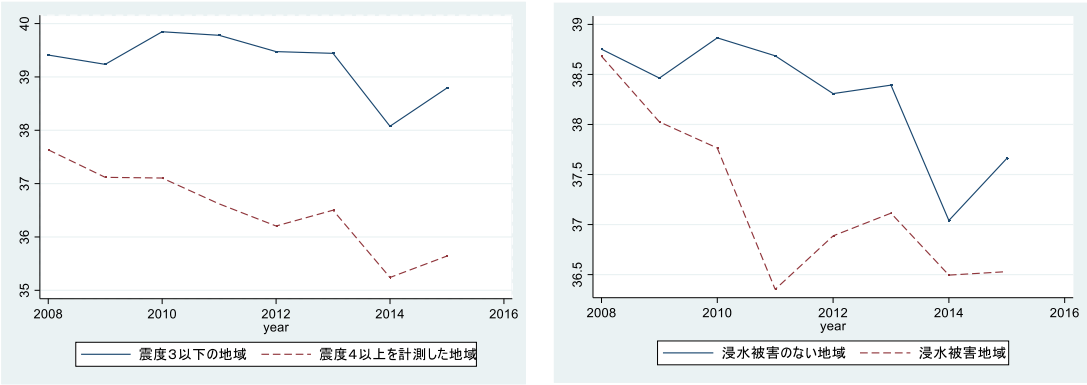


図 2.2　粗出生率のトレンド比較

注）粗出生率の時系列推移をグループ毎に示した．粗出生率は，厚生労働省『人口動態調査』から取得した出生数（1 月 1 日~12 月 31 日に届けられた）を出産可能年齢とされる 15~49 歳の女性人口で割って，出産可能年齢女性 1,000 人当たりの出生数を求めた．

[9]出生数と出産可能年齢の女性人口との間に調査時期の不一致がある点については，補論にて他の指標（合計特殊出生率）を使った分析も行うことで頑健性を確認した．

表 2.1　記述統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
粗出生率（出産可能年齢女性人口千人あたり）	15,088	38.23565	9.048582	0	166.6667
浸水の被害世帯割合（%）	520	24.98	23.79233	0.3	82.6
計測最大震度（度）	5,560	4.696403	0.7123822	3.5	7
女性人口（0~4 歳）（人）	15,088	1375.933	2094.632	0	17787
女性人口（5~9 歳）（人）	15,088	1445.907	2133.298	0	17552
女性人口（10~14 歳）（人）	15,088	1526.886	2206.791	1	18192
女性人口（15~19 歳）（人）	15,088	1560.286	2222.985	0	18628
女性人口（20~24 歳）（人）	15,088	1661.471	2556.551	0	26585
女性人口（25~29 歳）（人）	15,088	1871.447	3038.237	0	37842
女性人口（30~34 歳）（人）	15,088	2128.673	3443.49	1	41977
女性人口（35~39 歳）（人）	15,088	2438.628	3902.57	0	41993
女性人口（40~44 歳）（人）	15,088	2360.047	3754.092	2	41749
女性人口（45~49 歳）（人）	15,088	2103.969	3208.303	2	36640
女性人口（50~54 歳）（人）	15,088	2021.532	2890.437	2	29786
女性人口（55~59 歳）（人）	15,088	2252.681	3132.815	2	28695
女性人口（60~64 歳）（人）	15,088	2573.15	3609.169	1	29306
女性人口（65~69 歳）（人）	15,088	2276.191	3244.184	0	26313
女性人口（70~74 歳）（人）	15,088	2040.316	2848.041	1	23704
女性人口（75~79 歳）（人）	15,088	1784.809	2395.49	0	19416
女性人口（80 歳~）（人）	15,088	2935.995	3759.457	0	35997
合計特殊出生率	3,654	1.445794	0.207513	0.74	2.81
転出数（人）	14,509	2762.939	4596.661	11	55920
転入数（人）	15,088	2700.767	4743.914	4	60486

注：市区町村毎に集計されたデータを用いる．粗出生率は，厚生労働省『人口動態調査』から取得した出生数（1 月 1 日~12 月 31 日に届けられた）を，出生可能年齢とされる 15~49 歳の女性人口で割って求めた．女性の年齢階級別人口データは，総務省『住民基本台帳人口に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』によって 5 歳階級ごとに市区町村別で集計されている．『浸水の被害世帯割合』は津波による浸水被害があった地域だけを記述統計として記載していることに注意されたい．同様に『計測最大震度』は震度 4 以上（計測震度 3.5 度以上）を計測した地域のみで記述統計を示した．また，合計特殊出生率，転出数，転入数は厚生労働省『人口動態調査』から取得した．

右図では強い震度を計測した地域とそうでなかった地域とを比較しているが，やはり 2013 年, 2014 年に 2 つのグループは似たトレンドを表している．このため, 2013 年, 2014 年の変動は景気変動などをはじめとする，全国共通のトレンドを含んでいると考えられる．このような日本全体に見られる影響は，処置群と操作群の差をとる DID 推定法を用いることで取り除かれた．

(2-1)式で示した，粗出生率を使うことによるメリットは 2 つある．一つ目に，出産可能年齢の女性人口を使うことで，高齢化率の高い地域で粗出生率を低く見積もってしまうというバイアスを取り除くことができる．今回の震災で甚大な被害をうけた東北三陸沖には，高齢化の進んだ農村地域が多く存在する．そのため，高齢者や男性も入り混じった総人口のデータで算出した粗出生率ではその値に偏りが生じる．したが

って，本研究では出産可能年齢の女性人口を使った粗出生率を算出することで，女性の出生行動の変化を明らかにする．

二つ目に，震災後の影響を一年ごとに細かく分析できる点である．粗出生率の算出に使われた出生数（厚生労働省『人口動態調査』出典）と 5 歳階級別女性人口（総務省『住民基本台帳人口に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』出典）は毎年計測されており，かつ一般に公表されたデータであるという点において，希少な市区町村データである．そのため，この粗出生率を使うことで, 2011 年に観測される女性の避難行動や，震災による出生行動への影響の長さを推定することができる．

サンプルは 2008 年から 2015 年までの 8 期間で，全国 1,886 の市区町村データからなる．総サンプル数は，欠損値を考慮した完備パネルデータにすることで 15,088 となった[10]．

また，表 2.1 の浸水被害は実際に浸水被害のあった地域のみを，最大計測震度は震度 4 以上を計測した地域に限定した記述統計を表している．ただし，これらは震災の起きた 2011 年のみに計測されるデータであることに注意されたい．転出数と転入数（総務省『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査』出典），合計特殊出生率（厚生労働省『人口動態調査』出典）については，後の節で頑健性の確認を行うために使用する．

2.5　モデル

本節では，推定式で使用したそれぞれの変数について詳述し，さらに本研究の推定式を基に DID 推定法の持つ特徴について説明する．本研究ではモデルに DID 推定法を用いて，一年毎の変化を推計できるように複数の交差項を並列した．それを(2-2)式に示した．

$$y_{it} = \alpha + A_i + \sum_{t=2011}^{2015} \boldsymbol{\beta_t} * Year_t * Damage_i + \sum_{t=2011}^{2015} \widetilde{\boldsymbol{\beta_t}} * Year_t + \boldsymbol{\gamma} * X_{it} + u_{it} \quad (2-2)$$

はじめに，y_{it}は，ある市区町村 i で t 年に観測された粗出生率であり，αは定数項，A_iは市区町村の固定効果である．$Year_t$は時点 t に，$Damage_i$は市区町村 i に依存したダミー変数である．X_{it}は 5 歳階級別（0~4 歳, 5~9 歳, 10~14 歳…75~79 歳, 80 歳以上）の女性人口を表す．u_{it}は誤差項である．以下ではこれらの変数について詳しく述べる．

[10] 計測された最大震度のデータには，計測機器の破損等によりデータが欠損している地域が一部で存在する．そのため，計測震度を処置区分とした推定では,それらの地域をサンプルから除外している．

$Year_t$は地震後のある年次 t$\epsilon\{2011, 2012, 2013, 2014, 2015\}$で 1 となるダミー変数である．つまり，$Year_{2012}$は 2012 年で 1 を，その他の年で 0 となり，$Year_{2013}$は 2013 年に 1 を，その他の年で 0 になる．一般的に出生行動を計量分析する際には妊娠期間を考慮するため，ショック時点よりもおよそ 1 年後を処置後（after）とする．しかし，妊娠期間中の女性の避難行動による地域の出生数の低下も，被災地に大きな影響を与えると思われる．その理由として，これらの夫婦が被災地に戻らず安全地域に留まり続ける可能性が挙げられる．この行動を観察するために, 2011 年も含めた 2011~2015 年を処置後（after）と定義した．さらに，$Damage_i$は被害のあった地域で 1 を，被害のなかった地域で 0 になるダミー変数である．その被害の指標として，計測最大震度や津波による浸水被害を受けた世帯割合を用いた．

次に，これら 2 つのダミー変数を掛け合わせた$Year_t * Damage_i$は，ある t 年に被害をうけた地域で 1 となり，その他では 0 となる変数である．例えば，$Year_{2012} * Damage_i$の係数値$\boldsymbol{\beta_{2012}}$は，震災前（2008 年, 2009 年, 2010 年）と比較して 2012 年に，被災地とそうでない地域の間で見られる粗出生率の差を表している．この係数値が負であれば，被災地ではそうでない地域と比べて, 2012 年に粗出生率が減少したことを表す．さらに，この交差項に並列して$Year_{2013} * Damage_i$，$Year_{2014} * Damage_i$を加えることで，それぞれの時点における被害が粗出生率に与えた影響を見ることができる．したがって，次節以降の推定結果では，$\boldsymbol{\beta_t}$に着目することで，震災が粗出生率に及ぼした影響を一年毎に確認する[11]．

また, 5 歳階級別女性人口X_{it}を回帰式に加えることで，女性人口が粗出生率に与える影響を 5 歳ごとに細かくコントロールする．例えば 20 代の女性の流出と 40 代の女性の流出とでは，同じ数だけ出産可能年齢の女性人口が減少したとしても，粗出生率に与える影響が大きく異なると予想される．そのため, 5 歳階級別女性人口を説明変数に加えることで，女性の人口構成の変化が粗出生率に与える影響をコントロールする．

2.6　推定結果

2.6.1　浸水被害で測った推定結果

はじめに，表 2.2 では処置群を『浸水被害地域』とし，操作群を『浸水被害のなかった地域』とした．具体的には，処置群が『津波による浸水被害を受けた世帯割合がゼロではない地域』で，操作群が『津波による浸水被害を受けた世帯割合がゼロの地域』である．したがって，交差項の係数$\boldsymbol{\beta_t}$は，津波によって浸水した地域とそうでな

[11] 年ダミーである$\sum_{t=2011}^{2015} Year_t$は, DID 推定法の性質上必要とされるダミーであるが，それだけでなく操作群の出生率トレンドをコントロールするという働きもある．

い地域を比べて，震災後の各年における粗出生率の変化を表す．その結果，表 2.2 の第(1)列ではすべての交差項（年ダミー×浸水被害地域）が負の値を示しており，このことから震災後に浸水被害地域では粗出生率が減少していることが示された．さらに，第(2)列で市区町村の固定効果をコントロールした場合も同じ結果が得られた．しかし, 2011 年の係数のみが統計的に有意であった．この 2011 年に見られた 1.76 ポイントの減少は，出産可能年齢の女性人口 1,000 人で測ったところ 1.76 人の新生児が減少したことを示している．より具体的な減少理由は以下のように考えられる．

前節で述べたように 2011 年（1 月 1 日~12 月 31 日）に誕生した子供は, 10 か月の妊娠期間を考慮すると，少なくとも 2011 年 2 月以前に出産の意思決定がなされている．このことから, 2011 年に見られた負の効果は，妊娠期間中の女性の避難行動によるものだと考えられる．また, 2012 年以降においても係数値が負の値を示していることから，浸水被害地域においては，震災が粗出生率に負の影響を与えたと考えられる．しかしながら，標準誤差が大きいことから，それらは統計的に有意な差ではなかった．

その理由として，東日本大震災が津波による被害地域だけでなく，もっと広範囲に影響を与えた可能性が挙げられる．浸水被害のように生活に支障をきたす程の被害は，当然のことながら人々の出生行動に大きな影響を与える．しかし，東日本大震災は津波による局所的な被害が甚大であっただけではなく，その地震規模が M9.0 と非常に大きかったことも特徴的であった．実際に，東日本の広範囲でサプライチェーンの寸断が発生し，中小企業などを中心に業務への支障をきたした．そうした影響は津波による壊滅的な被害がない地域でも，家計の世帯収入を低下させるなどして出生行動に負の影響を与えると考えられる．つまり，浸水被害のなかった地域でも震災後に粗出生率が減少していた可能性が推測される．したがって，以降では処置群をより広範囲に設定することで，震災が粗出生率へ与えた影響の大きさや期間だけでなく，影響のあったその範囲も明らかにする．

また，第(3)列には放射能汚染地域をサンプルから排除した推定結果を載せた．本研究では，放射能汚染地域を福島第一原子力発電所から半径 80km 圏内と定義した．この操作を用いることで，放射能汚染が原因で居住が困難になった地域をサンプルから取り除く．その結果，放射能汚染による影響が大きかった地域を取り除いても, 2011 年に浸水被害地域で粗出生率が減少していることが明らかとなった．しかし，失われたサンプルには浸水被害地域や大きな地震を計測した地域が多く含まれるため，結果の考察には十分な注意が必要である[12]．

[12]福島第一原子力発電所から半径 80km は文部科学省における原子力規制庁の『放射性物質の分布状況等調査による無人ヘリモニタリング』調査の対象地域に指定されている．放射線の濃度がどの程度大きければ人体に危険であるかの判別が難しいため，本研究では政府機関の調査対象地域にあたる, 事故現場から半径 80km を放射能汚染のある地域とした．

表 2.2 浸水被害地域における粗出生率への影響

変数	(1) DID(OLS)	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)
2011 年*浸水被害地域	-1.487***	-1.762***	-1.667***
	(0.481)	(0.474)	(0.548)
2012 年*浸水被害地域	-0.278	-0.783	-0.239
	(0.562)	(0.568)	(0.540)
2013 年*浸水被害地域	-0.168	-0.695	-0.522
	(0.513)	(0.503)	(0.483)
2014 年*浸水被害地域	0.659	0.0743	-0.00229
	(0.616)	(0.599)	(0.588)
2015 年*浸水被害地域	0.0626	-0.537	-0.268
	(0.708)	(0.708)	(0.693)
定数項	38.33***	38.48***	38.39***
	(0.252)	(6.667)	(6.958)
サンプル数	15,088	15,088	14,616
決定係数	0.161	0.025	0.025
市区町村数	1,886	1,886	1,827
年ダミー（地震後）	Yes	Yes	Yes
年齢階級別女性人口	Yes	Yes	Yes
放射能汚染地域の排除	No	No	Yes
市区町村固定効果	No	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：*，**，***はそれぞれ 10%，5%，1%水準で統計的に有意であることを示す.（）は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である.推定式は各年毎のダミーと，年齢階級別の女性人口， 一部では市区町村の固定効果を含む.交差項は年ダミーと浸水被害地域ダミーから成る.また，操作群は浸水被害のなかった地域である.第(3)列には福島第一原子力発電所から半径 80km 圏内の地域をサンプルから取り除いた推定結果を示した.

2.6.2 津波による浸水被害地域周辺の間接的被害

津波による浸水被害を受けた地域と地理的に近い地域では，津波による浸水被害の間接的な影響を受けた可能性がある．例えば，浸水地域に立地していない企業は津波被害を直接には受けないが，その企業の一部顧客や取引先においては，津波が壊滅的なショックを与えることがある．また，サプライチェーンの寸断が発生したことで，流通が機能しなくなった地域が広く存在する．そうすると浸水被害地域に立地していない企業の収益や，そこで働く社員の給与は減少する[13]．これは所得効果を通じて出生行動を抑制させる可能性があり，浸水被害地域でなくても起こりうる震災による間接

[13] 一方で,企業の倒産や休業による働けない期間には子育ての機会費用が減少し，子どもの数を増やす可能性も存在する.ただし,働けなくなったことによる賃金の減少が所得効果を通じて出生行動を抑制させるため，後者の影響の方が大きいと思われる.

