RIETI Discussion Paper Series 24-J-031

大規模自然災害が子供の身体的健康資本蓄積に及ぼす長期的影響とその異質性

湯田 道生
経済産業研究所

RIETI
Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA
独立行政法人経済産業研究所
https://www.rieti.go.jp/jp/

RIETI Discussion Paper Series 24-J-031
2024 年 12 月

大規模自然災害が子供の身体的健康資本蓄積に及ぼす長期的影響とその異質性†

湯田道生
東北大学大学院経済学研究科／経済産業研究所

要　旨

生活環境を劇的に変える予期せぬ大規模な自然災害は学齢期の子供の教育機会を中断し，彼らの人的資本形成に必要な認知・非認知能力や教育達成に大きな悪影響をもたらす。しかしながら，それによって同時に強制的に制限される運動機会の減少が学齢期の子供の身体的健康に与える影響については，これまで十分に分析されてこなかった。運動と学力に正の相関関係があることを踏まえれば，大規模災害の負のショックに起因する教育リターンは，この正の相関を通して過小に評価されてきた可能性がある。本研究では，運動能力を詳細に計測した政府統計の調査票情報を用いて，局所的に発生した壊滅的な自然災害が学齢期の子供の発育や運動能力に与えた影響を推定している。差分の差分法による分析の結果，発育に対する壊滅的な自然災害の平均処置効果はほとんどないが，より厳格な屋外活動規制を課された地域では，その規制解除後も長期にわたって子供の体重と肥満度が高止まりしていることが確認された。また，大規模自然災害後に運動能力は有意に下がったことが確認されたが，その低下は震災直後の一時的なものが多く，長期的な影響は限定的であることが分かった。さらに，この学齢期の発育や運動能力に与える影響は，胎児起源仮説やライフコースの初期に受ける健康ショックに関する一連の研究とも整合的であることが確認された。これらの証拠は，発育のみならず運動能力を含む身体的な健康水準が教育達成およびそれらを媒介して得られる将来の社会経済地位に与える因果効果の推定において重要な交絡因子になっている可能性を示唆している。

キーワード: 自然災害，発育，運動能力，胎児起源仮説，ライフコースモデル，差分の差分法
JEL Classification Codes：I10, Q54

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

† 本研究は，国立大学法人東北大学と独立行政法人経済産業研究所が締結した研究交流協定における研究成果の一部である。本稿の旧稿に対して，乾友彦，奥平寛子，菅万理，熊谷成将，黒川博文，黒田雄太，後藤潤，佐野晋平，瀧井克也，冨浦英一，中田大悟，中村さやか，山村英司の各氏および 2021 年度日本経済学会春季大会，関西労働研究会，2021 the World Congress of the International Health Economics Association，経済産業研究所 DP 検討会の参加者からは有益なコメントを頂戴した。本研究で使用している『体力・運動能力調査』の調査票情報は，統計法（第 53 号）第 33 条に基づき，文部科学省およびスポーツ庁より利用を許可されたものである。本研究は科学研究費補助金（基盤研究（C），#22K01532）および環境研究総合推進費・委託費（戦略的研究，S-18）の研究成果の一部である。ここに記して感謝の意を表したい。残された本稿における誤りはすべて筆者の責任である。

1. 序論

幼少期の健康状態は，学齢期の成績や教育達成，そして成人後の健康や所得および多くの社会経済地位と強い関連があることは，多くの研究によって立証されてきた（Heckman, 2007; Currie, 2009; Almond and Currie, 2011; Baker and Stabile, 2012; Almond et al., 2018 for reviews）。その中には親の社会経済的地位の負の変化や自然環境の悪化によって子供の健康資本は大幅に減少し，それが将来の成果変数に対しても多様な悪影響を及ぼすことを明らかにしている研究も存在する。例えば，胎児期における負の健康ショックの発生は，早産や低体重出生といった低水準の健康の初期賦存量の原因となり，その後の健康や発育に対して負の影響を与える。この胎児起源仮説（fetal-origin hypothesis）の提唱とそれを支持する証拠の研究蓄積によって，母親の健康を守ることが，子供が良好な健康水準を得る最も効果的な方法の一つとなりうることが主張されてきた（e.g., Behrman and Rosenzweig, 2004; Almond and Mazumder, 2005; Almond, 2006; Black et al., 2007; Oreopoulos et al., 2008; Jayachandran, 2009; Royer, 2009; Barreca, 2010; Nakamuro et al., 2013; Sotomayor, 2013; Lin and Liu, 2014; Carlson, 2015; Quintana-Domeque and Ródenas-Serrano, 2017; Persson and Rossin-Slater, 2018; Matsushita et al., 2018; Ogasawara, 2018; and Baguet and Dumus, 2019）。

これらの総説論文ではまた，出生後の政策処置や負の健康ショックといった様々な外的環境の変化を自然実験とみなして，子供の健康の決定要因やそれが将来の社会経済地位に与える影響を life course model に基づいて評価している証拠についても言及している（e.g., Currie and Stabile, 2006; Currie et al., 2010; Lundborg et al., 2014; Adhvaryu et al., 2019; Yuda, 2020; Pacheco and Wagner, 2023）。例えば，地震やハリケーン，異常気象などの予期せぬ自然災害は，広範囲にわたる地域社会全体に大きな被害をもたらし，それはしばしば子供の教育機会の中断をもたらす。このような計画的ではない短期的な一斉休校や長期的な学校閉鎖が，将来の人的資本形成に必要な認知能力や非認知能力，教育達成に悪影響を及ぼすことは，いくつかの研究で明らかにされている（Marcotte, 2007; Marcotte and Hemelt, 2008; Aucejo and Romano, 2016; Meyers and Thomasson, 2021; Ager et al., 2024）[6]。

しかし，学校閉鎖によって同時に強制的に制限される運動機会の減少が，発育や運動能力に代表される子供の身体的健康に与える影響についてはあまり議論されていない。いくつかの研究では，運動機会の確保が無作為割り当てではないことによる選択効果を除去したうえで，学齢期における高い身体的健康水準が将来の社会経済地位に良好な影響を与えることを明らかにしている。例えば，学生時代の日常的な運動機会は，学生個人の自制心や忍耐力を養わせるとともに，規律やチームワークの向上を促し，それが将来の高い労働生産性につながる（Long and Caudill, 1991）。この直接的な効果について Barron et al. (2000)や Stevenson（2010）は，高校在学時のスポーツ参加が，将来の雇用や高賃金をもたらしていることを発見している。また，運動には，その場の状況判断から実際の運動の実行に至るまで，脳のほとんど全ての領域を使うことから，Sibley and Etnier (2003)や Hillman et al.（2008）などの医学的な研究をまとめた総説論文では，有酸素運動が認知能力と脳機能に及ぼす正の健康効果を持つことが報告されている。このような間接的な経路を考慮した経済学的な研究は，中学（Lipscom，2007），高校（Stevenson，2010），大学

[1] その一方で，健康資本モデル（Grossman, 1972）に基づき，教育と健康の関係を評価する研究は Kenkel (1991)をはじめ多く存在するが，Xue et al. (2020)のメタ分析によれば，その全体的な効果は実質的にゼロであり，教育は健康に対して明確な利益をもたらさないとしている。

（McCormick and Tensley, 1987; Long and Caudill, 1991）のそれぞれの教育段階において身体活動と成績や教育達成および所得の間に正の相関や因果効果があることを確認している。さらに，幼少期の規則正しい運動習慣が高身長や非肥満などの良好な発育をもたらし，それらが将来の良好な健康や社会経済地位につながることも明らかにされている（Persico et al., 2004; Marcus et al., 2021; NCD Risk Factor Collaboration, 2017; Bittmann, 2020; Thompson et al., 2023）。そして，これらの直接および間接的な影響は，人種や性別そして就業後の職種によって異なることも報告されている（Eide and Ronan, 2001; Henderson et al. 2006）[2]。

これらの文献は，幼少期の健康資本や人的資本形成が将来の教育達成や社会経済地位にもたらす影響を検証しているこれまでの研究結果に対して重要な示唆を提供している。すなわち，学齢期の身体的健康と認知能力および教育達成における有意な正の相関が大きい場合，先行研究で報告されてきた教育が将来の社会経済地位に与える正の因果効果は，教育そのものの真の効果に身体的健康の水準や運動習慣による相乗効果が加わっている過大な推定値かもしれない。

本稿では生活環境を劇的に変えた大規模自然災害への曝露が学齢期の発育と運動能力といった身体的健康資本蓄積に与える影響を推定する。この目的を達成するために，本稿では 2011 年 3 月 11 日に日本で発生した大規模な自然災害（東日本大震災）に注目する。次節で詳述するが，東日本大震災は 19 世紀以降の日本における観測史上最大の大地震であり，それに伴って発生した大津波とともに東北地方の広範な地域に甚大な被害をもたらした。特に，北方の岩手県と宮城県では，その後数か月から数年にわたって多くの学校が避難所として使用され，被災地の子供の教育機会と運動機会は大きく制限された。また，大地震と大津波が引き起こした世界最悪レベルの福島第一原子力発電所の事故によって大気中に放出された放射性物質からの健康被害を防止するために，福島県は 4 年にわたり屋外での活動をより強く制限した。

本分析では，文部科学省とスポーツ庁が日本の公立小中高校に通う子供を対象に毎年実施している運動能力を調べている政府統計の調査票情報を使って，差分の差分法のフレームワークによって分析した結果，以下の三つのことが分かった。第一に，東日本大震災の発育に対する平均処置効果はほとんどないが，より厳格な屋外活動規制が課された福島県では，その規制解除後においても，子供の体重と肥満度がそのまま高止まりしていることが分かった。第二に，東日本大震災後に，被災地の小学生と中高校生の総合的な運動能力の指標は 1.5%ポイントと 3.0%ポイントそれぞれ有意に下がることが確認された。ただし，この低下は震災直後の一時的なもので，長期的な影響は限定的であった。さらに，東日本大震災が学齢期の発育や運動能力に与える影響は，胎児起源仮説やライフコースの初期に受ける健康ショックに関する一連の研究とも整合的であることが確認された。運動と学力に正の相関関係があることを示した多くの証拠を踏まえれば，本分析の結果は，学齢期の身体的健康水準が，教育から将来の社会経済地位に与える因果効果の推定において重要な交絡因子になっている可能性を示唆している。

本稿は，次の2つの既存文献と密接な関係がある。第一に，本稿は子供の健康の決定要因に

[2] その一方で，Rees and Sabia（2010）では観察できない個人の異質性を除去すると，この相関関係は頑健に確認されないことを報告している。また，Maloney and McCormick (1993)や Robst and Keil (2000)は，大学生の体育会でスポーツをしている学生の成績と運動に負の相関があることを発見しているが，これは，彼らの入学時点での学力が低いことが進学後の成績が良好でないことにつながっていることを明らかにしている。

関する研究のうち，特に予期せぬ大規模災害が健康に与える悪影響に関する文献と密接な関係がある。冒頭の総説論文によれば，胎児期における自然災害への曝露や早産や低体重出生といった低水準の健康の初期賦存量や出生後の負の健康ショックは，乳幼児死亡や幼少期の健康（Almond et al., 2005; Clay et al., 2018）や発育（Behrman and Rosenzweig, 2004; Black et al., 2007; Lin and Liu, 2014）に対して悪影響をもたらすことが確認されている。しかしながら，被災者の年代を問わず，大規模自然災害が短期的もしくは長期的に運動能力にどのような影響を与えているのかは，筆者の知る限り分析されていない。