的な影響である．さらに，被害を目の当たりにした心理的なショックやストレスも様々な行動に対してネガティブな影響を与えると想定される（Tong et al.(2011)）．

これらの理由から，間接的な被害が想定される地域を第二の処置群として定義し，浸水被害地域と同様に交差項を並列することでその影響を推定する．そうすることで，津波による直接的な影響と間接的な影響との両方を推定できる．特に津波被害が甚大であった岩手県・宮城県・福島県に着目し，これら三県のすべての市区町村を『浸水被害地域』と『浸水被害地域の周辺地域』のどちらかに分類した．つまり，3つの県内で津波による浸水被害を受けた世帯割合がゼロであった市区町村を，すべて，『浸水被害地域の周辺地域』と定義した．この地域では，所得効果や心理的影響などにより，少なからず出生行動が震災の影響を受けたと考えられる．その推定結果を表 2.3 に示した．

まず第⑴列では直接的被害を受けた浸水被害地域において 2011 年にのみ震災は粗出生率を減少させており，その減少幅は表 2.2 よりも少し大きい（-1.82）．この係数値は，浸水被害地域の周辺地域でも表れうる所得効果や心理的影響等とは別の要因で，粗出生率が下がったことを示しており，そのひとつは妊娠女性の避難行動であると考えられる．

次に，浸水被害地域の周辺地域では 2011 年，2012 年にそれぞれ統計的有意に-1.29，-1.09 と負の係数値が表れた．これは直接浸水被害のなかった地域でも，粗出生率が減少したことを示している．一方で，2013~2015 年には係数値が正になっているが，統計的に有意な値ではない．つまり，浸水被害地域だけではなく，その周辺においても間接的な被害が粗出生率へ影響を与えていたことが分かった．浸水被害の周辺地域では強い地震が計測されており，女性の避難行動だけでなく，企業の業務活動への影響や，防災支出が増加したこと，二次災害の主観的被災リスクの増大などが出生行動を抑制したと考えられる．

さらに，第⑵列では浸水被害地域の周辺地域を『浸水被害はなかったが強い揺れを感じた地域』と『強い揺れも計測しなかった地域』の 2 つに分けた．図 2.1 の被害規模マップを参考に，震度 5 をその閾値とした．そうすることで，東北 3 県の全市区町村が，①浸水被害のあった地域，②浸水被害はないが大きな揺れがあった地域，③どちらの被害もなかった地域，に分かれた．①と②では津波による浸水被害と地震被害が粗出生率を押し下げる効果が大きいが，③の地域ではそれが小さい．

推定の結果，浸水被害地域では 2011 年に-1.75 と統計的有意に負の値を示し，第⑴列とおおよそ同様の結果が得られた．さらに震度 5 以上を計測した浸水被害地域の周辺地域では，2011 年に-1.63，2012 年に-1.14 と統計的有意に負の値が示された．この結果から，浸水被害地域の周辺地域においても，特に強い地震のあった市区町村では震災によって粗出生率が低下したことが明らかとなった．一方で，震度が 5 未満

表 2.3 浸水被害地域における直接的な被害とその周辺地域の間接的な影響

変数	(1) DID(FE)
2011 年*浸水被害地域	-1.824***
	(0.475)
2012 年*浸水被害地域	-0.830
	(0.570)
2013 年*浸水被害地域	-0.631
	(0.503)
2014 年*浸水被害地域	0.112
	(0.600)
2015 年*浸水被害地域	-0.491
	(0.711)
2011 年*東北 3 県*浸水	-1.298**
	(0.556)
2012 年*東北 3 県*浸水	-1.094*
	(0.610)
2013 年*東北 3 県*浸水	1.048
	(1.008)
2014 年*東北 3 県*浸水	0.438
	(0.797)
2015 年*東北 3 県*浸水	0.559
	(0.923)
定数項	38.64***
	(6.644)
サンプル数	15,088
決定係数	0.026
市区町村数	1,886
年ダミー（地震後）	Yes
年齢階級別女性人口	Yes
放射能汚染地域の排除	No
市区町村固定効果	Yes

変数	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)
2011 年*浸水被害地域	-1.749***	-1.559***
	(0.481)	(0.557)
2012 年*浸水被害地域	-0.646	0.0333
	(0.581)	(0.539)
2013 年*浸水被害地域	-0.697	-0.568
	(0.519)	(0.502)
2014 年*浸水被害地域	0.0647	-0.0442
	(0.618)	(0.608)
2015 年*浸水被害地域	-0.784	-0.606
	(0.719)	(0.696)
2011 年*東北 3 県*浸水なし*震度 5	-1.633***	-0.626
	(0.538)	(0.669)
2012 年*東北 3 県*浸水なし*震度 5	-1.140*	-0.707
	(0.619)	(0.854)
2013 年*東北 3 県*浸水なし*震度 5	0.957	0.649
	(0.877)	(0.805)
2014 年*東北 3 県*浸水なし*震度 5	0.142	-0.0440
	(0.674)	(0.861)
2015 年*東北 3 県*浸水なし*震度 5	-0.0783	-0.166
	(0.845)	(0.801)
2011 年*東北 3 県*浸水なし*震度 4	2.191	2.182
	(2.536)	(2.536)
2012 年*東北 3 県*浸水なし*震度 4	-0.696	-0.714
	(2.398)	(2.398)
2013 年*東北 3 県*浸水なし*震度 4	1.802	1.788
	(6.819)	(6.819)
2014 年*東北 3 県*浸水なし*震度 4	3.257	3.242
	(5.443)	(5.443)
2015 年*東北 3 県*浸水なし*震度 4	6.967	6.946
	(5.025)	(5.025)
定数項	38.42***	38.31***
	(6.710)	(7.027)
サンプル数	15,040	14,568
決定係数	0.027	0.026
市区町村数	1,880	1,821
年ダミー（地震後）	Yes	Yes
年齢階級別女性人口	Yes	Yes
放射能汚染地域の排除	No	Yes
市区町村固定効果	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す. （）は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である. 推定式には各年毎のダミーと 5 齢階級別の女性人口，市区町村の固定効果を含む.

で浸水被害もなかった地域では，係数値はおおむね正の値であったが，統計的に有意な値ではなかった．したがって，震災による粗出生率への間接的な影響は，強い揺れを計測した地域で発生しやすいことが示唆される．次の 2.6.3 節では，強い揺れを計測した地域における粗出生率の変化を東北 3 県だけでなく，日本全体で確認する．

最後に，第(3)列で放射能汚染地域を除いた推定結果を示した．すると，これまでと同様に浸水被害地域では有意に粗出生率に対する負の影響が観察された．しかし，浸水被害地域の周辺地域においては統計的に有意な値が得られなかった．ただし，地震被害の大きい地域と放射能汚染地域とは重複する範囲が多いため，ここでは地震被害が大きい地域の大部分がサンプルから取り除かれている．そのため，地震被害が粗出生率に及ぼした影響が過小評価されている可能性が高い．

2.6.3　計測震度別で測った推定結果

東日本大震災の主な被害は津波によるものであり，地震による揺れ自体は大きな被害につながっていない．しかし，第 6.2 節でみたように，東北地方においては強い地震の計測された地域で粗出生率が減少した．これは前述したように，被災による企業の業務への影響が家計所得を引き下げたことや，二次災害に備えた防災支出の増加，子供を安全に育てる費用の増加などが，東北地方で発生していたことを示した結果である．そこで，東北地方以外でも同じように，強い揺れを計測した地域で震災が粗出生率を減少させた可能性について検証する．表 2.4 では，処置群を『震度 4 以上を計測した地域』と定義し，操作群を『震度 3 以下を計測した，もしくは揺れのなかった地域』と定義して，日本全体の震度 4 以上を計測した地域における粗出生率への影響を推定した．

推定の結果，第(1)列と第(2)列で，ともに$\boldsymbol{\beta_t}$は負の値を示し 1%水準で有意であった．つまり，震災前と比較して震災後の各年で，強い揺れ（震度 4 以上）が計測された地域ではそうでない地域と比較して，粗出生率が減少したことがわかる．係数値は，最も強い影響が出ている 2012 年と 2015 年で-0.96 を示し，続いて 2011 年にはおよそ-0.94 であった．この減少効果は 2011~2015 年まで続いていることから，震災は，比較的長い期間にわたって粗出生率に影響を及ぼしたことが観察される．したがって，一時的な避難による効果だけではなく，所得の減少や心理的ストレスが震度の強かった地域において，中長期にわたって粗出生率を減少させたと推測される．

このような地震による強い揺れのみを計測した地域では，津波被害ほどの壊滅的な物損被害はなく，多くの地域で被災後も変わりない生活を送っている．しかし，2.2.1 節で確認したように，本震後も強い揺れを伴う余震は 2015 年まで断続的に発生しており，これは東日本の広い範囲で計測されている．さらに，原子力発電所の事故も福島県やその周辺地域に被災のリスクを認知させた．このような二次被害や被災リスク

の認知が，所得効果や心理的ストレスを通じて，出生行動に影響を与えたと考えられる．

表 2.4 震度 4 以上を計測した地域における粗出生率への影響(震度 3 以下の地域との比較)

変数	(1) DID	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)
2011 年*震度 4 以上	-0.874***	-0.936***	-0.765***
	(0.239)	(0.235)	(0.236)
2012 年*震度 4 以上	-0.747**	-0.957***	-0.842***
	(0.294)	(0.291)	(0.291)
2013 年*震度 4 以上	-0.373	-0.641**	-0.719**
	(0.293)	(0.291)	(0.285)
2014 年*震度 4 以上	-0.374	-0.567**	-0.615**
	(0.296)	(0.288)	(0.289)
2015 年*震度 4 以上	-0.708**	-0.962***	-0.963***
	(0.339)	(0.332)	(0.325)
定数項	38.86***	37.84***	37.83***
	(0.295)	(6.688)	(6.984)
サンプル数	15,040	15,040	14,568
決定係数	0.172	0.026	0.026
市区町村数	1,880	1,880	1,821
年ダミー(地震後)	Yes	Yes	Yes
年齢階級別女性人口	Yes	Yes	Yes
放射能汚染地域の排除	No	No	Yes
市区町村固定効果	No	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す. () は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である. 推定式は各年毎のダミーと 5 齢階級別の女性人口，一部では市区町村の固定効果を含む. 交差項は年ダミーと震度 4 以上を計測した地域のダミーから成る. また，操作群は震度 3 以下であった地域である. 第(3)列には福島第一原子力発電所から半径 80km 圏内の地域をサンプルから取り除いた推定結果を示した.

例えば，非常食の備蓄や耐震補強などが必要になる場合，多額の防災に関する支出が必要になり，可処分所得が減少する．また，地震を経験することで，将来大きな地震が起きることの主観的期待確率が高くなる可能性がある．その結果，将来の期待所得が低くなり，所得効果を通じて子供に対する需要量を減少させる．また，サプライチェーンの寸断などによって企業活動が停止したことが政府の統計から明らかとなっており，所得だけでなく都市部への出稼ぎ労働などがあった場合には子供を持つ機

会費用が増大する．このような経済的要因が，大きな被害のない東日本の広い範囲で出生行動を抑制させた一因であると考えられる[14]．

また，経済的要因だけでなく心理的要因も出生行動に影響を与えていると思われる．例えば，被害を目撃したショックや，止まない余震が本震を再起させることによるストレスなども心理的負担を与える．このような理由から，生活基盤を破壊するような直接的被害がなくとも，二次災害のリスク可能性や精神的な負担も出生行動に影響を及ぼしたと推測される．

東日本大震災は津波による被害が大きいため，東北地方の復興や被害に注目しがちであるが，出生行動という点においては，むしろ強い揺れを計測した東日本の広範囲で影響を与えていることが明らかになった．さらに，震度 4 以上を計測した地域では，震災によって粗出生率が 5 年間も減少し続けたことが分かった．この結果は，東日本大震災のような規模の大きい震災が発生すると，震源付近や津波被害地域による物理的な被害だけでなく，日本の 1/3 以上の市区町村で，人々の行動に影響を与えることが示唆されている．

次に，第(3)列で放射能汚染による被害地域を除いた推定結果を示した．推定値は負で 2015 年まで継続して統計的に有意であった．つまり，原発事故による被害をできる限り取り除いたとしても粗出生率は有意に減少していることが示された．このことから，地震被害地域では所得効果や，ストレスなどの心理的要因を通じて，震災が粗出生率を低下させたことが明らかになった．

2.6.4　浸水被害と地震被害の分離

これまで，震度 4 以上が計測されたために，強い揺れを計測した地域とおいた処置群の中には，図 2.1 で確認されるように，津波による浸水被害を受けた地域も含まれている．そのため，粗出生率の減少が生活基盤を破壊するほどの直接的な被害をもたらした浸水（津波）被害によって生じたのか，それとも防災に関する支出や仕事への影響などをはじめとする，強い揺れを計測した地域で発生した間接的な被害が影響しているのか，という区別がつかない．さらに，これまでの推定結果から明らかとなったように，津波による浸水被害地域と強い揺れを計測した地域では粗出生率に与えた影響やその期間が異なる．そこで，本小節では津波による浸水被害地域と強い揺れのみを計測した被害地域を区別して推定を行った（表 2.5）．前小節と同様に処置群を 2 つ用意し，1 つを『浸水被害地域』と定義し，もうひとつを『浸水被害なし×震度 4（もしくは 5）以上 の地域』として再び推定を行った．後者は，具体的には『津波

[14] Becker(1965)は所得が低下すると子供に対する需要量が減少することを示している．本研究では,それと整合的な推定結果が得られた．

表 2.5 浸水被害と地震被害の並列比較

変数	(1) DID(FE)	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)	(4) DID(FE)	(5) DID(FE)
2011 年*浸水被害地域	-1.983***	-1.935***	-1.793***	-1.746***	-2.099***
	(0.496)	(0.488)	(0.571)	(0.563)	(0.563)
2012 年*浸水被害地域	-0.946	-0.825	-0.260	-0.143	-0.939
	(0.605)	(0.591)	(0.565)	(0.551)	(0.695)
2013 年*浸水被害地域	-0.988*	-0.908*	-0.851	-0.774	-1.011*
	(0.535)	(0.528)	(0.519)	(0.512)	(0.614)
2014 年*浸水被害地域	-0.202	0.00467	-0.305	-0.100	-0.153
	(0.634)	(0.626)	(0.625)	(0.617)	(0.729)
2015 年*浸水被害地域	-1.178	-0.978	-0.990	-0.791	-1.156
	(0.739)	(0.728)	(0.717)	(0.705)	(0.838)
2011 年*浸水被害なし*震度 4	-0.833***		-0.684***		-0.671**
	(0.240)		(0.240)		(0.287)
2012 年*浸水被害なし*震度 4	-0.958***		-0.887***		-0.878**
	(0.295)		(0.295)		(0.344)
2013 年*浸水被害なし*震度 4	-0.607**		-0.709**		-0.487
	(0.303)		(0.294)		(0.375)
2014 年*浸水被害なし*震度 4	-0.603**		-0.639**		-0.631*
	(0.295)		(0.296)		(0.354)
2015 年*浸水被害なし*震度 4	-0.940***		-0.961***		-0.960**
	(0.339)		(0.331)		(0.404)
2011 年*浸水被害なし*震度 5		-1.178***		-0.972***	
		(0.228)		(0.221)	
2012 年*浸水被害なし*震度 5		-1.058***		-0.970***	
		(0.280)		(0.277)	
2013 年*浸水被害なし*震度 5		-0.660**		-0.866***	
		(0.320)		(0.282)	
2014 年*浸水被害なし*震度 5		-0.0484		-0.0810	
		(0.303)		(0.299)	
2015 年*浸水被害なし*震度 5		-0.631*		-0.670**	
		(0.340)		(0.307)	
定数項	37.79***	38.00***	37.74***	37.91***	41.91***
	(6.739)	(6.717)	(7.034)	(7.023)	(7.292)
サンプル数	15,040	15,040	14,568	14,568	13,056
決定係数	0.026	0.026	0.026	0.026	0.023
市区町村数	1,880	1,880	1,821	1,821	1,632
年ダミー（地震後）	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年齢階級別女性人口	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
放射能汚染地域の排除	No	No	Yes	Yes	No
市区町村固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01f ** p<0.05, * p<0.1

注：*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す. () は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である. 第(3)列と第(4)列には福島第一原子力発電所から半径 80km 圏内の地域をサンプルから取り除いた推定結果を示した. 第(5)列には, 都市の影響による低い出生率が予想される東京圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）の市区町村をサンプルから除外して推定を行った.

による浸水被害を受けた世帯割合がゼロの地域で，かつ最大震度 4（もしくは 5）以上の揺れを計測した地域』である．

第⑴列では処置群を『浸水被害地域』と『浸水被害なし×震度 4 以上』と定義し，それぞれ並列して独立した影響を推定した．浸水被害は 2011 年で-1.98 と以前よりも小さい値を示し，1%水準で有意性があった．この係数値は震度が高かったことの影響をコントロールした浸水被害地域における粗出生率の変化を表している．この結果は表 2.2 や表 2.3 の津波による浸水被害を処置群とした結果と整合的である．また，震度 4 以上を計測したが浸水被害のなかった地域では，2011 年から 2015 年まで粗出生率に負の影響が観測された．係数値は-0.96~-0.6 で少なくとも 5%水準で統計的に有意に示され，表 2.4 の推定値とおおよそ同じ結果が得られた．

次に，第⑵列では処置群を『浸水被害なし×震度 4 以上』に代わって『浸水被害なし×震度 5 以上』と定義した．その結果，浸水被害地域では 2011 年に-1.94 だけ粗出生率が減少しており，第⑴列と同じ結果が得られた．さらに，震度 5 以上で浸水のなかった地域では，2011~2013 年と 2015 年において粗出生率に負の影響が観測され，係数値は-1.18~-0.63 と第⑴列より小さい値を示した．

結果，浸水被害が粗出生率に与えた影響は強い震度による影響をコントロールすることで，より大きくなることが確認された．ただし，それは 2011 年にのみ統計的有意に示されることから，女性の避難行動による影響である．さらに，強い震度を計測した地域では津波による浸水被害をコントロールしても，コントロールしない場合の推定結果と同様の結果が得られた．さらに，強い震度を計測した地域を震度 5 以上が計測された地域に置き換えても同様の結果が得られた．

第⑴列では震度 3 以下が，第⑵列では震度 4 以下が操作群になっている[15]．第⑴列の結果は，震度 4 以上と 3 以下を比較すると，2015 年まで強い震度が粗出生率に及ぼした影響が継続していることを示している．第⑵列の結果は，震度 5 以上と 4 以下を比較すると，強い震度の粗出生率に対する影響は，2013 年までに留まったことを示している．また，放射能汚染による被害地域をサンプルから除いた推定結果を第(3)列と第(4)列に表した．結果は第(1)列や第(2)列と同様であった．

最後に，第(5)列には首都圏で低い出生率が予想される東京圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）の市区町村をサンプルから除外して第(1)列と同様の推定を行った．東京圏には，図 2.1 の被害規模マップで確認できるように，津波による浸水被害はなかったが震度 4 を計測した市区町村が多く含まれる．もし，これらの地域で都市特有の出生率に関する減少トレンドがあった場合，震度 4 以上を計測した地域で見

[15] 正しくは，操作群は『津波被害のない震度 3 以下の地域』と，『津波被害のない震度 4 以下の地域』である．ただし，津波被害のあった地域はすべて震度 5 以上を計測している．そのため，震度 3・4 以下を計測した地域に，津波の被害を受けた地域はない．したがって，操作群はそれぞれ『震度 3 以下の地域』と『震度 4 以下の地域』である．

られた粗出生率の減少効果は，地震とは関係ない東京圏特有の都市化による効果を含んでいることになる．第(5)列ではそれを取り除いた推定結果を示した．

その結果，津波による浸水被害地域では，2011 年に統計的有意に負の値を示し，第(1)列よりも小さい値であった．また，『浸水被害なし×震度 4 以上』と置いた処置群では，2013 年と 2014 年において統計的な有意性が不安定になっているが，その他の年では少なからず粗出生率への負の影響を確認することができた．このことから，東京圏において都市化が粗出生率に与える効果を考慮しても，強い揺れを計測した地域で震災後に粗出生率が減少したことが明らかとなった．

2.7　人口移動がもたらす粗出生率への影響

前節までの推定結果から，震度 4 や 5 以上を計測した東日本の広い地域では，震災後の数年間にわたって粗出生率が減少したことを示した．このような強い揺れを計測した地域では，直接的な被害は小さいため，所得効果や子育て費用の増大によって出生行動が抑制されたことが示唆された．一方で，津波による浸水被害地域では，2011 年にのみ粗出生率の減少が見られた．これはデータの調査時期や懐妊期間を考慮すると，女性が安全地域に移動して出産をした効果である可能性が高いと考えた．したがって，津波による浸水被害地域では，粗出生率の減少が人口移動による効果であることがデータの特性上明らかとなっている．

しかし，強い揺れを計測した地域における粗出生率の減少が人口移動による影響も含んでいるということを完全には否定できない．つまり，ここで明らかにしたいことは，強い揺れを計測した地域における粗出生率の減少効果が，出生行動を抑制したことによるものなのか，または人口移動を原因としているのか，という問題である．そこで，本節では人々の人口移動について，住民票に反映される移動とされない移動に分けて説明をする．

2.7.1　市区町村間の住民票の異動を伴う人口移動について

住民票の異動を伴う転入と転出は，総務省『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査』の人口数を計測したデータに反映されている．そのため，本研究の推定式では転入と転出が起きた結果の人口数が反映されている，同調査の年齢 5 階級別女性人口を変数として加えることで，年齢構成の変化が粗出生率に及ぼす影響をコントロールしている．しかし，仮に被説明変数そのものが正しく計測されていない場合には，人口移動による粗出生率への効果が正しくコントロールされているか不確かである．そこで，震災後に被災地域とそうでない地域を比較して，転入数や転出数に統計的な有意差があったかどうかを検証する．

表 2.6　社会増減比率を被説明変数とした推定

変数	(1) DID(FE)	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)
2011 年*浸水被害地域	1.002**		
	(0.429)		
2012 年*浸水被害地域	0.126**		
	(0.0539)		
2013 年*浸水被害地域	0.141*		
	(0.0739)		
2014 年*浸水被害地域	0.153		
	(0.0984)		
2015 年*浸水被害地域	0.0984		
	(0.0842)		
2011 年*震度 4 以上		0.0761*	
		(0.0453)	
2012 年*震度 4 以上		0.00510	
		(0.0114)	
2013 年*震度 4 以上		-0.00120	
		(0.0118)	
2014 年*震度 4 以上		-0.00226	
		(0.0153)	
2015 年*震度 4 以上		-0.0133	
		(0.0148)	
2011 年*震度 5 以上			0.117*
			(0.0678)
2012 年*震度 5 以上			-0.00803
			(0.0138)
2013 年*震度 5 以上			-0.0172
			(0.0148)
2014 年*震度 5 以上			-0.0270
			(0.0201)
2015 年*震度 5 以上			-0.0426**
			(0.0184)
定数項	0.963***	0.968***	0.950***
	(0.106)	(0.119)	(0.120)
サンプル数	12,784	12,736	12,736
決定係数	0.052	0.008	0.011
市区町村数	1,598	1,592	1,592
年ダミー（地震後）	Yes	Yes	Yes
年齢階級別女性人口	Yes	Yes	Yes
放射能汚染地域の排除	No	No	No
市区町村固定効果	Yes	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：*,　**,　***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す.　() は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である. 被説明変数には転出数と転入数の比をとった値を使用した.

本小節でいう被害地域は『浸水被害地域』と『震度 4 以上を計測した地域』，『震度 5 以上を計測した地域』である．被説明変数を転出数と転入数の比（転出数/転入数）として，転出数と転入数のデータを総務省の『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査』から引用した．推定式には，これまでと同様に 2.5 節の(2-2)式を使用する．その推定結果を表 2.6 に示した[16]．

第(1)列には津波による浸水被害地域とそれ以外の地域を比較した．係数値は正の値で統計的に有意である．つまり，津波による浸水被害地域からは 2013 年まで人口が流出していることを表している．2.6 節の表 2.3 で示された 2011 年にのみ浸水地域で粗出生率が減少していた効果は女性の一時的な移動による出生数の減少であることが改めて確認された．それに加えて，表 2.6 の推定結果はその女性たちが住民票を他地域に移動させた可能性も示唆している．

次に，第(2)列では震度 4 以上を計測した地域とそれ以外の地域で，人口移動に有意差があるかどうかを推定した．その結果，統計的な有意差はほとんど見られなかった．つまり，震度の大きい地域（震度 4 以上）では，それ以外の地域と比較して，統計的有意な人口流出が平均的には起きていなかった[17]．したがって，2.6 節で見た震度 4 以上の地域での 2011~2015 年までの粗出生率の減少は，転入や転出などの人口移動による効果ではないことが明らかとなった．この推定結果は，強い震度を計測した地域で，将来所得の不確実性や子育て費用の増大が粗出生率を減少させたという仮説を支持する[18]．

また，第(3)列では震度 5 以上を計測した地域と震度 4 以下の地域を比較した．推定の結果，2014 年と 2015 年に被害地域で，人口流入が有意に増加していることが観察された．これは，被害地域から移住していた人々が戻ってきた影響などが考えられる．2014 年と 2015 年では震度 5 以上の地域において，粗出生率の有意な減少は観察されていないが，それは人口の流入による影響であるかもしれない．2.6 節の推定結果では震度 5 以上の地域において，2013 年まで継続して粗出生率が減少しており，

---

[16] 一般的には，人口の流入や流出を測る指標として社会増減率 (*転出者数* − *転入者数*)/*人口総数* がよく使われる．前述したように,市区町村単位で集計された人口数に関するデータは総務省の『住民基本台帳に基づく人口,及び人口動態調査』のみが利用可能である．この人口データは転入数・転出数のデータ（厚生労働省『人口動態調査』）とは調査期間が一致していない．そのため，人口の流出・流入の指標として転出数と転入数の比を使った．

[17] 実際には出産可能年齢の女性人口の変動についても議論すべきである．しかし，市区町村の人口移動に関する細かいデータ公表されておらず，入手が難しい．補論では，出産可能年齢の女性の移動について入手可能なデータの範囲で説明をしている．

[18] 浸水被害地域から震度 4 以上を計測した地域への移動も考えられるが,本小節でいう『震度 4 以上を計測した地域』には浸水被害地域も含まれている．そのため,本小節では被害地域を津波による浸水被害を受けた地域と置くと人口流出が確認されるが，比較的広範囲にあたる震度 4 以上を計測した地域とすると，人口の移動は統計的に有意ではないことが明らかにされた．つまり,浸水被害地域からの人口流出は確認されているが，震度 4 以上という広い範囲ではその移動が粗出生率に影響を与えるほどの大きさではないということを意味している．震度 5 以上を計測した地域でも同様のことが言える．

表 2.7　社会増減比率を被説明変数とした推定（完備パネルデータ）

変数	(1) DID(FE)	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)
2011 年*浸水被害地域	1.002**		
	(0.429)		
2012 年*浸水被害地域	0.126**		
	(0.0539)		
2013 年*浸水被害地域	0.141*		
	(0.0739)		
2014 年*浸水被害地域	0.153		
	(0.0984)		
2015 年*浸水被害地域	0.0984		
	(0.0842)		
2011 年*震度 4 以上		0.0761*	
		(0.0453)	
2012 年*震度 4 以上		0.00510	
		(0.0114)	
2013 年*震度 4 以上		-0.00120	
		(0.0118)	
2014 年*震度 4 以上		-0.00226	
		(0.0153)	
2015 年*震度 4 以上		-0.0133	
		(0.0148)	
2011 年*震度 5 以上			0.117*
			(0.0678)
2012 年*震度 5 以上			-0.00803
			(0.0138)
2013 年*震度 5 以上			-0.0172
			(0.0148)
2014 年*震度 5 以上			-0.0270
			(0.0201)
2015 年*震度 5 以上			-0.0426**
			(0.0184)
定数項	0.963***	0.968***	0.950***
	(0.106)	(0.119)	(0.120)
サンプル数	12,784	12,736	12,736
決定係数	0.052	0.008	0.011
市区町村数	1,598	1,592	1,592
年ダミー（地震後）	Yes	Yes	Yes
年齢階級別女性人口	Yes	Yes	Yes
放射能汚染地域の排除	No	No	No
市区町村固定効果	Yes	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す. （）は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である. 被説明変数には転出数と転入数の比をとった値を使用した. サンプルを転出数が 08 年~15 年まで連続して計測できている市区町村だけに絞って推定を行った.

かつ表 2.6 の結果から 2011 年から 2013 年までは震度が 5 以上の地域と 4 以下の地域間で人口移動に有意差がなかった．したがって，震度 5 以上の地域で 2013 年まで粗出生率が減少した効果は，人口移動によるものではないことがわかる．

次に，転出数は，一部市区町村で 2008 年と 2009 年の値が欠損している[19]．そこで，表 2.7 には，転出数を 2008~2015 年まですべて補足できた市区町村のみにサンプルを絞って推定をした[20]．推定の結果は表 2.6 と同様であった．

2.7.2　一時的な避難などによる計測が困難な人口移動について

津波や放射能汚染などによる居住が困難な被害地域からは，一時的に多くの住民がその他の地域へ移動した．仮に，それが住民票の移動を伴わない場合には住民票から人口数のデータを作成している調査（総務省『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査』）では補足できない[21]．その結果，住民が避難したことで居住者のいない地域であるにも関わらず，推定を行った際に人口の減少が反映できていないために，あたかも被災で粗出生率が減少したように推定してしまう可能性がある．以下ではこの問題について議論する．

まず，東日本大震災による避難所生活者の推移について確認する（図 2.3）．避難所での生活者はピーク時に 45 万人を超えていたが，その後 1 年以内に大きく減少していった．また，避難所数の時間的推移を見ると震災直後には 2,182 箇所あったが，7 ヶ月後には 73 箇所にまで激減している[22]．その後，住居を持たない避難者数 2012 年 4 月 5 日時点で避難所生活者が 330 人，旅館やホテルに避難している人が 53 人，親族や知人宅等に避難している人が 17,060 人であった（表 2.8）．しかし，住宅等（公営，仮設，民間，病院含む）に入居済みの避難者は依然多く存在し，2012 年 4 月 5 日時点で 327,034 人が自宅以外の住居に避難している．さらにその翌年（2013 年 4 月 4 日時点）には避難所生活者が 125 人，旅館やホテルに避難している人が 0 人，

---

[19] 市区町村ごとに転出者数の取り扱いが異なっていたことが欠損値を多くさせたのではないかと思われる.以下は同調査の概要欄から引用した．『平成 17 年までの本調査においては,転出者をどの時点で住民基本台帳から消除するかについて，各市区町村で必ずしも取扱いが統一されていなかったが，平成 18 年 調査から，「転出者は転出予定日で住民基本台帳から消除する」という取扱いに統一した．』（住民基本台帳に基づく人口,人口動態及び世帯数に関する調査の概要）．

[20] この操作で 288 の市区町村がサンプルから取り除かれた．一般的に人口移動の影響を操作したいのであれば，これらの変数を説明変数に加えることで対処できる．しかし，この統計データには欠損値が多く，人口移動の効果を操作できない市区町村が一部に存在する．そこで，本稿の推定では,5 歳階級別の女性人口を説明変数に加えることで人口の増減による粗出生率への効果を捉えた．