第二に，この研究は，予期せぬ局所的もしくは全国的な一斉休校や学校閉鎖の影響を検証した文献にも関係がある。前者については，Marcotte (2007)と Marcotte and Hemelt (2008)が，米国メリーランド州における大雪による休校が 3 年生から 8 年生の試験成績を有意に下げたことを発見しており，Aucejo and Romano (2016)は，米国ノースカロライナ州における季節性インフルエンザの流行による休校が，3 年生から 5 年生の成績に対して負で有意な相関を持つことを確認している。全国的な影響については，Meyers and Thomasson (2021)が 1916 年に米国で発生したポリオの流行の短期的な影響を推定しており，その時代の学童の教育達成が他世代よりも低いことを明らかにしている。また，Ager et al. (2024)は，1918 年のインフルエンザパンデミック時に学校閉鎖を経験した子供の教育達成や成人後の労働市場の成果は，長期的な影響を受けていないことを明らかにしている。これらの研究では，予期せぬショックを受けた世代とそうではない世代との比較を行っているが，運動能力に与える影響を分析した研究は皆無である。また，ショックの発生した年に子供の健康に影響を与える大きなマクロショックが他にない場合に限り，これらの推定値は等しくなるが 1910 年代のポリオとインフルエンザのパンデミックについては，第一次世界大戦の影響との識別問題がしばしば議論される（Beach et al., 2022）。この研究で注目する東日本大震災は，局所的な自然災害であるが，Carvalho et al. （2021）が指摘するように，経済主体の因果効果を識別するうえで 2 つの重要な特徴を有する。第一は，震災による大規模な被害が被災地の経済に大きな負の影響を与えたことであり，第二は，東日本大震災は東北地方を中心とする沿岸部が大きな影響を受けた局所的なショックで，日本経済のごく一部にしか直接影響を与えなかったことである。これらの特徴は、地震の外生的な性質と相まって，一部の人々が大きな負のショックにさらされるという自然実験環境を提供している。

なお，いくつかの研究では，東日本大震災が，小学校低学年（Yamamura，2016）や中高年（Yuda and Lee，2022），そして高齢者（Sannabe et al., 2020）の短期的な健康指標を有意に悪化させたことを報告しているが，子供の発育と運動能力を長期にわたって検証した研究は，筆者の知る限り存在しない。また，本稿の結果は，COVID-19 パンデミック期に世界各国で実施された学校閉鎖の長期的な影響を予測するうえでも重要である。このパンデミック期には，子供の学力は低下し（Agostinelli et al., 2022; Guariso and Bjorkman, 2023; Katharina and Woessmann, 2023），体重は増加した（Takaku and Yokoyama，2021）が，メンタルヘルスは改善した（Björkegren et al., 2024）ことがそれぞれ報告されている。しかしながら，運動能力に対する影響を検証した研究はなく，現時点ではそもそも COVID-19 パンデミックの長期的な影響を検証・議論できるほどまだ十分な長期にわたるデータは蓄積されていない。

本稿の構成は以下の通りである。次節では本研究の背景となる東日本大震災の概略を述べる。3 節ではデータとサンプルの特性および，本分析の識別戦略について説明する。4 節では実証結果を報告し，5 節では追加的な分析を通して結果の頑健性を報告する。6 節は結論である。

2. 背景:東日本大震災後の学校環境の変化

2011 年 3 月 11 日に三陸沖を震源地として発生したマグニチュード 9.0 の大地震とそれに伴って発生した大津波は，岩手・宮城・福島県にまたがる日本列島の太平洋側約 400km の沿岸地域を襲い，各地に甚大な被害を与えた。東日本大震災は1900年以降で，日本では観測史上最大，世界でも 4 番目の規模の大地震である。この自然災害は，死亡者数 19,775 人，行方不明者数 2,550 人，負傷者数 6,242 人という人的被害（2024 年 3 月 1 日時点）をもたらし，40 万棟以上の建物を全半壊させ（総務省消防庁，2024），その被害総額は 16.9 兆円にのぼると推定されている（内閣府，2020）。

この局所的な自然災害は性質の異なる 2 つの壊滅的な被害をもたらした。一つは，被災した地域の北方に位置する岩手県と宮城県の沿岸地域における大地震と大津波による直接的な被災である。両県における死亡者は全体の約 8 割を占め，行方不明者と負傷者は全体の 9 割以上を占めている。これらの地域では，地震発生直後に近隣住民に避難指示が出され，その後数か月から数年にわたって，被災を免れた学校施設は地域住民の避難所として活用された。特に大津波による浸水被害が甚大であった沿岸地域では，長期にわたって体育館や教室が避難所として利用され，校庭には仮設住宅が建設され，教職員は避難所化した学校施設の管理運営にあたり多忙を極め，そして一部の学校が統廃合されたことなどから，被災地の児童や生徒は，ソフトとハードの両面において，日常的な教育機会や運動機会を失った。もう一方は，福島県における東京電力福島第一原子力発電所の事故による被災である。大地震の発生後に福島第一原子力発電所の原子炉は自動停止したが，原発は地震によって外部電源も含めた全ての電源を失い原子炉の冷却を行うことができなくなった。さらに，大津波が原子炉の海水冷却設備を損壊させ，非常用電源設備も機能不全に陥れたため，最終的に 3 つの原子炉がメルトダウンを起こし，大量の放射性物質が大気中に放出される世界最悪レベルの原子力事故が発生した。この事故は，国際原子力機関（IAEA）と経済協力開発機構原子力機関（OECD/NEA）が定めた国際原子力事象評価尺度（INES）において，1986 年に発生したチェルノブイリ原発事故と同等のレベル7（深刻な事故）として認定されている。この放出された放射性物質の人体への影響を最小限にするために，福島県内の小中高校では，屋外活動を強く制限した。具体的には，事故直後の 2011 年 6 月には，県内の公立小中高校の 15％で屋外活動が全面的に制限，同 50％で一部が制限をされた。その後の放射線量の低下を踏まえて，2015 年にはこれらの制限は撤回されたが，文部科学省の『学校保健統計調査』では，震災後の福島県では，子供の肥満や心身不調者数などの健康指標が悪化したことを報告している。

3. データと識別戦略

3.1 データの概要

本分析で使用するデータは，文部科学省とスポーツ庁が実施している『体力・運動能力調査（*Physical Fitness and Athletic Ability Survey*, PFAAS）』の調査票情報である。この調査は，多様な運動能力を測定することを通して日本国民の体力と運動能力の現状を明らかにすることを目的としており，1964 年に開催された東京オリンピック以降毎年行われている。調査対象は，各年 4 月

1 日時点の 6 歳から 79 歳までの広範な年齢層であり，児童（6 歳～11 歳，公立校のみ）・生徒（12～19 歳，中学と高校は公立校，大学等は国公立校）・成人（20～64 歳）・高齢者（65～79 歳）の 4 つの年齢階層にわたって実施されている。調査結果は，国民の体力向上と健康維持や増進，そして体育・スポーツ活動の指導や行政上の基礎資料としても活用されており，その継続性と包括性は世界でも類を見ない調査である。

1998 年に改定された現在の調査は，運動能力を調べる実技調査と生活習慣を尋ねる書面調査で構成されている。実技調査では，筋力・筋持久力・柔軟性・敏捷性・全身持久力・跳能力・走能力・投能力を測る 8 種目の記録を測定し，それぞれの記録に対して 1 点から 10 点までの得点が与えられる（具体的な種目や記録と得点の対応に関する詳細は，補論 A を参照）。なお，実施日に欠席して記録がない者は，総得点を 80 点換算した得点（小数以下切り捨て）が記録されている[3]。書面調査では，対象者の性別や年齢，体格（身長と体重），居住地（都道府県）や都市規模などの基本的な個人属性に加えて，民間のスポーツクラブへの加入，運動頻度，朝食頻度，睡眠，余暇などの生活習慣に関する質問も含まれている。

本研究の分析期間はデータが利用可能である 2006～2019 年の 14 年間であり，以下の理由により，6～17 歳（小学生，中学生および高校生）の子供の発育と運動能力の変化を分析対象とする。第一の理由は，これらの対象者が共通した無作為抽出によって選定されているためである。具体的には，まず各都道府県の教育委員会が，文部科学省が毎年実施している『学校基本調査（*School Basic Survey*，SBS）』の学校コードを基にした機械的な方法によって県内の公立小中高校を順序付けする。そこから無作為抽出された学校は，各学年の 1 番目から順に調査対象数に見合う普通学級を抽出し，その学級の全生徒に対して実技・書面調査を行う。調査終了後に，生徒名簿から学籍番号順に調査対象数と同数の客体を抽出して報告する。なお，抽出される客体数は，1 校 1 学年あたり，小学校は男女 8 名ずつ，中学校は男女 10 名ずつ，高校は男女 9 名ずつ（定時制は男女 2 名ずつ）と定められている[4]。つまり，本調査は同一の個人を追跡しているパネルデータではなく，毎年調査客体が入れ替わる繰り返しクロスセクションデータである。なお，2006 年における公立学校の割合は，小学校が 98.8％，中学校が 92.7％，高校が 75.1％であるため（文部科学省『学校基本調査』），これらの大部分の子供が母集団に含まれている。さらにこのデータにはいくつかの利点がある。第一は，児童と生徒の調査項目がほぼ同一であるため，発育や運動能力の推移を最大 12 年間観察することができる。また，この実技調査は体育の授業時間中に実施されるため，分析期間の平均回収率（範囲）は児童が 99.3（96.3－100.0）％，中学生が 99.2

[3] 欠席者を除いたサンプルでも分析を行ったが，主な結果に大きな違いは見られなかった。詳細は補論 B を参照のこと。

[4] これに対して，他の年齢層のサンプル抽出は，以下のように行われている。18 歳以上の学生については，文部科学省が指定した国立高専・国立大学・公立短大に所属する学生が調査対象となっているが，教育機関の選定や客体抽出に関する明確なルールは公表されていない。また，2006 年における全大学に占めるこれらの国公立学校の割合は 25.3％にすぎない（文部科学省『学校基本調査』）。成人と高齢者の客体抽出については，都道府県・市区町村教育委員会が，地域・性・年齢・職業に偏りがないように参加依頼を行って決定すると文部科学省・スポーツ庁は定めているが，各都道府県で，具体的にどのような形で依頼や選定が行われているのかは公表されていない。また，これらの客体に対する調査の実施時期は 5-10 月と定められているが，調査月に関するデータがないため，季節による気候の違いが実技調査の記録に与える影響を制御することができない。

(95.6－100.0)％，高校生が 97.0(94.9－98.0)％と非常に高い。そして，日本の学校暦により，身長と体重の計測時期が 4 月，実技調査の実施時期が 5～7 月と定められているため，季節性を制御することが容易であるという利点がある。しかしながら，PFAAS では対象となった学校名が公表されていないため，分析では観察できない個別の学校効果を考慮することができないという欠点があり，また，原発事故に伴う屋外活動規制の影響で，2011 年は福島県で調査は実施されていない[5]。

3.2 識別戦略

東日本大震災は局所的な大規模自然災害であるため，この影響を推定した多くの研究では，差分の差分（difference-in-differences，DD）法によるフレームワークが採用されている（例えば，Yamamura, 2016; Hanaoka et al., 2018; Carvalho et al., 2021; Yuda and Lee; 2022）。本分析では下記の(1)式を推定する。

$$\ln Y_{ipt} = \beta_1 AA_{ip} + \beta_2 EQ_{it} + \beta\left(AA_{ip} \times EQ_{it}\right) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{x}} + \mathbf{z}_{pt}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{z}} + \lambda_p + \tau_t + u_{ipt} \tag{1}$$

Y は結果変数で，都道府県 p の公立校に通学している t 年における個人 i の発育および運動能力である。発育は身長と体重および肥満度であり，身長と体重は主に 4 月に各学校で実施される定期健康診断における測定値，肥満度は BMI（body mass index）である[6]。運動能力は，実技調査の総得点であり，得点が高いほど運動能力が高い（補論 A を参照）。AA（afflicted areas）は被災地域（岩手・宮城・福島県）に1を取るダミー変数，EQ は大地震が起こった 2011 年以降に1を取るダミー変数であるため，この交差項の係数 β は震災が Y に与える平均処置効果（average treatment effect on the treated, ATET）である。大規模震災に起因する学校閉鎖や屋外活動規制の負の健康ショック β は，肥満については正値，総得点と身長については負値に推定されることが予想される。ただし，本分析で用いているデータは繰り返しクロスセクションデータであるため，このβ は一つの母集団の平均的な影響を示しているのではなく，各年（各母集団）の平均的な影響の平均を捉えている点には注意が必要である。

$\mathbf{x}$ は定数項を含む説明変数群であり，書面調査から得られる年齢，性別（女子），朝食習慣，スポーツクラブの加入状況，居住地の都市規模などの個人属性が含まれている。年齢は調査年 4 月 1 日時点の年齢であり，回帰分析では 6 歳（中高校生サンプルでは 12 歳）をリファレンスグル

---

[5] 福島県の例に限らず，例年の実施時期（5～7 月）と 3 月に発生した東日本大震災の混乱期が重複している可能性があるため，2011 年のデータを全て除いたデータ（つまり donut hole 推定）でも分析を行った。しかしながら，主な結果と大きな違いは見られなかった。詳細は補論 B を参照のこと。

[6] 学齢期は年齢に伴って身長と体重が異なる比率で大きく変化するため，BMI は必ずしも子供の肥満度を示す適切な指標とならないことも指摘されている（de Onis et al., 2007）。例えば，世界保健機関は，BMI を月齢に応じた標準身長と標準体重で標準化した BMI z-score を未成年（5～19 歳）の肥満の指標として公表しており（de Onis et al., 2007），実際にこれを肥満の代理変数として用いている研究もある（Cawley et al., 2013; Yamamura, 2016）。BMI ではなく BMI z-score を用いても主な結果はほとんど変わらないが，共通トレンドの仮定が統計的に満たされなかったため，本論では BMI を用いている。具体的な結果はリクエストに応じて提供することが可能である。

ープとするダミー変数群を用いて加齢の影響を制御する。朝食習慣とスポーツクラブの加入状況は生活習慣や家庭環境の代理変数であり，良好な生活習慣や家庭環境は，良好な発育と運動能力をもたらすと考えられる。朝食習慣は「全くとらない」をリファレンスグループとして，「毎日食べる」と「時々食べない」をそれぞれ1とするダミー変数を用いる。スポーツクラブの加入状況は，加入していれば1とするダミー変数を用いる。居住地の都市規模は，「町村」をリファレンスグループとして，「大・中都市（人口 15 万人以上の市）」と「小都市（人口 15 万人未満の市）」の各ダミー変数を用いる。さらに **x** には，2011 年の震災発生時に出生していない 2012 年生まれの世代に1をとるダミー変数と，定時制高校に通学している高校生に1を取るダミー変数も含んでいる。前者は胎児起源仮説に基づく胎児期における環境変化を捉える変数で，その仮説に従えば，健康資本の初期賦存量が少ないこれらの新生児は，そうでない時期の新生児に比べて，発育や運動能力が劣るかもしれない。定時制高校は，勤労青少年のために主に夜間に開講されている高校であるが，近年では，前籍校において不登校経験がある生徒やひとり親世帯の生徒，障害や健康上の問題を持つ者が主に在籍している（文部科学省，2020）。文部科学省の『学校基本調査』によれば，分析期間における高校進学率が約 98％であることから，これらの生徒は，高校進学時点において全日制の高校生に比べて低い社会経済状況を有すると考えられる。

z には，複数の地域特有のトレンドを制御する変数が含まれている。一人当たり課税対象所得のラグ値は，市町村民税の課税対象所得総額を同課税対象者数で除したものであり，地域の平均的な所得水準の代理変数である。Yamamura（2016）の一部のモデルにおいて，この変数は BMI を有意に引き上げている。小児医師密度は，主たる診療科が小児科または小児外科である医療施設従事医師数を未成年（20 歳未満）人口数で除したものであり，地域の小児医療供給資源の代理変数である。未成年一人当たりの公衆衛生費は，都道府県と市区町村による地域的な公的保健政策に係る費用であり，地域や時点によって異なる地域保健政策のマクロ的な影響を制御するものである。未成年人口比率は，人口に占める未成年の割合であり，未成年人口増加率は地域の前年に対する人口増加率である。これらの変数は，少子化に伴う全体的な未成年人口の負の人口動態を捉えるだけでなく，以下の 2 つの重要な地域要因を制御するものである。第一は移住の影響である。例えば，Hauer et al.（2020）や復興庁（2022）によれば，原発事故の影響を避けてより安定的な生活を送るために，約3万人が被災地から他地域へ転居した。第二はサンプルセレクションの問題である。例えば Almond et al.（2018）は，大災害に対して最も脆弱な個体が死亡した場合，残された集団は平均的に強くなる可能性があることに言及している。なお，PFAAS には学校名に関する情報が含まれていないため，これらのマクロ変数は，市区町村別のマクロデータを都道府県内の都市規模別に集計したものを用いている。また，λ と τ は都道府県と年の固定効果，u は誤差項である。

実証分析においては，サンプル特性を踏まえてさらに下記の対応をとっている。第一に，標準誤差は都道府県単位でクラスタリングした頑健な標準誤差を推定している。DD 推定における推論において，誤差項の系列相関を考慮する重要性は Bertrand et al.（2004）や Bester et al.（2011）で議論されている。現在の日本の教育制度では，都道府県の教育委員会が，都道府県内の市区町村の公立学校における教育内容や学校運営に関する指導や助言を行っているため，都道府県内の系列相関の考慮は正確な統計的推論を行うために重要な調整である。第二に，推定自体は都道府県全体の未成年者数の逆数をウェイトとした weighted regression を行っている。3.1 節で述べた通り，PFAAS において抽出される客体数は，1 校 1 学年あたり一定数と定められており，各都

道府県で各学年の客体の抽出率が異なるためである。

3.3 平均処置効果の異質性

(1)式の定式化では，被災地を一括して処置群として扱うため，推定される平均処置効果βは，震災後の被災地全体における平均的な健康被害を表す。しかしながら 2 節で述べたように，岩手県と宮城県における大地震と大津波によって被災した地域の学校閉鎖と，福島県の原発事故による屋外活動機会の喪失は，それぞれ異なる性質を持つ介入であると解釈できる。さらに，前者の被災地域でも，宮城県の沿岸地域は平地が多く浸水区間が広い一方，岩手県の沿岸地域は 30m を超える遡上高が高い大津波による被害を受けた。これらの事実は地域によって平均処置効果が異なる可能性があることを示唆するので，本稿では被災地を細分化した下記のモデルによる推定も行う。

$$\ln Y_{ipt} = \sum_{p\in\{I,M,F\}} \beta_p\left(AA_{ip} \times EQ_{it}\right) + \sum_{p\in\{I,M,F\}} \beta_{1p}AA_{ip} + \beta_2 EQ_{it} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{x}} + \mathbf{z}_{pt}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{z}} + \lambda_p + \tau_t + u_{ipt} \tag{2}$$

ただし，I は岩手県，M は宮城県，そして F は福島県を表し，β_p ($p \in \{I, M, F\}$) はそれぞれの被災地の震災被害の平均処置効果を表す。なお，原発事故が起こった福島県の平均処置効果β_Fの解釈については，以下の点を補足したい。過去に起こった大規模な原発事故によって生じうる放射線被曝が人体に与える影響について，Cleary and Houts (1984)や Davidson et al. (1987)が，1979 年のスリーマイル島の事故以降に，精神的なストレスや睡眠障害が生じたことを報告しており，1986 年のチェルノブイリの事故後には，大気中に放出された放射性物質によって，隣接地域住民のメンタルヘルスや幸福度（Danzer and Danzer, 2016），健康状態・教育・雇用・賃金（Yemelyanau, et al., 2012），労働生産性（Lehmanna and Wadsworth, 2011）のみならず，遠方（スウェーデン）住民の教育水準（Almond, et al., 2009）にも負の影響を与えたことが確認されている。しかしながら，United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation（UNSCEAR）（2021）によれば，福島第一原子力発電所の事故は，これら2つの原発事故とは異なって，放射線被ばくが直接の原因となりうる健康への悪影響は科学的に認められず，将来的にもその可能性は低いことが報告されている。このことは，β_Fが原発事故によって課された屋外活動規制が発育や運動能力に与える影響のみを捉えていることを示している。

3.4 記述統計

表 1 は対数化する前の変数の記述統計量と処置群と対照群の平均値の差の検定結果をまとめている。結果変数によって観測値数は異なるが，いずれにおいても処置群の割合は約 6.3%である。両者の差は，身長はわずか 0.5 ㎝にすぎないが，体重は約 1kg， BMI は 0.362 ポイントほど処置群の方が大きい。運動能力については，小学生の平均が 46.9，中高校生の平均が 49.7 で，80 点満点に対して 6 割前後の数値となっている。処置群と対照群の平均の差は，前者は処置群が対照群を約 0.5 点上回っているが，後者は対照群の方が約 0.25 点高い。

［表 1 記述統計量］

個人属性については，年齢や性別などの人口学的属性は調査設計上バランスしているが，家庭環境や居住地にはいくつかの差がみられる。朝食を毎日食べる子供は 85.3%を占めているが，全く食べない子供も 2.4%ほど存在する。また，サンプルの 38.9%がスポーツクラブに加入している。さらに，2012 年生まれと定時制高校生は，それぞれサンプルの 0.5%（小学生サンプルの 1.2%）と 3.3%（中高生サンプルの 6.0%）を占めるに過ぎず，サンプルの 78.8%は中規模以上の市に住んでいる。これらの平均の差にはいくつかの有意な違いが観察されるが，平均の差自体はほとんどゼロである。ただし，処置群の方が大・中都市居住者が 10 ポイント少ない。地域特性については，処置群の方が一人当たり所得と小児科医師密度が有意に少なく，一人当たり公衆衛生費は有意に多い。未成年人口の 2 変数にも有意な差はあるが，いずれもほとんどゼロである。

3.5 震災前の共通トレンド

DD 法による識別戦略における重要な仮定は，処置がない場合の結果変数のトレンドが，処置群と対照群で同じように推移しているという共通トレンドの仮定である。補論 C の図 C1 に示しているように，原データの 2010 年より前の平均値のトレンドは，いずれの結果変数においてもいくつかの時点で不安定な増減が確認されるが，いずれも処置群と対照群の事前トレンドの差は非常に小さいため，これらの差は誤差の範囲内であると評価できうる。ここでは，処置前の両群のトレンドの軌跡が，観察可能な諸要因を制御した後に平行であるかどうかを評価するために，(1)式をベースにした以下の(3)式を推定する。

$$\begin{aligned}\ln Y_{ipt} = {} & \beta_1 AA_{ip} + \beta_2 EQ_{it} + \beta\left(AA_{ip} \times EQ_{it}\right) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{x}} + \mathbf{z}_{pt}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{z}} \\ & + \gamma_0\left(AA_{ip} \times d_{0t} \times t\right) + \gamma_1\left(AA_{ip} \times d_{1t} \times t\right) + \lambda_p + \tau_t + \epsilon_{ipt}\end{aligned} \tag{3}$$

ただし，d_0は処置前の期間に 1 を取るダミー変数，d_1は処置後の期間に 1 を取るダミー変数，そしてϵは誤差項である。$\left(AA_{ip} \times d_{0t} \times t\right)$ は処置前の期間の処置群と対照群の傾きの差を表しているので，もし処置前の両群間のトレンドの傾きの差がなければ，係数γ_0はゼロもしくはゼロと有意に異ならないはずである。