[21] 一時的な避難者数が明記された市区町村単位の集計データは公表されていない．また，どの程度の避難者が住民票を移動させているかも定かではない．

[22]内閣府『避難所における良好な生活環境の確保に関する検討会　第 1 回　資料 8』

親族や知人宅に避難している人が 15,205 人で，最後に住宅等に入居済みの避難者が 293,727 人であった．

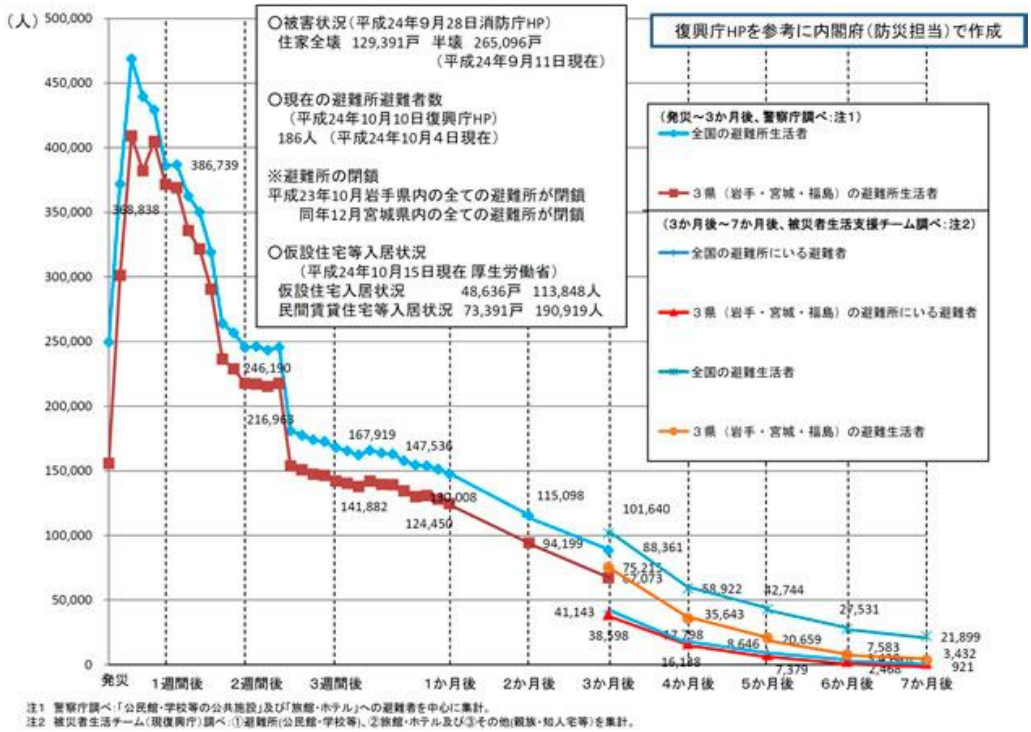


図 2.3　東日本大震災における主に避難所で生活をする避難者数の推移

出典：内閣府『避難所における良好な生活環境の確保に関する検討会　第 1 回　資料 8』

表 2.8　避難者数の推移と内訳

（単位：人）

	2011 年 6 月 2 日現在	2011 年 7 月 14 日現在	2011 年 7 月 28 日現在	2012 年 4 月 5 日現在	2013 年 4 月 4 日現在
避難所 （公民館・学校等）	41, 143	17, 798	12, 905	330	125
旅館・ホテル	28, 014	22, 910	19, 918	53	0
親戚・知人等	32, 483	18, 214	18, 874	17, 060	15, 205
住宅等 （公営, 仮設, 民間, 病院含む）	22, 954	32, 630	35, 366	327, 034	293, 727

出典：以下の報道資料を参考に表を作成した. 復興庁『全国の避難者等の数（平成 23 年 7 月 28 日現在）』復興庁『全国の避難者等の数（平成 24 年 4 月 5 日現在）』復興庁『全国の避難者等の数（平成 25 年 4 月 4 日現在）』

以上のように，避難所での生活者は大きく減少している．しかし，住宅等に入居済みの避難者は，地震発生から 2 年が経過した 2013 年においても多く存在する．以上

の事柄を踏まえると，これらの避難者は，浸水被害，もしくは放射能汚染による被害で長期間にわたって自宅での居住が困難な状態にあると推測できる．彼らが住民票を異動させていなかった場合には，住民票を基にした人口数データに避難者の移動が反映されない．その中でも，出産可能年齢（15~49 歳）の女性が避難していた場合には，本研究で使用した粗出生率のデータに観測されない偏りが生じることとなる．

表 2.9　所在都道府県別の避難者等の数（2012 年 4 月 5 日現在）

（単位：人、団体数）

所在都道府県		施設別 A 避難所（公民館、学校等）	施設別 B 旅館・ホテル	施設別 C その他（親族・知人宅等）	施設別 D 住宅等（公営、仮設、民間、病院含む）	計	計（前回との差）	所在判明市区町村数
北海道		0	0	630	2,373	3,003	（－ 60）	100
東北	青森県	0	0	615	795	1,410	（－ 14）	26
	岩手県	0	0	788	41,928	42,716	（－ 55）（※1）	28
	宮城県	0	0	915	126,910	127,825	（－ 127）（※1）	34
	秋田県	0	0	592	881	1,473	（－ 71）	20
	山形県	0	5	681	12,852	13,538	（－ 155）	34
	福島県	0	0	－	98,595	98,595	（＋ 374）（※1）	47
	新潟県	0	0	388	6,602	6,990	（－ 121）（※1）	30
関東		330	1	8,691	26,564	35,586	（＋ 446）（※1）	357
東海北陸		0	0	732	2,229	2,961	（－ 53）	111
近畿		0	0	1,363	3,185	4,548	（－ 24）	140
中国		0	9	552	1,291	1,852	（＋ 94）	73
四国		0	0	305	280	585	（－ 60）	49
九州・沖縄		0	38	808	2,549	3,395	（－ 42）	168
合　計		330	53	17,060	327,034	344,477	（＋ 132）	1,217

出典：復興庁「全国の避難者数の数（平成 24 年 4 月 5 日現在）」

次に，避難者の移動先を見る（表 2.9）．2012 年 4 月 5 日時点のおよそ 34.4 万人の避難者は，そのうちの 292,547 人（約 85%）が東北地方に避難している（宮城県 37%，福島県 29%，岩手県 12.4%など）．次いで，関東地方に 35,586 人（約 10%）が避難している．つまり，およそ 95%の避難者が東北地方と関東地方で継続的に避難生活を送っている．これらのうち，住民票を移動させていない出産可能年齢の女性がもたらす，人口データの偏りは 2 つある．

一つ目に避難者の居住地（住民票がある地域）で粗出生率が統計データよりも過小評価される問題である．住民票を異動させない場合には，住民票を基にした人口データでは避難元の放射能汚染地域や津波被害地域で女性が居住を続けていることになっている．そのため，粗出生率の分母に女性人口として加算されたままとなり，粗出生率を過小評価してしまう．

二つ目に，避難先では粗出生率を過大に計測している問題がある．女性が住民票を異動させなかった場合，避難先で女性の人口が計測されないため，粗出生率の分母（女性人口）には反映されない．しかし，この女性が避難先で子供を出産した場合には，避難先の出生数を増加させる．つまり，粗出生率の分母（女性人口）が固定のまま分子（出生数）を増やす効果があるため，避難先では震災後に粗出生率を過大に計測している可能性がある．

一つ目のデータの偏りは放射能汚染地域を排除した推定で対処が可能である．前述したように，被災から数年経過しても避難者が一定数存在することから，津波被害や放射能汚染被害などによる居住が極めて困難な地域から人口が流出したと考えられる．本研究の推定結果には，福島第一原子力発電所から半径 80km 圏内のサンプルを排除した結果を記載している．その範囲内には，津波による浸水被害地域の一部と放射能汚染地域のサンプルのほぼすべてが含まれる．これらの地域をサンプルから排除しても，有意に震災が粗出生率を引き下げることが観察されている．

二つ目の粗出生率データの偏りは，現時点では正しくコントロールできていない．しかし，このことは，『被災が出生行動を抑制する』という結論には影響が小さいと考えられる．なぜなら，避難者の約 95%が関東地方や東北地方に移動し，これらの地域では強い地震を計測しているからである．関東地方や東北地方の避難先で女性の移動を補足できていないことにより，これら避難先の地域の震災後の粗出生率を過大に計測していた場合，強い震度を計測した地域での震災による粗出生率の減少効果は過小に評価される．しかしながら，本研究の推定結果では強い震度を計測した地域で粗出生率が有意に減少したことを表している．したがって，本研究の結果は，避難者の人口流入が粗出生率を過大に計測していたとしても，震災にはそれを上回る出生行動の抑制効果があることを示唆している．以上から，本研究の推定結果に定性的には影響はないと考える．

2.8　誤差項の系列相関による推定値の偏り

最後に, DID 推定法を使った分析における誤差項の系列相関がもたらす問題について説明する．この問題は Bertrand et al.(2004)で議論されており, DID 推定法ではそのモデルの特性上，誤差項の系列相関が推定値にバイアスをもたらすことが明らかにされている．具体的には，長期のパネルデータの使用や，交差項の存在が系列相関をもたらす要因である．この影響により，標準誤差を過小に推定し，それによって t 値は真値よりも大きくなってしまう．その結果，帰無仮説（$H_0: \beta = 0$）を過剰に棄却する．つまり，本来 x と y の間に因果関係がなくても，H_0が棄却されることで有意な結果として示されることがある．

そこで, Bertrand et al.(2004)では DID 推定法における系列相関を取り除く方法をいくつか紹介している．その中でも簡単な操作で，かつ系列相関を最も修正できる見込みのある『処置前後の 2 期間推定』を採用した．これは，処置の前と後でそれぞれ個体 i ごとに平均値をとり，処置前と処置後の 2 期間で推定を行うという方法である．つまり，震災前である 2008 年~2010 年で市区町村毎に変数の平均値をとり，さらに震災後である 2011 年~2015 年でも同様に変数の平均値をとる．そして，『震災前』と『震災後』の 2 期間で推定を行うことで，系列相関による問題を回避する．その推定結果を表 2.10 に示した．

表 2. 10 二期間推定（~2015 年）

変数	(1) DID(FE)	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)
地震後*浸水被害地域	-0.591		
	(0.365)		
地震後*震度 4 以上		-0.740***	
		(0.204)	
地震後*震度 5 以上			-0.697***
			(0.210)
地震後ダミー	-0.527***	-0.304	-0.418**
	(0.165)	(0.195)	(0.177)
定数項	31.91***	30.45***	30.83***
	(2.839)	(2.916)	(2.891)
サンプル数	3,772	3,760	3,760
決定係数	0.083	0.087	0.085
市区町村数	1,886	1,880	1,880
年齢階級別女性人口	Yes	Yes	Yes
市区町村固定効果	Yes	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す.

() は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である．2008~2015 年のパネルデータを 2 期間で推定する．震災前である 2008~2010 年で市区町村毎に変数の平均値をとり，さらに震災後である 2011~2015 年でも同様に変数の平均値をとる．そうすることで震災前と震災後という 2 期間で推定を行い，系列相関による問題を回避する.

第⑴列では，津波による浸水被害を受けた世帯割合を処置区分としており，推定値は-0.59 と負の値を示したが統計的に有意ではなかった．浸水被害地域では 2011 年にのみ粗出生率の減少が確認されているが, 2015 年までの継続的な粗出生率の減少は確認されていない．そのため, 2011~2015 年と 2008~2010 年の平均値の比較では,

粗出生率において統計的に有意な差がなかったと考えられる．また，同様に第⑵列では震度 4 以上と震度 3 以下の地域を比較し，第⑶列では震度 5 以上と震度 4 以下の地域を比較した．その結果，第⑵列は-0.74，第⑶列は-0.70 と統計的に有意に負の値を示した．この結果から，系列相関を考慮した推定でも強い震度による粗出生率に対する負の影響が確認できたことで，本研究の推定結果が頑健であることが示された．

次に，データの期間を 2013 年までにして，再び推定を行った．図 2.2 の時系列推移で確認したように, 2014 年には処置群と操作群の両方で粗出生率が減少している．これは震災による影響ではなく，景気などによる外生的影響である可能性が高い．そこで，データの期間を短くすることでこの影響を取り除いた．その推定結果を表 2.11 に示した．結果はすべて負の値を示し，統計的に有意であった．また，第(1)列の結果は，地震後の期間が 2011~2013 年と，表 2.9 より短期になることで，浸水被害地域における粗出生率の減少が統計的有意になることを示している．

表 2. 11 二期間推定（~2013 年）

変数	(1) DID(FE)	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)
地震後*浸水被害地域	-0.996***		
	(0.376)		
地震後*震度 4 以上		-0.769***	
		(0.209)	
地震後*震度 5 以上			-0.996***
			(0.207)
地震後ダミー	-0.0682	0.157	0.0867
	(0.168)	(0.199)	(0.182)
定数項	35.98***	33.76***	34.00***
	(5.731)	(5.820)	(5.783)
サンプル数	3,772	3,760	3,760
決定係数	0.044	0.048	0.049
市区町村数	1,886	1,880	1,880
年齢階級別女性人口	Yes	Yes	Yes
市区町村固定効果	Yes	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：*，**，***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す．（）は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である．系列相関による問題を回避するため, 2008~2013 年のパネルデータを 2 期間で推定する．2014 年, 2015 年は景気の影響などを考慮して取り除いた.

2.9　おわりに

本研究では 2011 年に日本で起きた震災の出生率に与えた影響の分析を行った．被害のあった地域を処置群，被害のなかった地域を操作群とそれぞれ定義し，その処置区分には『津波による浸水被害を受けた世帯割合』と『計測最大震度』の 2 つを採用した. 2008~2015 年までの市区町村（1,858 地区）パネルデータを使用し, Difference-in-Differ-ence(DID) 推定法を用いた．その結果，浸水被害地域では被害のない地域と比較して，震災後におよそ 1.56~1.93 だけ粗出生率が減少した．その影響は 2011 年にのみ統計的有意に示されたことから，妊娠女性の避難行動が浸水地域の粗出生率を下げたと考えられる．さらに，浸水被害の周辺地域では間接的な影響があると予想されるため，処置群に浸水被害地域の周辺地域を追加して, DID 推定を行った．すると，それらの周辺地域の中でも，特に強い地震を計測した地域では 2011 年と 2012 年に粗出生率が減少した．

次に，強い地震が出生行動を抑制させる要因であることを明らかとするために，日本全体で強い震度を計測した地域を処置群として推定を行った．その結果，震度 4 以上の地域では 2011 年から 2015 年まで連続して, 0.62~0.96 だけ粗出生率が減少した．さらに，震度 5 以上の地域でも震度 4 以下の地域と比較して，震災直後の 2011 年から 2013 年までの間で 0.6~1.18 だけ粗出生率が減少した．

さらに，被災地からの人口移動があった可能性について言及し，推定結果の頑健性を確かめた．もし人口移動による影響が正しくコントロールできていなかった場合，粗出生率の減少は出生行動の抑制や心理的な影響だけでなく，人口移動による影響も含む．そこで，転入数や転出数，復興庁の避難者数に関するデータを用いた統計・計量分析を行った．その結果，人口移動による粗出生率への影響は，本研究の推定結果に定性的には影響がないことが分かった．最後に，系列相関の問題について議論することで本章の推定結果の頑健性を確かめた．

本研究は頻発する自然災害が日本の少子化にどれだけの影響をもたらすかを定量的に分析した研究である．その地形の特性上，地震や津波，台風，火山噴火など自然災害の頻発する日本において，自然災害が人々にもたらす様々な影響を知ることは重要である．さらに，大規模な被害を受けた岩手・宮城・福島県には少子化の深刻な過疎地域が多く存在する．このような地域のインフラを破壊するほどの震災被害は被災地域の人口動態を大きく変化させると考えられる．

推定の結果では強い地震を計測した地域で，数年間にわたって出生行動が抑制されたことを示した．一方で大規模な被害のあった浸水地域では，それらは観察されていない．したがって，直接的な被害よりも将来所得の不確実性や子育て環境の悪化などの間接的要因が出生行動を妨げる主な要因であると考える．東日本大震災では最も被

害の大きかった東北 3 県が注目されがちであるが，出生行動という観点においてはむしろ東日本全体において影響を与えている．東日本大震災のような大規模の自然災害には，建物の崩壊のような直接的な被害も大きいが，広範囲の地域にわたって，粗出生率の低下のような長引く間接的な影響もあり，その対策も重要であることが示された．

本研究では，被害地域とそうでない地域とを計測最大震度と浸水被害を用いて区分した．しかし，これらは疑似的な被害尺度であるため，より正確な被害規模を明らかにするためには実際の被害指標などを使って処置群と操作群を分けることが必要である．そのほかにも，どの属性の人に最も影響が大きいか（例:子供の有無など）や，放射能汚染が出生行動に与えた影響なども分析する必要がある．これらはデータの入手方法なども含めて今後の課題である．

2.10　補論

2.10.1　東日本大震災の所得への影響について

本章では，被災や二次災害が所得を減少させることで，所得効果を通じて出生行動が抑制される可能性があると述べた．以下では，人々の収入源である仕事への影響に着目した政府機関の調査結果を示す．

図 2.4 では，内閣府が企業を対象に行った東日本大震災による業務への支障時間の調査結果を表した．上図は重要な業務が停止したと回答した大企業および中小企業 437 社を対象とした結果で，下図は調査対象のすべてのサンプルを使用した結果である．調査の結果，一週間以内と比較的早く業務を再開できた企業は，全体のおよそ 40%程度であった．次に，数週間~1 か月かかった企業が 31~44%であった．さらに，作業の復旧までに数か月を要した企業も 20%弱存在する．この結果から，東日本大震災が企業活動に支障を与え，結果として，従業員の給与や個人営業主の報酬は減少したと推測できる．

図 2.5 では，東日本大震災が原因で離職した人が，再就職に要した期間を表している．半数は 2 か月以内に再就職をした．一方で，残りの半数はそれ以上の期間を要した．再就職にかかる時間が長いほど所得が減少する幅は大きいであろう．

2.10.2　粗出生率の算出方法と使用するデータについて

本章では，被説明変数に粗出生率を用いて分析を行った．それは 15~49 歳の女性人口（出産可能年齢女性人口）1,000 人あたりの出生数と定義されている．具体的な計算式は下記に示したとおりである．それぞれのデータについては，女性の年齢別

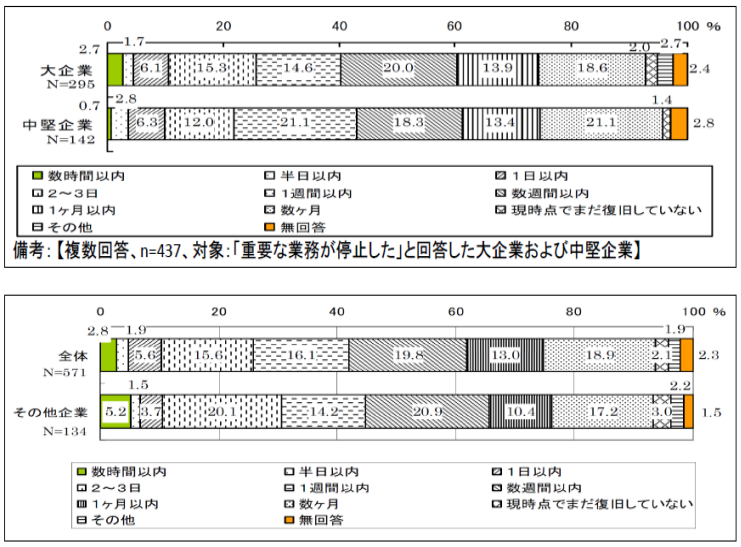


図 2.4　東日本大震災発生後，重要な業務の再開までに要した時間（2011 年 11 月時点）

出典：東北大学災害科学国際研究所 災害統計グローバルセンター 東日本大震災関連統計データベース（内閣府『企業の事業継続の取組に関する実態調査―過去からの推移と東日本大震災の事業継続への影響―』を基に修正・加工されている．）

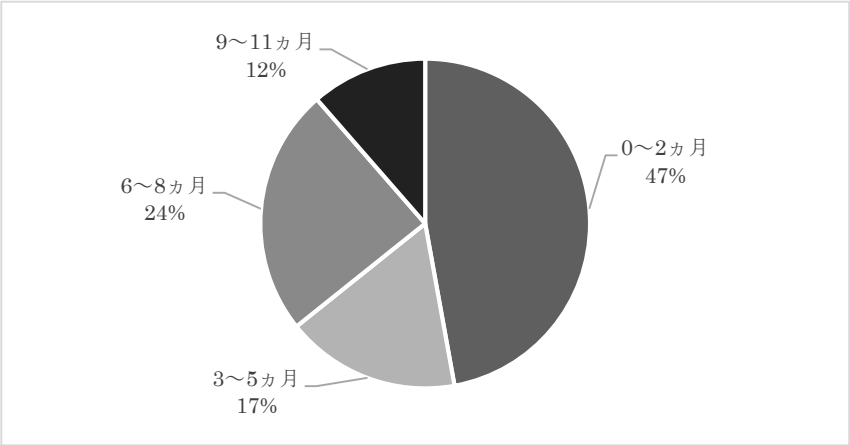


図 2.5　東日本大震災による離職から再就職に至った人における就職に要した時間

出典：東北大学災害科学国際研究所 災害統計グローバルセンター 東日本大震災関連統計データベースを参考に，加工・修正を行った．なお，この結果は，内閣府『インターネットによる家計行動に関する考査』によって調査されたものである．

人口を総務省の『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査』から，出生数を厚生労働省の『人口動態調査』から引用している．しかし，これらは異なる調査であるため，下記の粗出生率の算出方法では調査時期が合致していない．具体的には，出生数（人口動態調査）が暦年（1 月 1 日~12 月 31 日）であるのに対して，5 歳階級別女性人口（住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査）では 4 月 1 日~3 月 31 日の年度調査である．ただし，2014 年以降に『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査』では調査期間が暦年（1 月

1 日~12 月 31 日）に切り替わった．そのため, 2013 年以前においては粗出生率の分子と分母で調査期間が一致していない．そこで，以下ではその他の使用可能なデータについて説明する．

$$\text{粗出生率} = \frac{\text{出生数(1 月 1 日~12 月 31 日)}}{\text{15~49 歳の女性人口}} \times 1{,}000$$

日本では，公表されている市区町村単位の集計データは数が少ないため，分析において最適なデータを入手することが困難である．まず，出生数は厚生労働省『人口動態調査』でのみ公表されているため，代替的なデータを入手することが難しい．次に，人口総数に関するデータは総務省『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査』と総務省『国勢調査』の 2 つが公表されている．しかし，『国勢調査』は 5 年に 1 度しか調査が行われないという欠点を持つ．そのため，一年毎に短期的な影響を分析したい本研究では，連続した人口データが集計されている『住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数に関する調査』を粗出生率の分母に採用した．そこで，本章の結果の頑健性を検証するため，粗出生率の代わりに合計特出生率を使って，震災と出生行動の関係性を検証してみた．

表 2.12 では，被説明変数に合計特殊出生率を用いた推定を表した．合計特殊出生率（厚生労働省『人口動態調査』出典）のデータは下記のように算出されている．分子には本研究と同様に，厚生労働省『人口動態調査』の出生数を用いてい

$$\text{合計特殊出生} = \left\{ \frac{\text{(t − 2)年 1 月 1 日~(t + 2)年 12 月 31 日の母の年齢階級別出生数}}{\text{t 年 10 月 1 日現在の年齢階級別女性人口} \times 5} \times 5 \right\}$$

15~19 歳から 45~49 歳までの各 5 歳階級の合計

る．分母には 10 月 1 日時点の総務省『国勢調査』で集計された女性人口を使って，合計特殊出生率が算出されている．そのため，これまで使用していた人口データとは集計時期が異なる．だだし，市区町村ごとに集計される合計特殊出生率のデータは, 5 年に 1 度しか算出されていない．そのため，ここでは 2003~2007 年と 2008~2012 年の 2 期間で DID 推定法を行った（表 2.12）[23]．その結果，第⑴列~第⑶列のすべてにおいて，有意に合計特殊出生率が減少したことが明らかとなった．つまり, 2008~

[23] 5 年の調査期間のうち中央値を t 年と置いて合計特殊出生率の計算式を明記している.つまり,調査期間が t-2 年~t+2 年の合計特殊出生率は,t 年の国勢調査の人口データを基準に 5 年間の出生確率が算出される.

2012 年には 2003~2007 年と比較して，被災地で有意に合計特殊出生率が減少したことを示している．したがって，粗出生率を合計特殊出生率に変えて推定を行っても，本章と同様の結論を得ることができた．

表 2.12 合計特殊出生率を被説明変数とした推定

変数	(1) DID(FE)	(2) DID(FE)	(3) DID(FE)
地震後*浸水被害地域	-		
	(0.0119)		
地震後*震度 4 以上		-	
		(0.00416)	
地震後*震度 5 以上			-
			(0.00470)
地震後ダミー	0.0563***	0.0712***	0.0653***
	(0.00214)	(0.00266)	(0.00240)
定数項	1.419***	1.419***	1.419***
	(0.00105)	(0.00103)	(0.00103)
サンプル数	3,654	3,642	3,642
決定係数	0.276	0.311	0.302
市区町村数	1,827	1,821	1,821
市区町村固定効果	Yes	Yes	Yes

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注：*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す. ()は市区町村毎にクラスターされた標準誤差である．被説明変数には合計特殊出生率（厚生労働省『人口動態調査』出典）を使用した．データは 2 期間で構成されており，2003~2007 年と 2008~2012 年のそれぞれ 5 年間で 1 期間となっている．

2.10.3 出産可能年齢の女性の移動について

本章の 2.7 節では，総人口の移動について強い揺れを計測した地域とそうでない地域を比較して，統計的な有意差がないことを説明した．しかし，本章では出産可能年齢の女性人口を基に粗出生率を算出している．そのため，より正確には出産可能年齢の女性の移動に着目するべきである．しかし，市区町村単位で集計された，年齢別の人口移動に関するデータは公表されていない．そのため，本節では代替可能なデータを用いて女性の人口移動について説明する．

図 2.6 には年齢別に都道府県間の人口移動者数を示している．平成 22 年（2010 年）と平成 23 年（2011 年），平成 24 年（2012 年）の 3 年間の推移を年齢別に表した．移動者数は 20 代, 30 代で震災前から多い傾向にあり，年齢が高くなるほど移動者数は減っている．つまり，本章の 2.7 節で見た転入数や転出数のデータは，その

多くが，より流動的な若年層の人口移動からなることが分かる．したがって，総人口で見た人口移動の傾向は, 20 代や 30 代にあたる若年人口の移動傾向と似ていることが推測される．さらに，図 2.6 の 3 年間の時系列変化を見ると，どの年齢でも比較的似た傾向にあり, 20 代~40 代特有の移動傾向というのは確認できない．

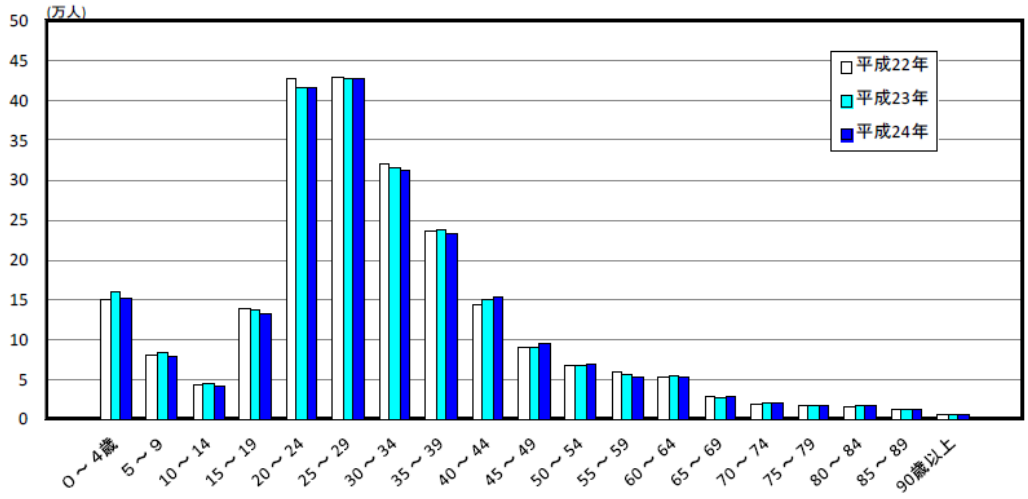


図 2.6　年齢 5 歳階級別都道府県間移動者数（平成 22 年~平成 24 年）

出典：総務省統計局『住民基本台帳人口移動報告平成 24 年度結果－全国結果と岩手県，　宮城県及び福島県の人口移動の状況－』(図 2　年齢 5 歳階級別都道府県間移動者数（平成 22 年~平成 24 年))

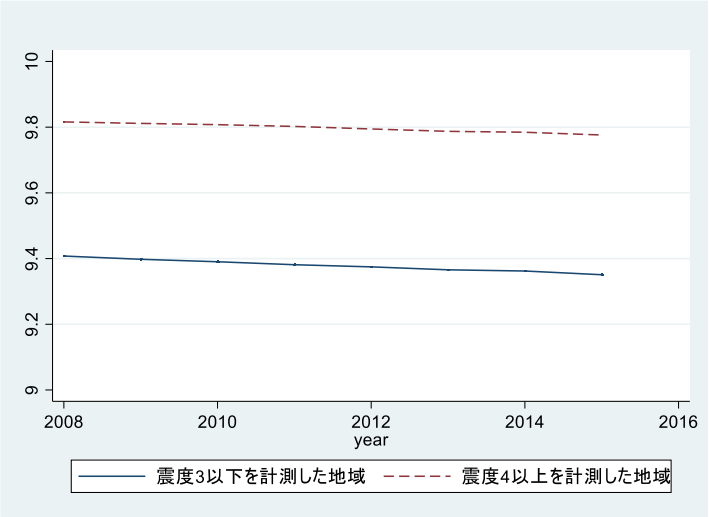


図 2.7　出産可能年齢の女性人口（対数値）のトレンド

注：出産可能年齢の女性人口の対数値を計測震度別にグラフに表した．出産可能年齢とは 15~49 歳を指す．データは，総務省『住民基本台帳人口に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』の 5 歳階級別の人口データを使用した．

さらに，図 2.7 では市区町村単位に集計された，5 歳階級別女性人口データ（総務省『住民基本台帳人口に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』出典）から算出した，出産可能年齢の女性人口の推移を表した．図 2.7 では，震度 4 以上を計測した地域とそれ以外の地域を比較しており，共通の減少トレンドを持つことが分かる．したがって，出産可能年齢の女性だけが統計的に有意に地震被害地域から移動しているという可能性は低いと思われる．また，住民票の異動を伴わない人口移動についても同様に，総人口の移動傾向によって，出産可能年齢の女性人口の移動傾向も説明ができると推測される．

2.10.4　被災による精神的ストレスと死産数について

本章の 2.6 節では，強い揺れを計測した地域で粗出生率が減少した理由として，出生行動の抑制が主要因であるとしつつ，精神的なストレスが母体や女性に影響を与えた可能性についても言及した．しかし，精神的な事柄を要因とした出生数の減少を定量的に明らかにすることは困難であるため，本章においてはその可能性を示唆するまでに留まった．一方で，Neugebauer et al.(1996)や Tong et al.(2011)では，被災によるストレスが流産や早産を引き起こすことが明らかとなっている．

そこで本節では，出生数の総量に影響を与えると思われる死産数が被災地で増加したかどうかについて，使用可能なデータの範囲で検証をする．ただし，市区町村単位で集計された死産や流産に関するデータは公表されておらず，入手が困難であったため，本節では都道府県単位で集計された死産数（厚生労働省『人口動態調査』出典）のデータを用いた．

まず，図 2.8 と図 2.9 では死産数と出生数の比を時系列で比較した．図 2.8 には，津波による浸水被害が深刻であった岩手県・宮城県・福島県とその他の 44 都道府県を比較した．そうすると，2012 年には出生数で測った死産数が増加しているが，震災以前から複雑なトレンドがあるため比較が難しい．また，浸水被害は三陸沖の市区町村でのみ確認されているため，3 県のほとんどの地域では浸水被害がない．そのため，都道府県単位で比較をした場合には，浸水被害が死産数に与えた影響がはっきりとは分からなかった．