表 2 には推定結果がまとめられている。パネル A では， BMI と小学生・中高校生の運動能力に対するγ_0は非有意であるため，説明変数で条件付けた場合，処置前の期間の両群のトレンドが平行であるという帰無仮説は棄却されない。身長と体重に対するγ_0は有意に推定されているものの，それぞれ推定値は－0.001 と－0.003 に過ぎず，プレトレンドの傾きの差はほぼゼロである[7]。したがって，本分析で使用する結果変数は，条件付き共通トレンドの仮定は満たしており，DD 法によって ATET は識別される。パネル B には処置群を都道府県別に分けた定式化で同様の推定を行った結果をまとめている。いくつかの変数で有意に推定されているが，推定値自体は高々1.7%ポイントの差しかないため，こちらでも条件付き共通トレンドの仮定は満たされていると考えられる。

［表 2 共通トレンドに関する統計的結果］

[7] このことは補論 C の図 C1 における線形トレンドモデルの推移によっても確認できる。具体的には，身長を除いて，実際に期首から両者の差は拡大しているように見えるが，その差自体は非常に小さい。このことも，震災前の共通トレンドの仮定は満たされていることを支持するものである。

4. 結果

4.1 分布の変化

図 1 は各結果変数の震災前後の分布をグループ別に示したもので，青色が震災前，赤色が震災後の分布を表している。概して，震災後の処置群の健康指標は悪化していることを示唆している。身長については，対照群では 120cm 前後の微減を除いて，震災の前後でほとんど変化はないが，処置群では震災後に 110cm 前後の下位層と 150cm－160cm 台の高い山の分布が左に移動していることと，130cm 台の低い山の割合が減っていることが確認できる。体重については，対照群では、震災後に 70kg 以上の上位層の割合が微減しているが，50kg 前後の割合は増加している。処置群では，40kg－50kg 台の割合と 30kg 台の割合が増えているが，20kg 台の割合が微減している。肥満度は，処置群・対照群ともに痩せ（2 標準偏差未満）の割合は同程度であるが，過体重（1 標準偏差以上）以上の割合は処置群の方が多い。また，震災後に両群の肥満層（2 標準偏差以上）が減少しているが，平均周辺の割合は，震災後に対照群では割合が増加しており，処置群では減少している。運動能力については，対照群の分布は小学生・中高校生いずれも右にシフトしていることから，時間の経過とともに全体的な運動能力の向上が見られるが，処置群では以下のような異なる様子が見られる。まず小学生の分布では，震災後に 50 点台の割合が減少し，平均値周辺の 40 点台は増加している。また，20 点台後半から 30 点台前半の下位層が減少し，それより少し上の 30 点台後半の割合が増加している。中高校生の分布では，震災後に平均値周辺の 40－50 点台半ばの分布の層の割合が大きく減少し，60 点台と 70 点台後半の上位層の割合が増加している箇所が見られる。その一方で，20 点台から 30 点台半ばの下位層の割合も増加しているが，これは震災後に運動能力の二極化が進んだ可能性を示唆している。

［図 1 結果変数の分布の比較］

4.2 平均処置効果

表 3 には，子供の発育と運動能力に対する東日本大震災の平均処置効果をまとめている[8]。パネル A は(1)式の推定結果であり，子供の発育に対する平均処置効果は，身長・体重・肥満度のいずれの係数はほとんどゼロに近く有意でもないことから，これは東日本大震災が子供の発育に与えた影響は限定的であることを示唆している。その一方で，運動能力に対する影響は，小中学生ともに負で有意であり，東日本大震災によって小学生の実技調査の得点は 1.2%ポイント，中高校生の得点は 2.8%ポイントそれぞれ有意に減少している。

［表 3 東日本大震災の子供の身体的健康と発育に対する平均処置効果］

表 3 のパネル B は，(2)式の推定結果のうち，被災県ごとの平均処置効果をまとめたものである

[8] 個人属性の推定結果は補論 D にまとめている。また，補論 E では実技調査の種目ごとの平均処置効果を報告している。

が，こちらは地域によって異なる傾向を示している。身長に対する平均処置効果は，3 県ともほとんどゼロであるため，定量的な影響はほとんどないが，体重に対する影響は地域によって異なり，岩手県のみが震災後に 1.1%ポイント有意に減少していることが確認されている。この結果は，その比率から計算される肥満度の推定結果とも整合的であり，岩手県の BMI は 0.5%ポイント有意に減少している。一方で，福島県では震災後に 0.7%ポイント BMI が有意に増加している。これは，文部科学省の継続的な調査や Yamamura（2016）の結果とも整合的である。また，この BMI に対する結果はもう一つの重要な示唆を含んでいる。被災地全体の肥満度に対する平均処置効果はほぼゼロであったが，これは，岩手県の正値と福島県の負値が相殺されたものである。つまり，処置の違いによって肥満度に与える影響が異なることを示している。

運動能力に対する平均処置効果は，いずれのサンプルにおいても全て負で有意であるが，地域によってその大きさは異なる。小学生では，岩手県と福島県における影響はパネル A の全体効果よりも大きい。中高校生では，岩手県における影響が全体効果よりも大きいが，宮城県における影響はそれよりも小さい。これらの結果は，大規模な自然災害が子供の運動能力に与える影響は，子供の年齢や被災状況の違いによって異なることを示唆している。

4.3 長期的な影響

前節の ATET は，分析期間全体にわたる平均処置効果であるが，震災後は中央政府が主導した集約的な復興事業の実施によって，被災地の住環境や生活環境は再整備されてきた。これは，平均処置効果が時間の経過とともに異なることを示唆するため，本小節では Miller（2023）の包括的な議論に倣って，イベントスタディ型の式を推定することによって震災後の平均処置効果の異質性について議論する[9]。

$$\ln Y_{ipt} = \sum_{\substack{t=2006 \\ t\neq 2010}}^{2019} \beta_t\left(AA_{ip} \times t_{it}\right) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{x}} + \mathbf{z}_{pt}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{z}} + \lambda_p + \tau_t + u_{ipt} \tag{4}$$

図2は，(4)式の推定結果のうち，それぞれの$\hat{\beta}_t$とその 95%信頼区間をまとめたものである。発育に対する影響のうち，身長は震災の直後数年は震災前とほぼ変わらない水準を推移しているが，4 年後（2015 年）以降にゼロもしくは負の影響があることが確認できる。一方で，体重と肥満度に対する平均処置効果は，震災直後に正で有意に増加し，その後 4 年間は正で推移した後に，5 年目以降からは震災前とほぼ変わらない水準に戻る。運動能力に対する影響については，小学生と中高校生のいずれにおいても，平均処置効果は震災前に比べてやや低い水準を推移している。ただし，小学生の平均処置効果は身長の結果と同様に推移しているが，中高校生の平均処置効果は，震災直後に一時的に悪化するものの，その翌年には回復し，その後はゼロ付近を推移していることが確認できる。

[9] 近年の DD 法による平均処置効果の異質性については，de Chaisemartin and D'haultfœuille,（2020）や Callaway-Sant'Anna（2021），Goodman-Bacon（2021），Sun and Abraham（2021）が，処置の時系列的なタイミングが異なるケースについての推定方法や推論について議論している。

［図2　平均処置効果の長期的推移］

図2にはさらに，処置群を岩手・宮城・福島の各県ごとに分けて推定した結果も報告している。一部の結果が通時的なトレンドから不規則に外れているが，これは各年における各県の該当する観測値数の全体に占める割合が小さいことが，推論において過剰な棄却率をもたらすことによる可能性が高い（MacKinnon and Webb, 2017）。この中で特に興味深い結果は，福島県の発育変数（身長，体重，肥満度）が震災後に急増した後に正で有意な値を保って長期的に推移していることである。特に，身長に対する増分に比べて体重増の影響の方が大きいため，肥満度も安定的に増加傾向にある。福島県下における屋外活動規制は 2015 年に解除されているが，この影響はそれよりも長く持続している。

5. 追加的分析

5.1 個人属性に対する平均処置効果の異質性

子供の発育や運動能力の違いは性別や年齢，家庭環境などによって異なるため，予期せぬ大規模自然災害が学童期の発育や運動能力に対する平均処置効果も個人属性によって異なると考えられる。本小節では，(1)・(2)式に各個人属性と処置群ダミーの交差項を加えた以下の（5）式を三重差分（triple differences，DDD）法で推定して，その影響を確認する。

$$\ln Y_{ipt} = \beta\left(AA_{ip} \times EQ_{it}\right) + \left(AA_{ip} \times EQ_{it}\right) \cdot \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\delta}_{\mathbf{x}} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{x}} + \mathbf{z}_{pt}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{z}} + \lambda_p + \tau_t + u_{ipt} \tag{5}$$

表4には，それぞれの結果変数に対する全体の平均処置効果（$\hat{\beta}$，DD）と個人属性ごとの平均処置効果（$\hat{\boldsymbol{\delta}}_{\mathbf{x}}$，DDD）をまとめているが[10]，発育と運動能力に対するそれぞれの負の影響は，多様な属性に生じていることを示している。発育に対する影響については，被災地の女子は，震災後に身長が 0.2％ポイント，体重が 0.8％ポイント有意に低く，被災地の 7 歳児の体重と BMI は，震災後に 1.3％ポイント，BMI は 1.6％ポイントそれぞれ有意に高い。さらに，被災県のスポーツクラブに加入している子供と大都市在住者の子供体重が 0.8％ポイントと 1.2％ポイントそれぞれ有意に大きい。運動能力については，小学生と中高校生で異なる傾向が見受けられる。小学生では，被災地女性のスコアは同男性に比べて 2.2%ポイント有意に低いことや，胎児起源仮説が示すように，震災時に被災地で胎児だった世代のスコアが 8.6％ポイント有意に低い。中学生は，全体の平均処置効果が－8.3％ポイントと表 3 の－2.8％ポイントよりも大きい値が推定されているが，年齢が上がるごとに全体効果と相殺されている。

［表4　三重差分法による個人属性ごとの平均処置効果］

5.2 平均処置効果の異質性

[10] (2)式のように，処置群の被災地を個別に分けたモデルでも推定を行っている。詳細な結果は補論 F を参照のこと。

東日本大震災とそれに伴う原発事故は，2011 年 3 月 11 日に起こった突発的な局所的大規模災害であるが，本分析のように，処置（前）後の長い期間を分析対象とする場合，処置群内でも異質性が存在する可能性があり，それによって平均処置効果の推定値が深刻なバイアスにさらされる可能性が指摘されている（de Chaisemartin and D'haultfœuille, 2020；Goodman-Bacon，2021）。補論 G の表 G1 には，サンプルにおける出生年と年齢の対応をまとめているが，処置群内でも生年によって処置を受けるタイミングが異なることが分かる。例えば，6 歳から 17 歳まで観察できる発育に関する変数については，1992 年以前に生まれた子供は最後の調査が 2011 年 3 月以前に行われた世代なので，彼らの結果変数は東日本大震災の影響を受けていない（Never treated グループ）。同様に，2005 年生まれ以降の子供は，最初の調査が震災発生後に行われた世代（Early treated グループ）であり，それ以外の子供は，在学中に震災を経験した世代（Late treated グループ）である。同様に，運動能力については，1998 年生まれ以前の小学生と 1992 年生まれ以前の中高校生は Never treated グループ，2005 年以降生まれの小学生と 1999 年以降生まれの中高校生は Early treated グループ，それ以外の世代は Late treated グループとみなせる。この区分によって推定される ATET は，震災による環境変化に曝露されるタイミングの違いによって子供の健康資本蓄積がどのような影響を受けるのかを理解するうえで非常に重要である。