次に，図 2.9 では震度 4 以上を計測した地域が多かった東北地方（新潟県を除く）と関東地方を，その他の地域と比較した．その結果，2 つのグループは震災前に比較的似たトレンドを持っており，さらに東北・関東地方の方が値は小さい傾向にあった．しかし，2012 年，2013 年では死産数と出生数の比率が上昇し，その他の地域よりも大きい値を示した．その後，2014 年にはその他の地域と同水準に戻った．したがって，2012 年と 2013 年には強い揺れの計測した地域で死産数が増加している可能性が高い．

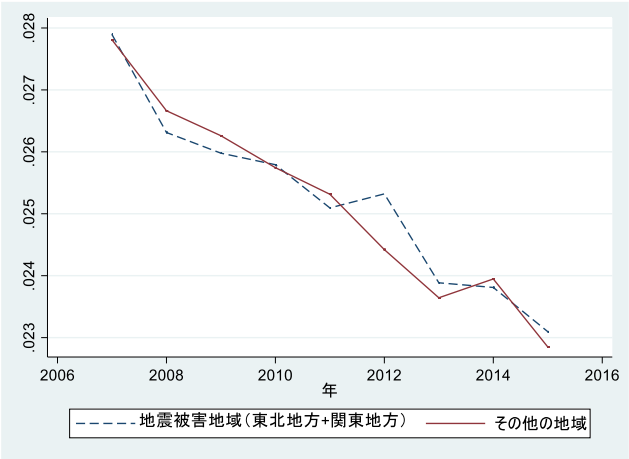


図 2.8　死産数と出生数の比率（東北 3 県とその他 44 都道府県の比較）

注：死産数を出生数で割った値の推移を見る．死産数と出生数はどちらも厚生労働省『人口動態調査』で都道府県ごとに集計されているデータを使用した．津波による浸水被害が強く確認された岩手県・宮城県・福島県と，それ以外の地域を比較した．

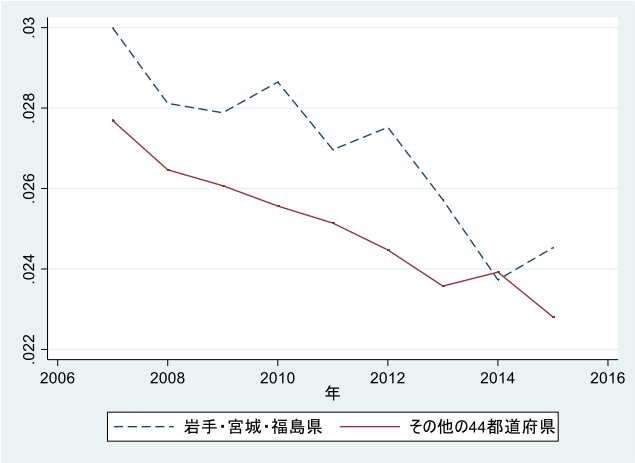


図 2.9　死産数と出生数の比率（地震被害地域とその他の地域との比較）

注：都道府県ごとに，死産数を出生数で割った値を算出し，その値について 2 つのグループの比較を行った．死産数と出生数はどちらも厚生労働省『人口動態調査』で都道府県ごとに集計されているデータを使用した．震度 4 以上を計測した市区町村が多く存在する東北地方（新潟県を除く）・関東地方と，それ以外の地域を比較する．

しかし，これらの被災地域では震災後に出生数が大幅に減少しているため，死産数が増加していなくとも出生数が減少したことで，比率の値が大きくなる効果も含んでいる．そこで，図 2.10 と図 2.11 では，0~4 歳の人口 1,000 人で測った死産数の値を比較した[24]．

[24] 0~4 歳人口は総務省『住民基本台帳人口に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』で都道府県ごとに集計されているデータを用いた．

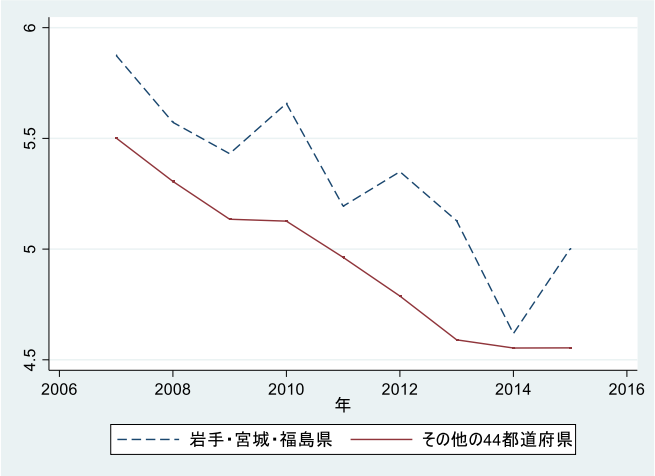


図 2.10　0~4 歳人口で測った死産数（東北 3 県とその他 44 都道府県の比較）

注：都道府県ごとに，0~4 歳の人口 1000 人あたりの死産数を算出し，2 つのグループを比較した．ここでは，津波による浸水被害が観測された岩手県・宮城県・福島県と，それ以外の地域を比較した．死産数は厚生労働省『人口動態調査』で，0~4 歳人口は総務省『住民基本台帳人口に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』で都道府県ごとに集計されているデータを用いた．

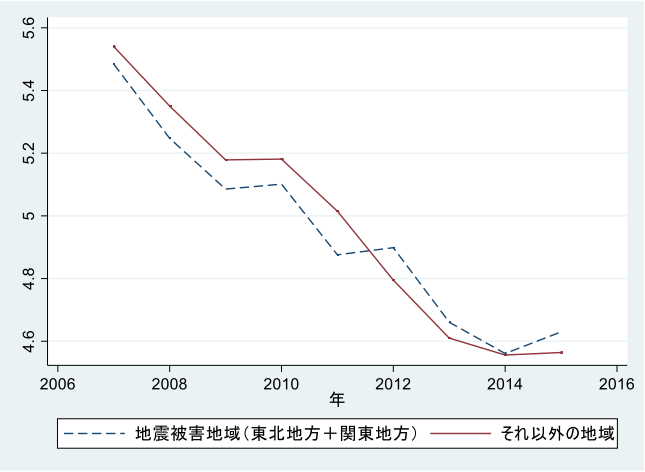


図 2.11　0~4 歳人口で測った死産数（地震被害地域とその他の地域との比較）

注：都道府県ごとに，0~4 歳の人口 1000 人あたりの死産数を算出し，2 つのグループを比較した．ここでは，震度 4 以上を計測した市区町村が多く存在する東北地方（新潟県を除く）・関東地方と，それ以外の地域を比較した．死産数は厚生労働省『人口動態調査』で，0~4 歳人口は総務省『住民基本台帳人口に基づく人口，人口動態及び世帯数調査』で都道府県ごとに集計されているデータを用いた．

図 2.10 の東北 3 県については, 2011 年に値が減少し, 2012, 2013 年では高い水準を維持している. 2011 年には出生数そのものが大幅に減少しているため，それによって死産数も減少した効果を反映していると思われる．しかし，トレンドが複雑であるため，比較が難しい．一方で図 2.11 では, 2012 年と 2013 年に死産数の割合が増加しており，図 2.9 と同様の結果を示した．

以上から，少なくとも強い揺れを計測した東北地方や関東地方では，被災後に死産の発生率が増加していることが明らかとなった．その理由としては，出産環境の悪化や余震などによる精神的なストレスが挙げられる．したがって，強い揺れを計測した地域で粗出生率が減少した背景には，家計の出生行動が抑制されたことによる影響だけではなく，精神的なストレスを感じたことで死産の発生率が増加したことも少なからず影響を与えていると推測される．また，先行研究であるように，精神的ストレスは出生行動そのものを抑制させる，もしくは母体に何かしらの悪影響を与える可能性もある（Mulder et al(2002)， Torche(2011)）．それらを総合的に考慮した結果，粗出生率の減少に対する精神的ストレスの寄与度がどのくらいであるかについては，今後の課題とする．

参考文献

・Atella, V. and Rosati, F. C. (2000), “Uncertainty about children's survival and fertility:
A test using indian microdata,” *Journal of Population Economics,* 13:263-278.

・Becker, G. (1965) , “A Theory of the Allocation of Time”. *The Economic Journal*, 75, 493-517.

・Bertrand,M., Duflo,E and Mullainathan,S. (2004), “How much should we trust difference in differences estimate? ” *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249-275.

・Cohan, C. L. and Cole, S.W. (2002), “Life Course Transitions and Natural Disaster: Ma-
rriage, Birth, and Divorce Following Hurricane Hugo, ” *Journal of Family Psychology*,
Vol.16, No.1, 14-25.

・Davis, J. (2017), “Fertility after natural disaster: Hurricane Mitch in Nicaragua, ” *Population and Environment*, 38:448-464.

・Evans, R.W., Hu, Y. and Zhao, Z. (2010), “The fertility effect of catastrophe: U.S. hurricane births, ” *Journal of Population Economy*, 23, 1-36.

・Finlay, J. (2009), “Fertility Response to Natural Disasters The Case of Three High Mortality Earthquakes, ” *Policy Research Working Paper*, 4883.

・Guarcello, L., Mealli, F. and Rosati, F. C. (2010), “Household vulnerability and child labor: the effect of shocks, credit rationing, and insurance., ” Journal of population economics, 23:169-198.
・Mulder, E. J. H., Robles de Medina, P.G., Huizink, A.C., Van den Bergh, B.R.H., Buitelaar, J.K. and Visser, G.H.A. (2002), “Review Prenatal meternal stress: effects on pregnancy and the (unborn) child, ” *Early Human Development*, 70(2002)3-14.
・Neugebauer, R., Kline, J., Stein, Z., Shrout, P., Warburton, D and Susser, M. (1996), “Association of Stressful Life Events with Chromosomally Normal Spontaneous Abortion” *American Journal of Epidemiology*, 143, 588–596
・Nobles, J., Frankenberg, E. and Thomas, D. (2015), “The effects of Mortality on Fertility: Population Dynamics After a Natural Disaster, ” *Demography*,52:15-38.
・Pörtner, C. C. (2006), “Gone with the wind? hurricane risk, fertility and education, ” *University of Washington Economics Department Working Paper Series, Working Paper*, UWEC-2006-19-R.
・Seltzer, N. and Noble, J. (2017), “Post-disaster fertility: Hurricane Katrina and the changing racial composition of New Orleans, ” *Population and Environment*, 38:465-490.
・Tong, V. T., Zotti, M. E. and Hsia, J. (2011), “Impact of the Red River Catastrophic Flood on Women Giving Birth in North Dakota, 1994-2000, ” *Maternal and Child Health Journal,* 15:281-288.
・Torche, F. (2011), “The effect of maternal stress on birth outcomes: Exploiting a natural experiment.” *Demography*, 48, pp. 1473-1491.

3. 東日本大震災の津波経験が土地選好へ与えた影響に関する実証分析

3.1 はじめに

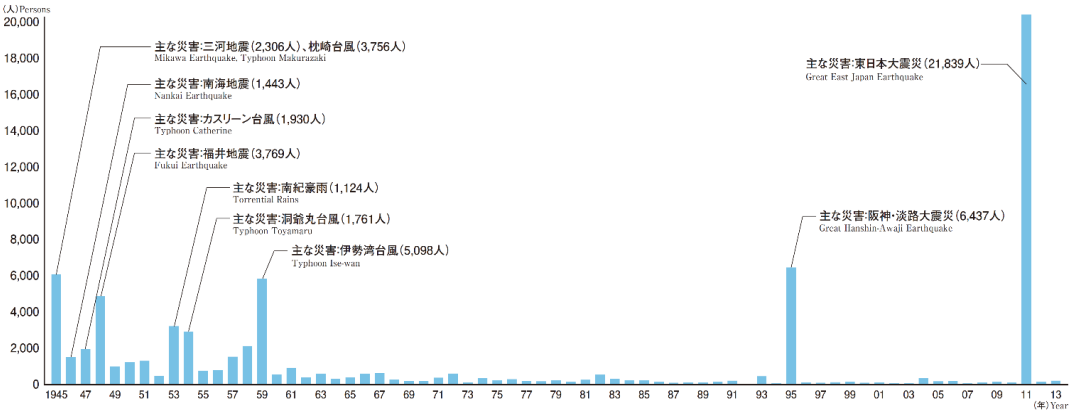
2011 年 3 月 11 日，東日本大震災が三陸沖で発生した．最大マグニチュード 9.0 を計測した東日本大震災は，近年で最も甚大な被害をもたらした（図 3.1）．消防庁によると, 2018 年 4 月 1 日時点で, 121,995 棟が全壊, 282,939 棟が半壊した．さらに, 死者は 19,689 人，行方不明者は 2,563 人を記録した.

また，警視庁の検視結果によると，死者の約 90%が溺死であり，死者の 60%は 60 歳以上の高齢者であった．この結果は，高齢者を中心にほとんどの人々が津波から逃げ遅れたために死亡したことを示唆している．つまり，東日本大震災の被害はそのほとんどが津波に起因しているのだ.

このような津波経験は人々の土地選好を大きく変える可能性がある．ウォーターフロントエリアの開発が盛んであった 2000 年代においては，主に標高の低い土地や海からの距離が近い土地が好まれる傾向にあった．しかし，東日本大震災の津波は標高の低い土地や海からの距離が近い，いわゆるウォーターフロントエリアにおける津波の危険性を再認識させた．本研究の目的は，このような津波経験が人々の土地への選好をどれだけ変化させたかを測ることである．特に，土地の標高と海岸線からの距離に着目した．そのような土地選好の変化を明らかにするために，本研究では南海トラフ大地震の津波被害が予想される東南海地域に着目した.

本研究の主な結果は以下の通りである．標高の低い土地（特に標高 5~10m）と海岸線からの距離が近い土地で，津波経験後に地価が下落した．一方で，比較的標高の高い土地では，津波経験後に地価が上昇した．この結果は，東日本大震災の津波経験後に，人々が標高の低い土地から高い土地へと選好を変化させたことを示唆している.