本小節では Cengiz et al.（2019）で用いられたサンプルを分割して推定する方法（stacked regression）によって，それぞれの平均処置効果を推定する。脚注 9 で述べたように，処置のタイミングにばらつきがある場合の DD モデルはいくつかの推定方法が提案されているが，stacked regression を用いる理由は，震災の発生日時は共通していることや，補論 D にまとめたように，年齢が発育や運動能力に対して大きな説明力を持っているため，年齢効果と世代効果の識別が非常に困難であるためである。

平均処置効果の異質性は表 5 にまとめている。発育に関するそれぞれの平均処置効果のうち，身長に対する影響はそれぞれ有意に推定されているものの，いずれの係数も依然ほとんどゼロである。一方で，体重や BMI への影響は，Never treated グループに比べて Early treated グループがいずれも正で有意に推定されており，体重は 1.4%ポイント，BMI は 0.6%ポイント有意に増加する。運動能力に対するそれぞれの平均処置効果は，小学生と中高校生のいずれにおいても負で推定されている。小学生では入学前に震災を経験した Early treated グループの負の健康ショックの影響が大きく推定されているが，中高校生はどのサンプルにおいても同程度の悪影響が確認できる。これらの結果は，ライフコースモデルに基づいて認知能力や教育達成，所得等を分析対象とした先行研究の結果とも整合的であり，低年齢期に受ける健康ショックほど，その後の身体的な健康資本蓄積により大きな悪影響を及ぼしていることを示唆している。

［表5　震災による平均処置効果の異質性］

5.3 因果媒介分析

ここまでは，東日本大震災による学校閉鎖や屋外活動規制といった直接的な環境変化が被災地の子供の発育と運動能力に与える影響を推定してきたが，震災による生活環境の激変が生活習慣を変容させ，それが学童期の発育や運動能力に影響を及ぼしている間接的な経路の存在も考えられる。生活習慣と身体的健康の間には様々な相関関係が存在するため，生活習慣の変容

が結果変数に与える因果効果を推定する際には，こうした予期せぬ大規模な自然災害を操作変数とする操作変数推定を行うことが一般的であろう。しかしながら，その場合の推定値は局所平均処置効果（local average treatment effect，LATE）であり，解釈上，上述のように自然災害自体が子供の生活環境を一変させる出来事による影響とは異なるものである。このことは，計量経済理論において，東日本大震災自体が操作変数の外生性の要件を満たさないことを示している。そこで本小節では，生活習慣の変容を媒介変数（mediator variable）とみなす因果媒介分析（causal mediation analysis）を用いることによって，平均処置効果を直接的な平均処置効果と，間接的な平均処置効果に分解する。

幸運にも，PFAAS の書面調査には，睡眠時間や余暇時間の使い方など教育達成だけでなく発育や運動能力と強い相関を持つ媒介変数となり得る生活習慣についての質問がある。例えば睡眠時間については，日本やアメリカの医学界において，子供が心身の良好な健康状態を保つために 24 時間当たり 6-12 歳が 9－12 時間，13-18 歳が 8－10 時間であるとしており（Paruthi S. et al., 2016；厚生労働省，2024），Ohrnberger et al. (2017)，Kesavayuth et al. (2022)，Shangkhum and Zikos（2023）らはそれを精神的健康の代理変数として，身体的健康のとの間での有意で強い正の相関関係を確認している。余暇時間の使い方については，PFAAS の書面調査は，運動頻度と室内活動の双方について質問している。運動頻度は屋外活動の代理変数であり，その多寡は子供の発育や運動能力に強い相関がある生活習慣である。具体的には，体育の授業を除くスポーツの実施状況や，1 日当たりの TV 視聴およびゲームなどのスクリーン時間（detrimental activities）に費やす時間（Grewenig et al., 2021）などの放課後の室内外活動に関する質問がある。1 日の時間制約をふまえると，室内活動時間の増加は，睡眠時間と運動頻度を減少させることが考えられる。なお，変数の識別のために媒介変数に対する影響を推定する場合には地域特性 **z** を除いている。

表6は，因果媒介分析によって得られた東日本大震災の平均処置効果の総効果と，その直接効果および間接効果をまとめている[11]。いずれの総効果の推定値は，表 2 で示した規模とほとんど同じである。加えて，直接効果の推定値は総効果の推定値と同程度であり，間接効果の影響はいずれもほとんどゼロに近い。これらの推定結果は，震災による学校閉鎖や屋外活動規制の影響が，生活習慣の激変による影響に比べて子供の健康や発育に悪影響を与えていることを示している[12]。

［表6　因果媒介分析による平均処置効果の直接・間接効果］

6. 結論

幼少期の健康状態は，教育達成や将来の社会経済的地位に重要な影響を与えることが多くの

[11] 因果推論分析についても，(2)式のように，処置群である被災地を細分化したモデルでも推定を行っており，表6と同様に傾向を示す結果が得られている。つまり，各地の総効果の推定値は，表 2 で示したものとほとんど同じであり，直接効果の推定値は総効果の推定値と同程度である。具体的な結果はリクエストに応じて提供することが可能である。

[12] 補論 H では，それぞれの媒介変数に特定の値を設定したときの直接効果（controlled direct effect）をまとめており，日常的な生活習慣の違いが，様々負の健康ショックをもたらすことを報告している。

研究で示されており，突然発生する大規模な自然災害による計画的ではない休校や学校閉鎖による教育機会の中断は，将来の人的資本形成に必要な認知能力や非認知能力，教育達成に悪影響をもたらす。運動と教育達成の間には正の相関があるにも関わらず，これまでに学校閉鎖が子供の運動能力に代表される子供の身体的健康に対し与える影響についてはあまり議論されてこなかった。この研究では，政府統計の調査票情報を使って，東日本大震災が学齢期の発育や運動能力に与えた影響を推定している。差分の差分法のフレームワークによる分析の結果，東日本大震災の発育に対する全体的な平均処置効果はほとんどないが，体重や肥満度に対する影響には大きな地域差があり，特により厳しい屋外活動規制が課された福島県の体重と肥満度は震災直後に急上昇し，その後も有意な増加が長期にわたって見られた。また，大震災は子供の身体的健康の総合的な指標は負に有意に下げたが，その規模は小学生で1.2%ポイント，中高校生で2.8%ポイントにすぎず，長期的な影響は限定的であった。加えて，これまでに検証されてきた胎児起源仮説やライフコースの初期に関する研究と同傾向の負の健康ショックが確認された。身体的健康と認知能力および教育達成の相関が高い場合，これらの結果は，これまでに推定された教育のリターンが過大評価されてきた可能性を示唆している。

本分析で得られた結果が示唆する重要な点の一つは，子供の活動禁止期間が長引くと，健康に及ぼす悪影響がそれ以上に長くなることである。このことは，政府がその時々の状況を的確に見極め，できるだけ早くショック前の日常にもどれるような復興計画や支援活動が重要であることを示唆している。また，大震災による発育と運動能力に対する負の影響が，生年や年齢，性別によって異なることは，それぞれの属性に応じた細かい対応やプログラムの策定が必要であることを示唆している。この点については，Beach et al.（2022）が指摘するように，近年の大規模な学校閉鎖に対しては，先進諸国を中心に普及していたオンライン教育の利用により，長期的な影響を軽減できる可能性は高い。これらの知見に基づき、将来世代の健全な成長と人的資本蓄積のために，包括的なオンライン教育と運動プログラムの策定は，将来の同様の危機への備えとして重要である。

本稿では，予期せぬ大規模な自然災害が子供の運動能力を低下させ，厳格な屋外活動規制が子供の肥満度を上昇させることを明らかにしたが，より長期的な視点から見れば，大規模災害による教育機会と運動機会の喪失が，それぞれ人的資本形成にどのような影響を与えるのかを明らかにするさらなる研究が必要である。それぞれの効果を識別して，それぞれが教育や雇用への影響，将来世代への波及効果などを明らかにすることは，学齢期に被災した人々の人的資本形成に対する効果的な支援策を構築するために重要である。それらを踏まえて，以下では本分析におけるいくつかの限界をまとめたい。第一は，本研究では就学前の健康資本水準が考慮できない点である。Grossman（1972）をはじめとする健康資本モデルに従えば，当期の健康資本ストックと健康投資の和が次期の健康資本ストックとなる。つまり，PFAAS のデータに現れない出生時体重や就学前期間に実施された政策の影響，そして社会経済環境の変化が，身体的な健康資本蓄積の経路に与えた影響については不明である。例えば Doyke（2024）は，早期介入が認知能力やテストスコアに正で有意な影響を与えていることを示しているため，健康資本のストックと正の相関がありうる。こうした現象を踏まえると，本稿の推定値は過剰推定されているかもしれない。第二は，被災地域の異質性が十分に考慮できていない点である。東日本大震災によって甚大な被害を受けた地域でも，学校単位で見れば，そのショックの影響は一様ではなかった。特に，本震の被害は内陸部にも及んだにもかかわらず，深刻な被害を受けた学校は，大津波にさらされた沿岸部に集中していた。本稿で使用している『体力・運動能力調査』は，詳細な運動能力を調査しているが，

全期間を通して調査対象となった学校名は公表されていないため，この異質性を制御することができない。第三は，『体力・運動能力調査』は全国の小中高校を対象とした調査であるが，公立学校に通学している子供に限定されている。多様な家庭のバックグラウンドを有する子供から構成されているため，平均処置効果を推定するうえでは適したサンプルであるが，制御できる家庭環境の変数が朝食と都市規模に限られていることから，何らかの欠落変数バイアスをもたらしているかもしれない。文部科学省は，全国の公立私立校を対象とした同類の調査『全国体力・運動能力，運動習慣等調査』を行っており，こちらでは運動やスポーツに対する詳細な意識調査や学校属性も利用可能であるが，対象学年が小学 5 年生と中学 2 年生に限られているため，本分析のように詳細な年齢効果を推定することができない。ただし，本分析の結果の頑健性や補完するものとしては有用な将来の分析課題になりうる。

参考文献

Adhvaryu, Achyuta; James Fenske, and Anant Nyshadham (2019) “Early life circumstance and adult mental health,” *Journal of Political Economy*, vol. 127 (4), pp.1516–1549.

Ager, Philipp; Katherine Eriksson, Ezra Karger, Peter Nencka, and Melissa A. Thomasson (2024) “School closures during the 1918 flu pandemic,” *Review of Economics and Statistics*, vol. 106 (1), pp.266–276.

Agostinelli, Francesco; Matthias Doepke, Giuseppe Sorrenti, and Fabrizio Zilibotti (2022) “When the great equalizer shuts down: Schools, peers, and parents in pandemic times,” *Journal of Public Economics*, vol. 206: 104574.

Almond, Douglas and Janet Currie (2011) “Human capital development before age five”. In: Card, D., Ashenfelter, O. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*. 4B. Elsevier, Amsterdam, pp. 1315–1486.

Almond, Douglas and Bhashkar Mazumder (2005) “The 1918 influenza pandemic and subsequent health outcomes: An analysis of SIPP data,” *American Economic Review*, 95 (2), 258–262.

Almond, Douglas, Janet Currie, and Valentina Duque (2018) “Childhood circumstances and adult outcomes: act II,” *Journal of Economic Literature*, 56 (4), 1360–1446.

Almond, Douglas; Kenneth Y. Chay, and David S. Lee (2005) “The cost of low birth weight,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120(3), pp.1031‐1083.

Almond, Douglas (2006) “Is the 1918 influenza pandemic over? Long–term effects of in utero influenza exposure in the post–1940 U.S. population,” *Journal of Political Economy*, 114 (4), 672–712.

Almond, Douglas, Lena Edlund, and Mårten Palme (2009) “Chernobyl’s subclinical legacy: Prenatal exposure to radioactive fallout and school outcomes in Sweden,” *Quarterly Journal of Economics*, 124 (4), 1729–1772.

Aucejo, Esteban M. and Teresa Foy Romano (2016) “Assessing the effect of school days and absences on test score performance,” *Economics of Education Review*, 55: 70–87.

Baguet, Marie and Christelle Dumas (2019) “How does birth weight affect health and human capital? A short– and long–term evaluation,” *Health Economics*, 28 (5) 597–617.

Baker, Michael and Mark Stabile (2012) "Determinants of health in childhood," (eds.) Sherry Glied and Peter C. Smith (ed.) *The Oxford Handbook of Health Economics*, 164–188, Oxford University Press.

Barreca, Alan I. (2010) "The long–term economic impact of in utero and postnatal exposure to Malaria," *Journal of Human Resources*, 45(4): 865‐892.

Barron, John M.; Bradley T. Ewing, and Glen R.Waddell (2000) "The effects of high school athletic participation on education and labor market outcomes," *Review of Economics and Statistics*, 82(3) 409–421.

Beach, Brian; Karen Clay, and Martin Saavedra (2022) "The 1918 influenza pandemic and its lessons for COVID–19," *Journal of Economic Literature*, 60(1), 41–84.

Behrman, Jere R. and Mark R. Rosenzweig (2004) "Returns to birthweight," *Review of Economics and Statistics*, 86 (2): 586–601.

Bertrand, Marianne; Esther Duflo, and Sendhil Mullainathan (2004) "How Much Should We Trust Differences–In–Differences Estimates?" *Quarterly Journal of Economics*, 119(1) 249–275.

Bester, C. Alan; Timothy G. Conley, and Christian B. Hansen (2011) "Inference with dependent data using cluster covariance estimators," *Journal of Econometrics*, 165(2): 137–151.

Bittmann, Felix (2020) "The relationship between height and leadership: Evidence from across Europe," *Economics & Human Biology*, 36: 100829.

Black, Sandra E.; Paul J. Devereux, and Kjell G. Salvanes (2007) "From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes," *Quarterly Journal of Economics*, 122(1): 409–439.

Björkegren, Evelina, Helena Svaleryd, and Jonas Vlachos (2024) "Remote instruction and student mental health: Swedish evidence from the pandemic," *American Economic Journal: Economic Policy*, 16(4), pp.491–517.

Callaway, Brantly and Pedro H.C. Sant'Anna (2021) "Difference–in–Differences with multiple time periods," *Journal of Econometrics*, 225, 200–230.

Carlson, Kyle (2015) "Fear itself: The effects of distressing economic news on birth outcomes," *Journal of Health Economics*, 41: 117–132.

Carvalho, Vasco M.; Makoto Nirei, Yukiko U. Saito, and Alireza Tahbaz‐Salehi (2021) "Supply chain disruptions: Evidence from the Great East Japan Earthquake," *Quarterly Journal of Economics*, 136(2), 1255–1321.

Cawley, John; David Frisvold, and Chad Meyerhoefer (2013) "The impact of physical education on obesity among elementary school children," *Journal of Health Economics*, 32(4), 743–755.

Cengiz, Doruk; Arindrajit Dube, Attila Lindner, and Ben Zipperer (2019) "The effect of minimum wages on low–wage jobs," *Quarterly Journal of Economics*, 136(2), 1255–1321.

Clay, Karen; Joshua Lewis, and Edson Severnini (2018) "Pollution, infectious disease, and mortality: Evidence from the 1918 Spanish influenza pandemic," *Journal of Economic History*, 78(4), 1179–1209.

Cleary, Paul D. and Peter S. Houts (1984) "The psychological impact of the Three Mile Island incident," *Journal of Human Stress*, 10(1), 28–34.

Currie, Janet (2009) “Healthy, wealthy, and wise: socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development,” *Journal of Economic Literature*, 47 (1), 87–122.

Currie, Janet and Mark Stabile (2006) “Child mental health and human capital accumulation: The case of ADHD,” *Journal of Health Economics*, 25(6): 1094–1118.

Currie, Janet, Mark Stabile, Phongsack Manivong, and Leslie L. Roos (2010) “Child health and young adult outcomes,” *Journal of Human Resources*, 45 (3), 517–548.

Danzer, Alexander M. and Natalia Danzer (2016) “The long–run consequences of Chernobyl: Evidence on subjective well–being, mental health and welfare,” *Journal of Public Economics*, 135, 47–60.

Davidson, Laura M. Raymond Fleming, and Andrew Baum (1987) “Chronic stress, catecholamines, and sleep disturbance at Three Mile Island,” *Journal of Human Stress*, 13 (2), 75–83.

de Chaisemartin, Clément and Xavier D’Haultfoeuille (2020) “Two–way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects,” *American Economic Review* 2020, 110(9): 2964–2996.

de Onis, Mercedes; Adelheid W Onyango, Elaine Borghi, Amani Siyam, Chizuru Nishida, and Jonathan Siekmann (2007) “Development of a WHO growth reference for school–aged children and adolescents,” *Bulletin of the World Health Organization*, 85(9), 660‑667.

Doyle, Orla (2024) “Can early intervention have a sustained effect on human capital?” *Journal of Human Resources*, 59(5), 1599-1636.

Eide, Eric R. and Nick Ronan (2001) “Is participation in high school athletics an investment or a consumption good? Evidence from high school and beyond,” *Economics of Education Review*, 20: 431–442.

Goodman–Bacon, Andrew (2021) “Difference–in–differences with variation in treatment timing,” *Journal of Econometrics*, 225(2), 254–277.

Grewenig, Elisabeth; Philipp Lergetporer, Katharina Werner, Ludger Woessmann, and Larissa Zierow (2021) “COVID–19 and educational inequality: How school closures affect low– and high–achieving students,” *European Economic Review*, 140: 103920.

Grossman, Michael (1972) “On the concept of health capital and demand for health,” *Journal of Political Economy*, 80 (2), 223–255.

Guariso, Andrea and Martina Björkman Nyqvist (2023) “The impact of the COVID–19 pandemic on children’s learning and wellbeing: Evidence from India,” *Journal of Development Economics*, vol. 164: 103133.

Hanaoka, Chie; Hitoshi Shigeoka, and Yasutora Watanabe (2018) “Do Risk Preferences Change? Evidence from the Great East Japan Earthquake,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(2): 298–330.

Hauer, Mathew E., Steven R. Holloway, and Takashi Oda (2020) “Evacuees and migrants exhibit different migration systems after the Great East Japan Earthquake and tsunami,” *Demography*, 57, 1437–1457.

Heckman, James J. (2007) “The economics, technology, and neuroscience of human capability formation,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 104 (33), pp.13250–13255.

Henderson, Daniel J.; Alexandre Olbrecht, and Solomon W. Polachek (2006) “Do former college

athletes earn more at work? A nonparametric assessment," *Journal of Human Resources*, vol. 41(3), pp.445‑466.

Hillman, Charles H.; Kirk I. Erickson, and Arthur F. Kramer (2008) "Be smart, exercise your heart: Exercise effects on brain and cognition," *Nature Reviews Neuroscience*, 9: 58–65.

Jayachandran, Seema (2009) "Air quality and early–life mortality: Evidence from Indonesia's wildfires," *Journal of Human Resources*, 44 (4): 916–954.

Kesavayuth, Dusanee, Prompong Shangkhum, and Vasileios Zikos (2021) "Building physical health: What is the role of mental health?," *Bulletin of Economic Research*, 74(2): 457-483

Kenkel, Donald S. (1991) "Health behavior, health knowledge, and schooling," *Journal of Political Economy*, 99 (2): 287‑305.

NCD Risk Factor Collaboration (2017) "Worldwide trends in body–mass index, underweight, overweight, and obesity from 1975 to 2016: a pooled analysis of 2416 population–based measurement studies in 128·9 million children, adolescents, and adults," *Lancet*, 390: 2627–2642.

Lehmanna, Hartmut and Jonathan Wadsworth (2011) "The impact of Chernobyl on health and labour market performance," *Journal of Health Economics*, 30, 843–857.

Lina, Ming–Jen and Elaine M. Liu (2014) "Does in *utero* exposure to Illness matter? The 1918 influenza epidemic in Taiwan as a natural experiment," *Journal of Health Economics*, 37: 152–163.

Lipscomb , Stephen (2007) "Secondary school extracurricular involvement and academic achievement: a fixed effects approach," *Economics of Education Review*, 26: 463–472

Long, James E. and Steven B. Caudill (1991) "The impact of participation in intercollegiate athletics on income and graduation," *Review of Economics and Statistics*, 73(3): 525–531.

Lundborg et al., 2014

MacKinnon, James G. and Matthew D. Webb (2017) "Wild bootstrap inference for wildly different cluster sizes," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 32, pp.233‑254.

Maloney, Michael T. and Robert E. McCormick (1993) "An examination of the role that intercollegiate athletic participation plays in academic achievement: Athletes' feats in the classroom," *Journal of Human Resources*, 28 (3), 555–570.

–Marcotte, Dave E. (2007) "Schooling and test scores: A mother–natural experiment," *Economics of Education Review*, 26, pp.629–640.

Marcus, Jan; Thomas Siedler, and Nicolas R. Ziebarth (2021) "The long–run effects of sports club vouchers for primary school children," *American Economic Journal: Economic Policy*, 14(3), 128–65.

Marcotte, Dave E. and Steven W. Hemelt (2008) "Unscheduled school closings and student performance," *Education Finance and Policy*, 3(3): 316–338.

Matsushima, Midori, Satoshi Shimizutani, and Hiroyuki Yamada (2018) "Life course consequences of low birth weight: Evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 50, 37–47.

McCormick, Robert E. and Maurice Tinsley (1987) "Athletics versus Academics? Evidence from

SAT Scores," *Journal of Political Economy*, vol. 95 (5), pp.1103–1116.

Meyers, Keith and Melissa A. Thomasson (2021) "Can pandemics affect educational attainment? Evidence from the polio epidemic of 1916," *Cliometrica*, vol. 15, pp.231–265.

Miller, Douglas L. (2023) "An introductory guide to event study models," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 37 (2), pp.203–230.

Nakamuro, Makiko, Yuka Uzuki, and Tomohiko Inui (2013) "The effects of birth weight: Does fetal origin really matter for long–run outcomes?," *Economics Letters*, 121 (1), 53–58.

Ogasawara, Kota (2018) "The long–run effects of pandemic influenza on the development of children from elite backgrounds: Evidence from industrializing Japan," *Economics and Human Biology*, 31: 125–137.

Oreopoulos, Philip; Mark Stabile, Randy Walld and Leslie L. Roos (2008) "Short–, Medium–, and Long–Term Consequences of Poor Infant Health," *Journal of Human Resources*, 43 (1): 88–138.

Pacheco, Jimena and Natascha Wagner (2023) "Long-term impacts of an early childhood shock on human capital: Evidence from the 1999 economic crisis in Ecuador," *Health Economics*, 32(11): 2460–2476.

Paruthi, Shalini; Lee J. Brooks, Carolyn D'Ambrosio, Wendy A. Hall, Suresh Kotagal, Robin M. Lloyd, Beth A. Malow, Kiran Maski, Cynthia Nichols, Stuart F. Quan, Carol L. Rosen, Matthew M. Troester, and Merrill S. Wise (2016) "Consensus statement of the American Academy of Sleep Medicine on the recommended amount of sleep for healthy children: Methodology and discussion," *Journal of Clinical Sleep Medicine*, 12(11): 1549–1561.

Persico, Nicola; Andrew Postlewaite, and Dan Silverman (2004) "The effect of adolescent experience on labor market outcomes: The case of height," *Journal of Political Economy*, 112(5), 1019–1053.

Persson, Petra and Maya Rossin–Slater (2018) "Family ruptures, stress, and the mental health of the next generation," *American Economic Review*, 108(4–5): 1214–1252.