自然災害が地価や住宅価格に与えた影響に関しては，いくつかの先行研究が存在する. Nakanishi (2017)は東日本大震災の影響を, Kawaguchi and Yukutake (2014), Ymane et al.(2013) and,　Tanaka and Managi (2016)は，東日本大震災によって誘発された 2011 年の福島第一原発事故の影響を, Ferreiraet al.(2018)は 2011 年のオクラホマ地震（アメリカ合衆国オクラホマ州）の影響をそれぞれ分析し，負の影響が



出典：内閣府『日本の災害対策』

図 3.1　自然災害による死者・行方不明者数の推移

あったことを明らかにした．一方で, J. Beron (1997)は 1989 年のロマ・プリ―タ地震（アメリカ合衆国カリフォルニア州）が不動産価格に正の影響をもたらしたことを明らかにした．また, Sato et al.(2016)では東日本大震災が地価に正の影響と負の影響の両方があることを述べた．

その中でも特に, Nakanishi (2017)は東日本大震災の津波が地価に与えた効果を実証分析している．その結果，東日本大震災後に津波に関する情報が更新された都道府県では，それ以外の都道府県と比較して，東日本大震災後に地価が減少したことを示した. Nakanishi (2017)が日本全国の大域的な地価変動を捉えたのに対して，本研究では南海トラフ大地震による津波のリスクのある都道府県にのみ着目した．なぜなら，津波経験がもたらした土地選好の変化は，土地の標高や海岸線からの距離に依存することが予想され，都道府県内で一律した変化ではないからである．そのため，本研究では，津波のリスクのある都道府県における土地の標高や海岸線からの距離に応じた，人々の土地選好の変化を分析する．

本章の構成は以下の通りである．次節でデータについて説明する. 3.3 節では本研究で使用した DID/DDD 推定法について説明する. 3.4 節と 3.5 節では推定結果を説明する. 3.4 節では標高と海岸線からの距離に応じた地価変動の推定結果を, 3.5 節では，津波想定浸水深を考慮に入れた推定結果を，それぞれ述べる．最後に, 3.6 節は結論とする．

3.2 データ

土地価格には国土交通省『公示地価』を用いた[25]．国土交通省の土地鑑定委員会は，住宅地と土地計画エリア内の地点を選び，2 人以上の不動産鑑定士にこれらの土地評価を依頼する．1 年に 1 回，$1m^2$当たりの適正な地価を公に公表する．本研究で使用されている地価は不動産鑑定士の評価額であり，取引価格ではないことに注意が必要である．後者では，データ上で明示的に捉えることのできない要素を反映しているのに対して，前者ではそのような要素を地域や土地特性に沿って標準化している．本研究では，そのようなデータ上で明示的にされない要素に焦点を当てていないため，地価のデータに前者を採用した．

公示地価には，地価の他にもその土地の特性のさまざまなデータを有している．例えば，土地面積(m^2)や，上水道・下水道・ガスの供給の有無，最寄り駅からの距離(m)，土地利用，容積率などがある．さらに，建築物のある土地では，その建築物の構造などのデータも有する．例えば，建築物の構造(鉄筋鉄骨コンクリート造，鉄筋コンクリート造，スチール造，ブロック造，木造)，建ぺい率，階層，地下の有無などがある．

本研究の目的は，津波経験が人々の土地選好に与えた影響を推定し，それが標高や海岸線からの距離の違いによってどれだけ変化するかを明らかにすることである．このような土地選好の変化は人々が普段利用していない土地よりも，利用する土地において顕著に表れると考える．そこで，本研究では建築物のある土地に着目し，建築物のない土地をデータセットから取り除いた．

次に，標高と海岸線からの距離のデータを公示地価とマッチさせる．標高は国土地理院（国土交通省）の地理空間情報ライブラリーから取得した．海岸線からの距離は，地理情報ソフトウェアを用いて計測した．

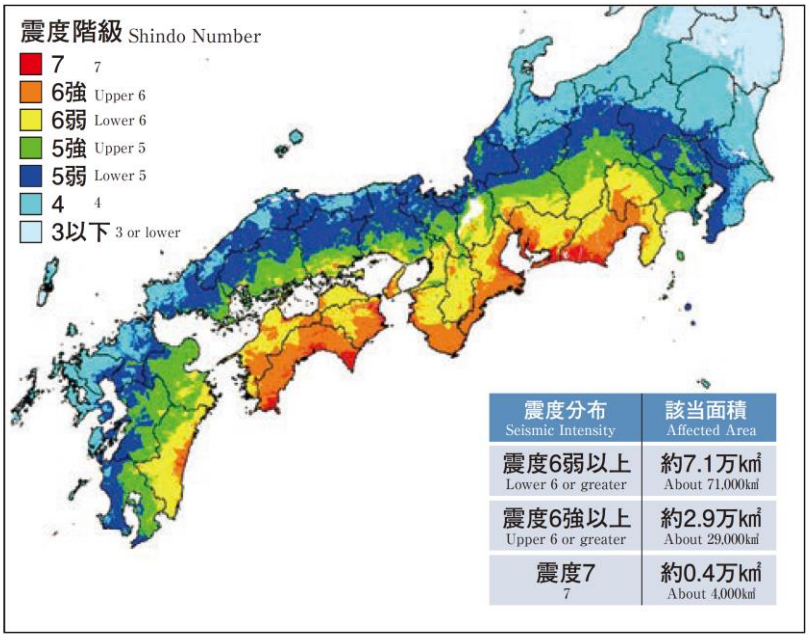
ここで，3.5 節において追加的に使用するデータについて述べる．3.5 節では，津波想定浸水深のデータを用いて推定を行った．このデータは，想定される津波の発生により，最大何 m の浸水がどの範囲で発生するかを示したポリゴンデータである．各都道府県の自治体によって計測されたこのデータは，現在では 35 の都道府県において計測されている(http://nlftp.mlit.go.jp/ksj-e/gml/datalist/KsjTmplt-A40-v1_1.html)[26]．各地方自治体はこのデータを基にして，津波に関する地域のハザードマップを作成している．

3.1 節で述べたように，東日本は東日本大震災によって甚大なダメージを受けており，津波経験が人々の土地選好に与えた影響のみを推定することが困難である．そこで，本研究では，直接被害のなかった西日本地域に着目した．

---

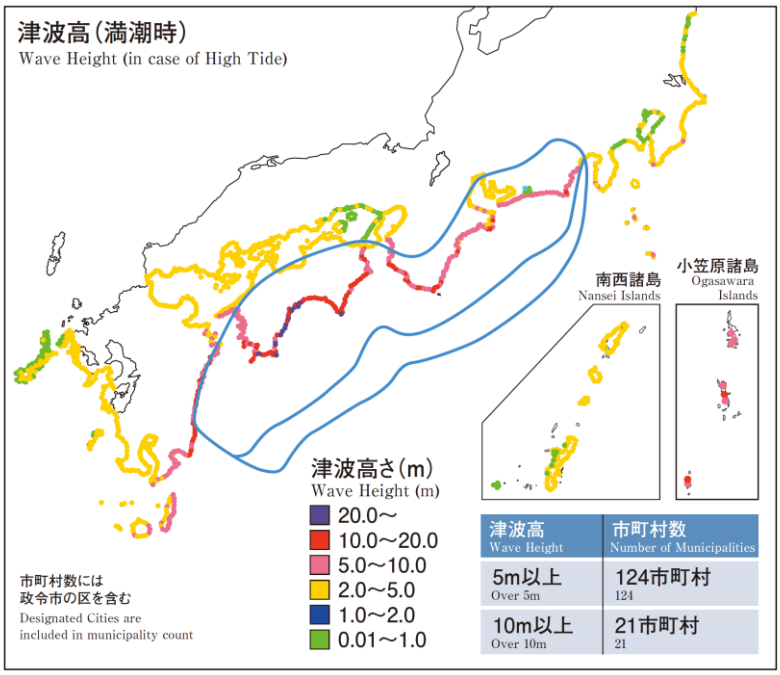
[25] 参照： http://www.mlit.go.jp/en/totikensangyo/totikensangyo_fr4_000001.html

[26] 2019 年 5 月時点で,12 の都道府県ではこのデータは使用することができない．



出典：内閣府『日本の災害対策』

図 3.2　最大クラスの地震における震度の最大値の分布図



出典：内閣府『日本の災害対策』

図 3.3　最大クラスの地震における津波高分布

より具体的には,南海トラフ大地震の津波によって甚大な被害が想定されている，和歌山県，高知県，三重県，静岡県に着目した．

実際，地震調査研究推進本部（文部科学省）は 30 年以内に南海トラフ大地震が起こる可能性を 0.7~0.8 と報告している(https://www.jishin.go.jp/regional_seismicity/rs_kaiko/k_nankai/,　2019 年 9 月時点)．中央防災会議（内閣府）によると，南海トラフ大地震による死者は最大で約 323,000 人で，その内の約 230,000 人は津波が原因で死亡すると想定されている．また，経済的損失は，資産ベースで最大約 170 兆円であり，生産とサービスの減退による損失が 45 兆円とされている．図 3.2 は南海トラフ大地震で予想される震度の分布図を示したものである．図 3.3 は同様に南海トラフ大地震で予想される最大津波高の分布図を示したものである．図が示すように，これらの都道府県では南海トラフ大地震の津波で甚大な被害が想定されている（http://www.mlit.go.jp/river/earthquake/en/nankai/index.html）．

したがって，これらの都道府県においては，東日本大震災の津波経験が統計的有意に人々の土地選好を変化させたと考える．サンプルの期間は 2007~2016 年で，サンプルは上記の 4 都道府県から 906 地点である．国土交通省は毎年，一部の観測地点を変化させる．そのため，総サンプルは 9060（906×10）より少ない 9034 になった．

3.3 モデル

本研究では DID 推定法を用いて，東日本大震災の津波経験が標高や海岸線からの距離別にそれぞれの地価にもたらした影響を推定する．そのために，本研究では 2 つの推定モデルを用いた．1 つ目に，土地の標高別，もしくは海岸線からの距離別に土地への影響を推定する．2 つ目に，土地の標高と海岸線からの距離の交差項を用いた推定をする．その理由として，津波経験が標高の異なるそれぞれの土地に与えた影響は海岸線からの距離によっても異なると考えられるからである．例えば，海岸線からの距離の近い土地では統計的有意な変化があるのに対して，海岸線から十分な距離のある土地では統計的有意な変化がないことが予想される．

被説明変数の$\ln(p_{it})$は地点iの時点tにおける$1m^2$あたりの地価p_{it}の対数値である．東日本大震災後の時点ダミーを$after_t$と置く．地点iにおける共変量ベクトルを$\boldsymbol{X_{it}}$とし，線形のトレンド項を$Trend_t$と表した．$\boldsymbol{X_{it}}$は地点iの土地と建築物の属性からなる．具体的には，土地面積（m^2），上水道・下水道・ガスの供給の有無に関するダミー変数，最寄り駅からの距離(m)，土地利用ダミー，容積率，建築物の構造ダミー（鉄筋鉄骨コンクリート造，鉄筋コンクリート造，スチール造，ブロック造，木造)，建ぺい率，階層数，地下ダミーなどがある．また，地点iごとの固定効果FE_iを説明変数に加

える．そうすることで，時間を通じて変化しない観測不可能な地価への影響を取り除く．

1 つ目の推定式では，土地の標高別，もしくは海岸線からの距離別に，東日本大震災の津波経験が地価に与えた影響を推定する．それを(3-1)式に示した．

$$\ln p_{it} = \alpha + \sum_j \beta_{1j}(after_t \times I_{lji}) + \beta_2 \times after_t + \boldsymbol{X_{it}\beta_3} + Trend_t + Trend_t^2 + FE_i + e_{it} \quad \text{-(3-1)}$$

I_{lji}は地点iにおける標高や海岸線からの距離を使った処置ダミーである．ここで，処置変数$l = \{\mathrm{A}, \mathrm{D}\}$であり，A は標高(Altitude)を，D は海岸線からの距離(Distance from the coast line)をそれぞれ表す．jは処置変数lごとのグループを表す．具体的には，I_{Aji}は標高の処置ダミーであり，標高別にそれぞれ以下のようにグループ化される：1m 以下 / 1m~2m / 2m~3m / 3m~4m/ 4m~5m / 5m~6m / 6m~7m / 7m~8m / 8m~9m / 9m~10m / 10m~15m / 15m~20m / 20m~25m /25m~30m．I_{D_i}は海岸線からの距離を使った処置ダミーであり，海岸線からの距離別にそれぞれ以下のようにグループ化される：1 km 以内 / 1km~2km / 2km~3km / 3km~4km / 4km~5km / 5km~6km / 6km~7km / 7km~8km / 8km~9km / 9km~10km．αは定数項で，e_{it}は誤差項である．βは推定された係数値であり，太字表記はベクトルであることを示す．ここで，(3-1)式の操作群は，処置変数にI_{Aji}を採用した場合には，標高 30m 以上の地点となる．同様に，処置変数にI_{Dji}を採用した場合には，操作群は海岸線からの距離が 10km 以上の地点となる．

ここでの興味の係数値はβ_{1j}である．処置変数に標高を用いた場合（処置ダミーにI_{Aji}を用いた場合）には，β_{1j}は標高別に地価の震災前と震災後の差を推定する．処置変数に海岸線からの距離を用いた場合（処置ダミーにI_{Dji}を用いた場合）には，β_{1j}は海岸線からの距離別に地価の震災前と震災後の差を推定する．

1 つ目の推定式では，土地の標高，もしくは海岸線からの距離のどちらか一方を処置変数とし，東日本大震災の津波経験が地価に与えた影響を推定した．しかしながら，津波による地価への影響は『標高が低く，かつ海岸線からの距離が近い土地』で最も大きくなることが予想される．一方で，標高が低い土地であっても海岸線からの距離が遠い場合には，そのような地価への影響は小さいことが予想される．そこで，2 つ目の推定式は，標高ダミーと海岸線からの距離ダミーの両方を処置変数としてそれらの交差項を用いた，いわゆる DDD(Difference-in-Difference-in-Difference)推定法を使用する．

$$\ln p_{it} = \alpha + \sum_k \sum_j \beta_{1jk}(after_t \times I_{Aji} \times I_{Dki}) + \sum_j \beta_{2j}(after_t \times I_{Aji}) + \sum_j \beta_{3j}(after_t \times I_{Dji})$$
$$+\beta_4 \times after_t + \boldsymbol{X_{it}\beta_5} + Trend_t + Trend_t^2 + FE_i + e_{it} \quad \text{-(3-2)}$$

ここで, (3-2)式の操作群は標高 30m 以上でかつ海岸線からの距離が 10km 以上の地点である．このような地点では，東日本大震災による津波経験の影響がないと考えた. (3-2)式では，処置群のグループにおけるサンプル数を一定数以上確保するために，以下のようにグループを区分した．標高の処置ダミーI_{Aji}では次のように区分した：5m 以下 / 5m~10m / 10m~20m / 20m~30m. 海岸線からの距離ダミーI_{Dji}では次のように区分した：1 km 以内 / 1km~5km / 5km~10km.

興味の係数値はβ_{1jk}である．β_{1jk}は標高や海岸線からの距離で決められた，それぞれのグループごとの影響を推定する．ここでは，処置群のグループは 12(4×3)となった.

3.4 推定結果

表 3.1 と図 3.4 は, (3-1)式で標高ダミーを用いた推定結果を表している．津波経験による地価変動を段階的に捉えるために，標高 30m 以下の処置群は計 14 のグループに区分されている.

表 3.1 より，β_{1j}の推定値は多くが負で，特に標高 4m~9m では一貫して統計的有意に負の値を示した．標高 0m~4m では標高 2m~3m を除いて，推定値は有意に示されなかったが，住宅地として利用されることの多い標高 4m~9m では，統計的有意に負の値を示した．この結果から，東日本大震災の津波経験後に，人々は低地に対する土地への評価を下げたと考えられる．また，標高 10m 以上においては，推定値は正の値を示した．しかし，統計的な有意性は標高 25m~30m においてのみ確認された.

図 3.4 ではこれらの結果を簡易的に描写した．縦軸は推定された係数値で,横軸は標高である．この図は，津波リスクのある都道府県に住む人々は津波経験後に低地を避けて高地を好むようになったことを示唆している.

表 3.2 と図 3.5 は(3-1)式で海岸線からの距離ダミーを用いた推定結果を表している．津波経験による地価変動を段階的に捉えるために，海岸線からの距離が 10km 以下のサンプルで構成される処置群は，計 10 個のグループに区分された.