Ohrnberger, Julius, Eleonora Fichera, and Matt Sutton (2017) "The dynamics of physical and mental health in the older population," *Journal of the Economics of Ageing*, 9: 52-62.

Quintana–Domeque, Climent and Pedro Ródenas–Serrano (2017) "The hidden costs of terrorism: The effects on health at birth," *Journal of Health Economics*, 56: 47–60.

Rees, Daniel I. and Joseph J. Sabia (2010) "Sports participation and academic performance: Evidence from the National Longitudinal Study of Adolescent Health," *Economics of Education Review*, 29: 751–759.

Robst, John and Jack Keil (2000) "The relationship between athletic participation and academic performance: evidence from NCAA Division III," *Applied Economics*, 32(5), 547–558.

Royer, Heather (2009) "Separated at girth: US twin estimates of the effects of birth weight," *American Economic Journal: Applied Economics*, 1 (1), 49–85.

Sannabe, Atsushi, Jun Aida, Yuri Wada, Yukinobu Ichida, Katsunori Kondo, and Ichiro Kawachi (2020) "On the direct and indirect effects of the Great East Japan earthquake on self rated health through social connections: Mediation analysis," *Japan and the World Economy*, 56: 101039.

Shangkhum, Prompong and Vasileios Zikos (2023) "New evidence on the relationship between

mental and physical health," *Economics Letters*, 233: 111378.

Sibley, Benjamin A. and Jennifer L. Etnier (2003) "The relationship between physical activity and cognition in children: A meta–analysis," *Pediatric Exercise Science*, 15: 243–256

Sotomayor, Orlando (2013) "Fetal and infant origins of diabetes and ill health: Evidence from Puerto Rico's 1928 and 1932 hurricanes," *Economics & Human Biology*, 11(3): 281–293.

Stevenson, Betsey (2010) "Beyond the classroom: Using Title IX to measure the return to high school sports," *Review of Economics and Statistics*, 92 (2): 284–301.

Sun, Liyang and Sarah Abraham (2021) "Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects," *Journal of Econometrics*, 225, 175–199

Takaku, Reo and Izumi Yokoyama (2021) "What the COVID–19 school closure left in its wake: Evidence from a regression discontinuity analysis in Japan," *Journal of Public Economics*, 195: 104364.

Thompson, Kristina; France Portrait, and Linda Schoonmade (2023) "The height premium: A systematic review and meta–analysis," *Economics and Human Biology*, 50: 101273

United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation (2021) "Scientific annex B: Levels and effects of radiation exposure due to the accident at the Fukushima Daiichi Nuclear Power Station: implications of information published since the UNSCEAR 2013 Report," *UNSCEAR 2020 Report*, https://www.unscear.org/docs/publications/2020/UNSCEAR_2020_AnnexB_AdvanceCopy.pdf.

Werner, Katharina and Ludger Woessmann (2023) "The legacy of Covid–19 in education," *Economic Policy*, vol. 38 (115), pp.609–668.

Xue, Xindong, Mingmei Cheng, and Wangyongxin Zhang (2020) "Does education really improve health? A Meta-analysis," *Journal of Economic Surveys*, 35 (1), pp.71–105.

Yamamura, Eiji (2016) "Impact of the Fukushima nuclear accident on obesity of children in Japan (2008–2014)," *Economics of Human Biology*, 21, 110–121.

Yemelyanau, Maksim, Aliaksandr Amialchuk, and Mir M. Ali (2012) "Evidence from the Chernobyl nuclear accident: The effect on health, education, and labor market outcomes in Belarus," *Journal of Labor Research*, 33, 1–20.

Yuda, Michio (2020) "Childhood health and future outcomes: Evidence from panel surveys for the Japanese population," *Japan and the World Economy*, 54: 101014.

Yuda, Michio and Jinkook Lee (2022) "Protective effects of health insurance against disasters: An insight from the Great East Japan Earthquake," *Journal of Pension Economics & Finance*, vol.21 (4), pp.502–518.

厚生労働省（2024）『健康づくりのための睡眠ガイド 2023』，https://www.mhlw.go.jp/content/001254003.pdf。

総務省消防庁（2024）「平成 23 年（2011 年）東北地方太平洋沖地震（東日本大震災）の被害状況（令和 6 年 3 月 1 日現在）」，https://www.fdma.go.jp/disaster/higashinihon/items/164.pdf。

内閣府（2020）『防災白書』，https://www.bousai.go.jp/kaigirep/hakusho/r2.html。

復興庁（2022）『復興の現状』，https://www.reconstruction.go.jp/topics/main-cat1/sub-cat1-1/20220606_genjou.pdf。

文部科学省（2020）『定時制課程・通信制課程の現状について』，https://www.mext.go.jp/content/20200522-mxt_koukou02-000007159_32.pdf。

補論 A　体力・運動能力調査における実技調査の記録と得点の対応関係

PFAAS の実技調査では，8 種目の記録を測定し，それぞれの記録に対して 1 点から 10 点までの得点が与えられる。記録と得点の対応は，現調査が実施される前に全国的に行われた予備調査の記録を基にして設定されたもので，記録の 10 分位ごとに 1 点加算されるが，その閾値は性別や年齢で異なる数値が設定されている。それぞれの種目の概要と計測される運動能力の関係は表 A1，それぞれの種目の閾値と記述統計は表 A2 の通りである。

［表 A1　各種目の概要と計測される運動能力］
［表 A2　各種目の得点分布と記述統計］

補論 B　欠損サンプルを除いたサンプルにおける平均処置効果の推定

PFAAS の実技調査は，体育の授業時間帯に実施されるため，実施日に欠席して記録がない者は，総得点を 80 点換算した得点（小数以下切り捨て）が記録されている。総数に占める欠席者の割合は，身体測定（身長と体重）がおよそ 10%，実技調査がおよそ 3.2%と項目によって差があることから，当日の欠席がランダムに発生したとは確信をもって言えない。そこで，全ての記録が計測されている個人のみで構成されたサンプルを用いて同様の分析を行った。その結果は表 B1 にまとめた通りであるが，平均処置効果の大きさは表 2 や図 2 のものと大きな違いは見られない。

また，3.1 節で述べた通り，原発事故に伴う屋外活動規制の影響により，福島県では 2011 年の調査は実施されていない。加えて，明示的な資料はないものの，岩手県や宮城県でも被害が甚大な学校で例年のような調査が行われたとは考えにくい。そうした影響を考慮するために，2011 年のデータを全て除いたデータによる分析（donut hole 推定）も行った。その結果は表 B1 にまとめた通りであるが，こちらの平均処置効果の大きさも，表 2 や図 2 のものと大きな違いは見られない。

［表 B1　欠席者を除いたサンプルにおける東日本大震災の平均処置効果］
［表 B2　Donut hole 推定］
［図 B1　Event study analysis:　欠席者を除いたサンプルにおける東日本大震災の平均処置効果］
［図 B2　Event study analysis: Donut hole 推定］

補論 C　震災前の共通トレンドに関する補足

3.5 節では，回帰分析によって，条件付き共通トレンドの仮定が満たされていることを確認したが，図 C1は，両群における各結果変数の平均値の推移について，原データを用いたトレンド（”*Observed means*”）と線形トレンドモデル（”*Linear-trend model*”）の双方において比較したものである。原データによる事前トレンドは，2010 年より前の期間において両群が概ね平行に推移しているとき，線形トレンドモデルによる事前トレンドは，両群の差がほとんどないときに，震災前の共通ト

レンドの仮定は満たされていると評価できる。

［図 C1　震災前の結果変数の共通トレンド］

原データの事前トレンドは，いずれにおいてもいくつかの時点で不安定な増減が確認され，視覚的に両群が平行に推移しているとは見えない。しかしながら，トレンドの差自体は非常に小さいため，これらの差は誤差の範囲内であるとも解釈できる。もし，この違いが誤差によるものであれば，線形トレンドを制御したトレンドでは両者の差はほとんどなくなると考えられる。実際に線形トレンドの推移は，身長を除いて期首から両者の差は拡大しているように見えるが，その差は非常に小さいことが確認できる。これは表2で確認された結果と整合的である。つまり，当データにおいて，震災前の共通トレンドの仮定は満たされていると評価でき，DD 法によって ATET は識別される。

補論 D　全推定結果

表 D1 には，それぞれの結果変数に対する個人属性と地域属性の推定結果をまとめている。いずれにおいても年齢の効果が大きい様子が確認できるが，定時制高校生は身長と体重および運動能力が有意に低いことも確認できる。さらに，朝食を取らない子供に比べて，朝食を取る子供の運動能力は有意に高いが，時々食べない人は肥満度が有意に高く，毎日食べる人は肥満度が有意に低いことも確認できる。

［表 D1 回帰分析の全推定結果］

補論 E　種目別の平均処置効果

表 E1 は，被説明変数に種目別の点数を被説明変数として推定した震災の平均処置効果をまとめたものである。

[表 E1　種目別の平均処置効果]

1 節で述べたように，医学的な研究では，有酸素運動が認知能力と脳機能に及ぼす正の健康効果を持つことが報告されている（Sibley and Etnier, 2003; Hillman et al., 2008）。持久力を測定する種目はシャトルランと持久走（中高校生以上のみ）の 2 種目である。シャトルランについては，小学生の全体効果が負に推定されているが有意ではない。ただし，福島県の負値が他県よりも大きく負で有意に推定されており，厳格な屋外活動規制が持久力を大きく削ぐことが確認できる。中高校生については，シャトルランに対する平均処置効果は全てマイナスで多くが有意であるが，持久走に対する平均処置効果は逆に正に推定されている。実際にどちらの種目を採用するのかは学校によるが，データでは中高校生の 6 割がシャトルラン，4 割が持久走の記録があり，この割合は各年齢（学年）でほとんど違いはない。また，都道府県別にみても，一定の傾向は見出せないため，本研究で，この違いが生じる理由をこれ以上突き止めることができないが，何らかのセレクションの影響が反映されているかもしれない。

なお，PFAAS の実技調査で測定されるそれ以外の身体能力が，将来のどのような社会経済変数に影響を及ぼすのかを詳細に識別することは困難であるが，小学生については，推定された全体の平均処置効果は全て負であり，県によって種目ごとの負の効果が異なることが確認できる。中高校生については，上述の持久走と 50m 走の平均処置効果も正であるが，それ以外の種目の平均処置効果は負に推定されており，こちらも県と種目によって影響が異なる様子が確認できる。

補論 F　被災地別の個人属性ごとの平均処置効果

脚注 10 で示したように，(2) 式に基づいた形式で処置群である被災地を細分化したモデルでも推定を行った。推定結果は表 F1 にまとめた通りであり，いずれの結果変数に対しても，いくつかの属性において有意な差が確認できるが，その規模自体は小さいものが多い。その中で特筆すべき結果は以下の 2 点である。第一に，BMI の増加に有意な影響があるのは，岩手県では中学生，福島県では小学生であるが，宮城県では小学生から高校生にかけて全て正で有意に推定されている。第二に，運動能力については，福島県の小学生で負で有意に推定されている。

［表 F1　三重差分法による個人属性ごとの平均処置効果（被災地別）］

補論 G　サンプルにおける出生年と年齢の対応

表 G1 は，サンプルにおける出生年と年齢の対応をまとめたものであり，各セルの数値は原データにおける各年度の各年齢の個人数，括弧内は被災三県の個人数を示している。また，イタリックの太字は 2011 年の調査対象者数を示す。5.2 節でも述べたように，処置群内でも生年によって処置を受けるタイミングが異なることが分かる。例えば，6 歳から 17 歳まで観察できる発育に関する変数については，1992 年以前に生まれた子供は最後の調査が 2011 年 3 月以前に行われた世代なので，彼らの結果変数は東日本大震災の影響を受けていない（Never treated グループ：濃い灰色）。同様に，2005 年生まれ以降の子供は，最初の調査が震災発生後に行われた世代（Early treated グループ：薄い灰色）であり，それ以外の子供は，在学中に震災を経験した世代（Late treated グループ）である。同様に，運動能力については，1998 年生まれ以前の小学生と 1992 年生まれ以前の中高校生は Never treated グループ，2005 年以降生まれの小学生と 1999 年以降生まれの中高校生は Early treated グループ，それ以外の世代は Late treated グループとみなせる。