表 3.2 の結果から，海岸線からの距離が 0km~1km の地点では推定値が統計的有意に負の値であった．海岸線からの距離が 1km~7km においては正の値を示したが，推定値は統計的に有意ではなかった．一方で，海岸線からの距離が 7km~10km では統計的有意に正の値を示した．この結果から，東日本大震災の津波経験後に，人々は

海岸線からの距離の近い土地の評価を下げて，遠い土地の評価を上げたことが明らかとなった．表 3.5 ではこれらの結果を簡易的に描写した．縦軸は推定された係数値で，横軸は海岸線からの距離を表している．

表 3.1　DID 推定法の推定結果（標高と地価）

変数	(1) DID
after × 標高 1m 以下	-0.117
	(0.0903)
after × 標高 1m~2m	-0.0389
	(0.0287)
after × 標高 2m~3m	-0.0684***
	(0.0247)
after × 標高 3m~4m	0.0293
	(0.0600)
after × 標高 4m~5m	-0.0611**
	(0.0242)
after × 標高 5m~6m	-0.0479**
	(0.0190)
after × 標高 6m~7m	-0.0698***
	(0.0215)
after × 標高 7m~8m	-0.0574**
	(0.0232)
after × 標高 8m~9m	-0.0582*
	(0.0334)
after × 標高 9m~10m	0.0148
	(0.0235)
after × 標高 10m~15m	0.0308
	(0.0206)
after × 標高 15m~20m	0.0245
	(0.0171)
after × 標高 20m~25m	0.0227*
	(0.0134)
after × 標高 25m~30m	0.0514***
	(0.0172)
定数項	12.48***
	(1.412)
地点固定効果	Yes
トレンド項	Yes
サンプル数	9,034
決定係数	0.188
地点数	906

括弧内は頑健な標準誤差を表す．

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

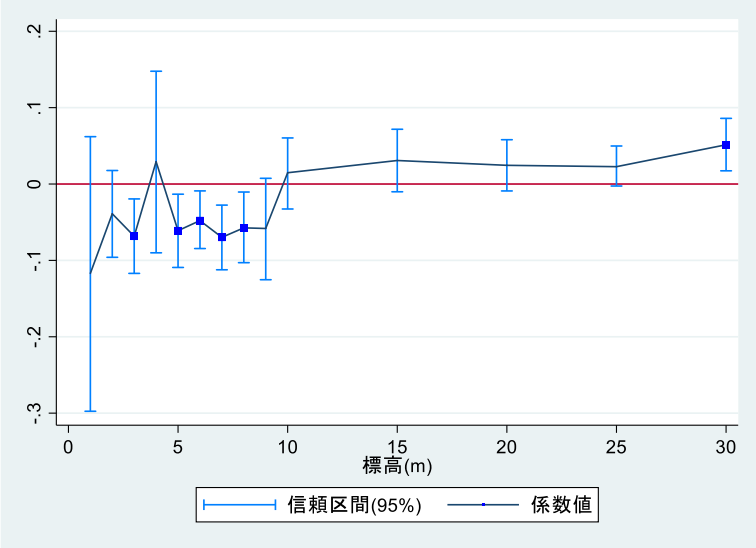


図 3.4　DID 推定法の推定結果（標高と地価）

最後に，(3-2)式の推定結果について述べる．表 3.3 にはβ_{1jk}の推定値を表した．(3-2)式の DDD 推定法では，処置群は標高と海岸線からの距離によって計 12(4×3)のグループに区分されている．したがって，操作群は標高 30m 以上で，かつ海岸線からの距離が 10km 以上の地点からなる．本研究では，これらの地点を津波経験の影響を受けていない地域と定義した．

表 3.3 の結果から，海岸線から少し離れている土地（5km~10km）であっても，標高の低い土地(5m~10m)では地価が下がった．一方で，海岸線からの距離が近い土地(1km~5km)であっても，標高が比較的高い土地(10m~20m)であれば地価は上昇していることが明らかとなった．この結果は，代替的な土地（標高や海岸線からの距離以外の利便性などの類似した特性を持つ土地）を人々が選択した結果を反映している可能性がある．また，標高が最も低い土地(0m~5m)では統計的に有意でなかったことに注意が必要である．

(3-1)式と(3-2)式の推定結果は，東日本大震災の津波経験後に，人々が標高の低い土地から標高の高く海から少し離れた土地へと選好をシフトさせたことを示唆している．しかしながら，最も標高の低い地点の地価は有意に変化していない．その理由のひとつとして，このような標高が最も低い土地は住宅地としてよりも，工業地や商業地として利用されていることが挙げられる．一般的に，商業地や工業地の建物は一般的な住宅よりも大きく頑丈である．そのため，住宅地と比較して，商業地や工業地では人々が津波の被害を小さく見積もっている可能性がある．また，もうひとつの理由として，このような標高の低い土地では東日本大震災の前から津波のリスクが地価に反映されており，つまり人々は東日本大震災の前から津波のリスクを十分に認知して

いた可能性がある．そのため，東日本大震災の前後で地価の変化を推定しても有意な変化がなかったと考えられる．

表 3.2　DID 推定法の推定結果（海岸線からの距離と地価）

変数	(1) DID
after × 距離 1km 未満	-0.0728***
	(0.0217)
after × 距離 1km~2km	0.0184
	(0.0452)
after × 距離 2km~3km	0.0390
	(0.0274)
after × 距離 3km~4km	0.0336
	(0.0211)
after × 距離 4km~5km	0.0243
	(0.0290)
after × 距離 5km~6km	0.0360
	(0.0254)
after × 距離 6km~7km	0.0405
	(0.0259)
after × 距離 7km~8km	0.0489**
	(0.0203)
after × 距離 8km~9km	0.0600**
	(0.0277)
after × 距離 9km~10km	0.0701***
	(0.0203)
定数項	12.63***
	(1.442)
地点固定効果	Yes
トレンド項	Yes
サンプル数	9,034
決定係数	0.188
地点数	906

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

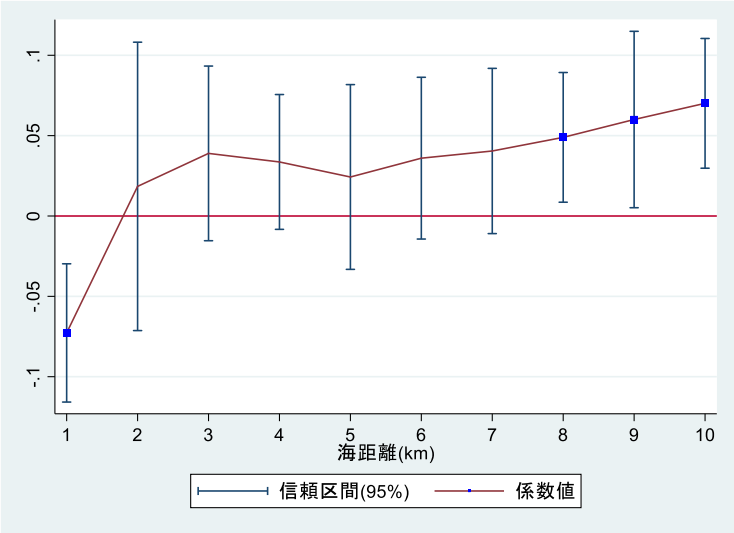


図 3.5　DID 推定法の推定結果（海岸線からの距離と地価）

表 3.3　DDD 推定法の推定結果

海岸線からの距離				
5km~10km	-0.0709	-0.151***	0.0616	-0.0333
	(0.0517)	(0.0422)	(0.0394)	(0.0379)
1km~5km	-0.0361	-0.0763***	0.114***	-0.000779
	(0.0354)	(0.0241)	(0.0385)	(0.0334)
1km 未満	-0.0767	-0.131**	0.0561	-0.00271
	(0.0536)	(0.0620)	(0.0586)	(0.0924)
	5m 以下	5m~10m	10m~20m	20m~30m

標高

3.5　津波想定浸水深の影響について

前節で見たように，南海トラフ大地震による津波被害が予想される都道府県では，東日本大震災の津波経験後に，人々が統計的有意に土地への選好を変化させたことが明らかとなった．具体的には，標高の低い地点では地価が減少したのに対して，比較的標高が高く海から離れた地点では地価が上昇した．このような都道府県における東日本大震災後の有意な地価変動は，津波被害を避けようとした人々の潜在的な土地選好を反映している可能性が高い．つまり，人々にとって標高が津波リスクの代理的な指標であることが示唆される．ここで，もうひとつの津波リスクに関する指標として津波想定浸水深を用いる．これは，南海トラフ大地震による津波で浸水が予想される

地域を描写したポリゴンデータである.

表 3.4　DID 推定法の推定結果（津波想定浸水深による影響をコントロール）

変数	(1)	(2)	(3)	(4)
after	-0.0110***	-0.00616	-0.0159	-0.0168
	(0.00341)	(0.00916)	(0.0143)	(0.0144)
after × 浸水深 0.3m 以下	-0.0830*	-0.0492	-0.0724	-0.0481
	(0.0455)	(0.0336)	(0.0496)	(0.0336)
after × 浸水深 0.3m~1m	-0.0485	-0.0141	-0.0441	-0.0187
	(0.0465)	(0.0401)	(0.0406)	(0.0356)
after × 浸水深 1m~2m	-0.0557	-0.0211	-0.0470	-0.0224
	(0.0383)	(0.0394)	(0.0323)	(0.0345)
after × 浸水深 2m~5m	-0.0765***	-0.0410*	-0.0584**	-0.0343
	(0.0210)	(0.0232)	(0.0223)	(0.0225)
after × 浸水深 5m~10m	-0.178***	-0.144***	-0.119***	-0.106***
	(0.0294)	(0.0371)	(0.0320)	(0.0348)
after × 標高 5m 以下		-0.0406		-0.0413
		(0.0288)		(0.0287)
after × 標高 5m~10m		-0.0345*		-0.0368**
		(0.0177)		(0.0179)
after × 標高 10m~20m		0.0283**		0.0177
		(0.0137)		(0.0142)
after × 標高 20m~30m		0.0368***		0.0246**
		(0.0110)		(0.0103)
after × 距離 1km 未満			-0.0541**	-0.0266
			(0.0232)	(0.0266)
after × 距離 1km~5km			0.0111	0.0263
			(0.0239)	(0.0193)
after × 距離 5km~10km			0.0274	0.0269*
			(0.0182)	(0.0161)
定数項	10.96***	10.91***	11.13***	11.03***
	(0.632)	(0.563)	(0.621)	(0.557)
地点固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
トレンド項	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	7,744	7,744	7,744	7,744
決定係数	0.621	0.645	0.640	0.656
地点数	777	777	777	777

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

予想される浸水被害の大きさ別に，以下のように区分されている：0.3m 以下/ 0.3-m~1m / 1m~2m / 2m~5m / 5m~10m．このポリゴンデータを，これまで使用したデータセットにマッチさせる．このデータは各自治体によって調査され，現在では 35 都道府県で調査が行われている．各自治体は調査をした後にその詳細データを一般に公表するかどうかを選択できる．和歌山県は調査を行ったものの，詳細なデータを一般に公表していない．そのため，本節では和歌山県を除いた 3 つの都道府県で分析を行う（総サンプル数は 7,744 となった）．

表 3.4 では，津波想定浸水深の効果をコントロールした上での，標高ダミーや距離ダミーが地価に与える影響を推定した．第(1)列は(3-1)式の DID 推定法の，標高ダミーや距離ダミーを津波想定浸水深ダミーに置き換えた結果を表している．第(2)列は第(1)列の推定式に after×標高ダミー の交差項を追加した推定式で，第(3)列は第(1)列の推定式に after×距離ダミー の交差項を追加した推定式である．第(4)列は，第(1)列の推定式に after×標高ダミー と after×距離ダミー の両方を追加した推定式である．

表 3.4 から，東日本大震災の津波経験後に，津波想定浸水深が 5m~10m の地点で統計的有意に地価が下がったことが明らかになった．さらに，これまでの結果と同様に，標高が相対的に低い地点(5m~10m)で地価が下がり，相対的に高い地点(10m~20m)で地価が上がった．また，海岸線からの距離による地価への影響は，第(3)列においてのみ有意に示された．したがって，津波想定浸水深による地価への影響をコントロールしても，これまでと同様の結果が得られた．

次に，津波想定浸水深による地価への影響をコントロールした DDD 推定法を試みる．具体的には，(3-2)式に after×津波想定浸水深ダミー の交差項を追加する．その結果を表 3.5 に表した．その結果は，おおよそ表 3.3 と同じであった．直接的な津波リスクの指標である津波想定浸水深では東日本大震災後の地価変動の一部を説明できるに留まった．一方で，人々は標高や海岸線からの距離を参考に土地への選好を決めていることが考えられる．つまり，津波リスクの代理的な指標として標高や海岸線からの距離を用いていることを表している．これは 2 つの可能性を示唆している．一つ目は津波想定浸が正しく津波リスクを計測できており，人々がそれよりも過剰にリスクを認識しているケースである．二つ目は人々が正しく津波リスクを評価しており，津波想定浸水深が津波リスクを過小に見積もっているケースである．前者では，各自治体が津波想定浸水深の情報を人々に広く伝える必要がある．後者では，津波想定浸の情報をアップデートする必要がある．

表 3.5　DDD 推定法の推定結果（津波想定浸水深による影響をコントロール）

(a) β_{1jk}の推定値

海岸線からの距離

5km~10km	-0.00113	-0.110***	0.0782	-0.0314*
	(0.0270)	(0.0380)	(0.0535)	(0.0183)
1km~5km	-0.0320	-0.0354**	0.134**	-0.0130
	(0.0374)	(0.0173)	(0.0535)	(0.0198)
1km 未満	-0.0435	-0.112**	0.0562	-0.207***
	(0.0459)	(0.0541)	(0.0668)	(0.0450)
	5m 以下	5m~10m	10m~20m	20m~30m

標高

(b) 津波想定浸水震ダミーの処置効果

変数	(1) DDD
after × 浸水深 0.3m 以下	-0.0517
	(0.0392)
after × 浸水深 0.3m~1.0m	-0.0142
	(0.0323)
after × 浸水深 1m~2m	-0.0184
	(0.0334)
after × 浸水深 2m~5m	-0.0388*
	(0.0227)
after × 浸水深 5m~10m	-0.113***
	(0.0311)
定数項	12.63***
	(1.442)
Land FE	Yes
Trend	Yes
Observations	7,744
R-squared	0.188
Number of landaddress	777

括弧内は頑健な標準誤差を表す.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3.6　おわりに

本研究は，南海トラフ大地震による津波被害が予想される都道府県で，東日本大震災の津波経験がどのような土地に影響を与えたのかを推定した．ここでは，標高や海岸線からの距離に着目した. DID/DDD 推定法を使うことで，津波経験の前後の比較を試みた.

最初に，間接的な津波リスクの指標として，標高と海岸線からの距離に着目した．その結果，比較的標高の低い地点(5m~10m)と海岸線からの距離が近い地点では津波経験後に地価が下がった．一方で，比較的標高が高い地点では津波経験後に地価が上がった．この結果は，人々が東日本大震災の津波経験後に標高の低い地点から高い地点へと土地への選好を変化させたことを示唆している.

次に，津波想定浸水深の処置効果を考慮した推定を行った．その結果，津波想定浸水深による地価変動をコントロールしても，同様の結果が得られた．さらに，津波想定浸水深は東日本大震災後の地価変動の一部を説明できるに留まった．一方で，人々は標高や海岸線からの距離を参考に土地への選好を決めていることが示唆された．この結果を受けて，もし人々が津波のリスクを過大に評価しているならば，地方自治体は津波浸水想定浸の情報をこれまでよりも広く普及させる必要があるだろう.

最後に，今後の研究では，実際に人々が土地選好の変化に基づいて移動しているかどうかを明らかにしたいと考える．つまり，東日本大震災の津波経験後に，地価が下がった土地から，地価が上がった土地への人口移動が実際にあるかどうかについて議論したい.

参考文献

・Beron,Kurt J. (1997) ‘An Analysis of the Housing Market before and after the 1989 Loma Prieta Earthquake’, Land Economics, 73(1), pp.101-113.

・Ferreira, S., Liu, H. and Brewer, B. (2018) ‘The housing market impacts of wastewater injection induced’, Journal of Environmental Economics and Management. Elsevier Ltd, 92, pp. 251–269. doi: 10.1016/j.jeem.2018.08.006.

・Kawaguchi, D. and Yukutake, N. (2017) ‘Estimating the Residential Land Damage of the Fukushima Accident’, Journal of Urban Economics, 99, pp.148-160.

・Nakagawa, M., Saito, M. and Yamaga, H. (2007) ‘Earthquake risk and housing rents: Evidence from the Tokyo Metropolitan Area’, Regional Science and Urban Economics, 37(1), pp. 87–99. doi: 10.1016/j.regsciurbeco.2006.06.009.

・Nakanishi, H. (2017) 'Quasi-experimental evidence for the importance of accounting for fear when evaluating catastrophic events', Empirical Economics 52, pp. 869–894. doi: 10.1007/s00181-016-1084-6.
・Sato, K., Matsuura, H., Tanaka, Y. and Nagamatsu, S.(2016)'The Effects of Disaster Risk Information on the Real Estate Market in Japan: A Hedonic Approach', ESRI Discussion Paper Series, 327, Economic and Social Research Institute.
・Tanaka, K. and Managi, S. (2016) 'Impact of a disaster on land price: evidence from fukushima nuclear power plant accident', Singapore Economic Review 61(1), pp. 1–16. doi: 10.1142/S0217590816400038.
・Yamane, F., Ohgaki, H. and Asano, K. (2013) 'The Immediate Impact of the Fukushima Daiichi Accident on Local Property Values', Risk Analysis 33(11). doi: 10.1111/risa.12045.