［表 G1　PFAAS における震災発生のタイミング］

この区分によって推定される ATET は，震災による環境変化に曝露されるタイミングの違いによって子供の健康資本蓄積がどのような影響を受けるのかを理解するうえで非常に重要である。

補論 H　因果媒介分析における生活習慣別の直接効果

表 H1 には媒介変数の記述統計量をまとめている。睡眠時間については，学齢期の子供にとって睡眠不足である 8 時間未満が全体の 64.7%を占める。運動頻度については，週 1 日以上の定

期的な運動をしている子供が全体の 77.4%を占めているが，全く運動していない者も 12.5%ほど存在している。スクリーン時間については，1-2 時間がやや多く，3 時間以上がやや少ないが，概ねほぼ均等である。それぞれ，平均値の差に有意なものがあるが，概ねその差は小さい。

表 H2 は，それぞれの媒介変数に特定の値を設定したときの結果に対する平均処置効果（controlled direct effect）をまとめたもので，上から順に良好な生活習慣の影響を報告しているが，日常的な生活習慣の違いが，様々負の健康ショックをもたらすことが確認できる。パネル A は睡眠時間別の平均処置効果であるが，良好な生活習慣を持つ者（睡眠時間が 8 時間以上の者）ほど，身長や体重が有意に低いが，肥満度については有意な差はない。パネル B の運動能力については，睡眠時間が短いほど負値が有意で大きくなっていく。運動頻度については，運動習慣のない者ほど身長や体重が有意に低いが，肥満度については有意な差はない。運動能力については，小学生では運動習慣がある者ほど負の影響は大きいが，中高校生は全般的に同程度の負で有意な影響が確認できる。パネル C のスクリーン時間については，発育にはほとんど影響しないが，スクリーン時間が長い者ほど運動能力に対する負で有意な影響が大きくなっていることが確認できる。なお，脚注 11 に示したことと同様に，(2)式のように，処置群である被災地を細分化したモデルでも推定を行っており，具体的な結果はリクエストに応じて提供することが可能である。

［表 H1　媒介変数の記述統計量］
［表 H2　因果媒介分析における生活習慣別の直接効果］

表 1　記述統計量

変数名	(1) 観測値数	(2) 平均	(3) 標準偏差	(4) 平均の差	(5) 標準誤差
成果変数					
身長（cm）	410,403	147.309	17.760	0.531**	0.112
体重（kg）	403,750	41.703	14.471	1.029**	0.095
BMI	402,323	18.546	3.043	0.362**	0.021
合計得点（小学生，[0-80]）	170,879	46.870	12.924	0.498**	0.127
合計得点　（中高校生，[0-80]）	213,379	49.669	11.851	−0.247**	0.104
個人属性					
処置群(=1 岩手・宮城・福島)	410,403	0.063	0.243	1.000	0.000
震災後(=1 2012年～)	410,403	0.645	0.478	−0.012**	0.003
女性	410,403	0.500	0.500	−0.002	0.003
年齢	410,403	11.857	3.446	0.001	0.022
朝食毎日	410,403	0.853	0.354	0.007**	0.002
朝食ときどき	410,403	0.123	0.328	−0.005**	0.002
朝食食べない	410,403	0.024	0.154	−0.003**	0.001
スポーツクラブ加入	410,403	0.389	0.487	0.014**	0.003
震災時胎児	410,403	0.005	0.073	0.000	0.000
定時制高校生	410,403	0.033	0.180	−0.003**	0.001
大・中都市	410,403	0.299	0.458	−0.100**	0.003
小都市	410,403	0.489	0.500	0.038**	0.003
町村	410,403	0.211	0.408	0.062**	0.003
マクロデータ					
課税対象者一人当たり所得(千円)	410,403	2945.182	391.199	−240.966**	1.655
未成年1,000人当たり小児科医師数	410,403	66.101	30.489	−17.100**	0.176
未成年者一人当たり公衆衛生費（千円）	410,403	8634.200	38116.670	3709.489**	194.672
未成年人口割合	410,403	0.179	0.016	−0.003**	0.000
未成年人口増加率	410,403	−0.008	0.030	−0.005**	0.000

注:この表はサンプルに含まれている変数の平均と標準偏差，および処置群と対照群の平均値の差の検定結果をまとめている。**と*は， 1%と 5%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。分析対象期間（2006 年～2019 年）における為替レートの平均［最高値，最安値］は 102.94［76.72, 122.64］ JPY/USD である。

表 2　共通トレンドに関する統計的結果

被説明変数	(1) 身長	(2) 体重	(3) BMI	(4) 運動能力 （小学生）	(5) 運動能力 （中高校生）
Panel A: Total ATET					
$AA \times d_{0t} \times t$	−0.001**	−0.003*	−0.001	−0.004	−0.010**
	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.005)	(0.005)
R-squared	0.880	0.825	0.453	0.015	0.347
Panel B: Regional ATETs					
$Iwate \times d_{0t} \times t$	0.000*	−0.002**	0.001	0.001	−0.017**
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.003)	(0.003)
$Miyagi \times d_{0t} \times t$	−0.001**	−0.002	0.000	−0.011**	−0.010**
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.004)	(0.003)
$Fukushima \times d_{0t} \times t$	−0.001**	−0.005**	−0.004**	−0.001	−0.002
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.003)	(0.003)
R-squared	0.880	0.825	0.453	0.685	0.347
Observations	410,403	403,750	402,323	170,879	213,379

注：この表は，(3)式の推定結果のうち，処置群ダミーと導入前期間ダミーとタイムトレンドの 3 重交差項（$AA_{ip} \times d_{0t} \times t$）の推定結果を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で示した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果，さらに処置群ダミーと導入後期間ダミーとタイムトレンドの 3 重交差項を含んでいる。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

表3　東日本大震災の子供の発育と運動能力に対する平均処置効果

被説明変数	(1) 身長	(2) 体重	(3) BMI	(4) 運動能力 （小学生）	(5) 運動能力 （中高校生）
Panel A: Total ATET					
AA × EQ	−0.001	−0.002	0.001	−0.012**	−0.028**
	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.009)
R-squared	0.880	0.825	0.453	0.685	0.347
Panel B: Regional ATETs					
Iwate × EQ	−0.002**	−0.011**	−0.005**	−0.016	−0.047**
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.005)
Miyagi × EQ	−0.001*	−0.002	0.001	−0.008*	−0.017**
	(0.000)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.006)
Fukushima × EQ	−0.001	0.004	0.007**	−0.015*	−0.025**
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.006)	(0.007)
R-squared	0.880	0.825	0.453	0.685	0.347
Observations	410,403	403,750	402,323	170,879	213,379

注：この表は，(1)式（パネル A）と(2)式（パネル B）の推定結果のうち，東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

表4　三重差分法による個人属性ごとの平均処置効果

被説明変数	(1) 身長	(2) 体重	(3) BMI	(4) 運動能力 （小学生）	(5) 運動能力 （中高校生）
DD (=AA×EQ)	0.000	−0.028	−0.018	0.032	−0.083*
	(0.004)	(0.016)	(0.015)	(0.078)	(0.031)
DD×女性	−0.002**	−0.008*	−0.006	−0.022**	0.009
	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.008)
DD×7歳	−0.001	0.013**	0.016**	−0.017	
	(0.002)	(0.005)	(0.004)	(0.013)	
DD×8歳	−0.002	0.004	0.004	0.023	
	(0.003)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	
DD×9歳	−0.001	0.002	0.008	−0.003	
	(0.003)	(0.010)	(0.008)	(0.018)	
DD×10歳	0.003	0.010	0.011	0.001	
	(0.003)	(0.020)	(0.010)	(0.017)	
DD×11歳	0.000	0.013*	0.011*	0.000	
	(0.002)	(0.006)	(0.005)	(0.018)	
DD×12歳	−0.003	0.012	0.018*		
	(0.004)	(0.013)	(0.007)		
DD×13歳	0.002	0.016*	0.013		0.022*
	(0.001)	(0.007)	(0.006)		(0.009)
DD×14歳	0.000	0.016	0.016		0.041**
	(0.002)	(0.010)	(0.009)		(0.009)
DD×15歳	0.001	0.000	−0.003		0.079**
	(0.001)	(0.003)	(0.003)		(0.018)
DD×16歳	−0.002	−0.010*	−0.007*		0.086**
	(0.001)	(0.005)	(0.003)		(0.014)
DD×17歳	−0.001	0.007	0.008		0.110**
	(0.001)	(0.008)	(0.009)		(0.015)
DD×朝食:毎日食べる	−0.002	0.016	0.018	−0.024	−0.013
	(0.002)	(0.014)	(0.013)	(0.069)	(0.018)
DD×朝食:ときどき食べない	0.001	0.026	0.026	−0.010	−0.015
	(0.001)	(0.015)	(0.015)	(0.067)	(0.033)
DD×スポーツクラブ	0.001	0.008*	0.004	0.007	−0.015
	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.011)
DD×震災時胎児	−0.001	−0.019	−0.013*	−0.086**	
	(0.003)	(0.010)	(0.005)	(0.024)	
DD×定時制高校生	−0.002	0.006	0.013		0.006

	(0.001)	(0.013)	(0.013)		(0.017)
DD×大・中都市	0.004	0.012**	−0.001	−0.008	0.023
	(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.032)	(0.028)
DD×小都市	0.001	−0.001	−0.010	−0.018	0.008
	(0.002)	(0.006)	(0.005)	(0.016)	(0.019)
R-squared	0.880	0.825	0.454	0.685	0.349
Observations	410,403	403,750	402,323	170,879	213,379

注：この表は，(1)式の推定結果のうち，東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果と各個人属性の交差項の DDD 推定値を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

表5　震災による平均処置効果の異質性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Treatment-Control	Early-Never	Late-Never	Late-Early	Early-Never	Late-Never	Late-Early	Early-Never	Late-Never	Late-Early
Dependent variable	(i) 身長			(ii) 体重			(iii) BMI		
Panel A: Total ATET									
AA × EQ	0.005**	−0.002**	−0.003**	0.014**	−0.005	−0.009	0.006**	0.000	−0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.004)	(0.006)	(0.002)	(0.002)	(0.005)
R-squared	0.905	0.852	0.879	0.867	0.787	0.821	0.538	0.402	0.439
Panel B: Regional ATETs									
Iwate × EQ	0.007**	−0.004**	−0.005**	0.014**	−0.014**	−0.021**	0.002	−0.004**	−0.009**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
Miyagi × EQ	0.004**	−0.002**	−0.003**	0.014**	−0.003	−0.010**	0.008**	0.001	−0.005**
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
Fukushima × EQ	0.004**	−0.002*	−0.003**	0.014**	0.000	0.003	0.007**	0.004	0.010**
	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Adjusted R-squared	0.905	0.852	0.879	0.867	0.787	0.821	0.538	0.402	0.439
Observations	138,044	329,813	352,949	135,558	324,757	347,185	135,139	323,576	345,931

Dependent variable	(iv) 運動能力（小学生）			(v) 運動能力（中高校生）		
Panel A: Total ATET						
AA × EQ	−0.013*	−0.011	−0.022	−0.030**	−0.026**	−0.033**
	(0.006)	(0.006)	(0.011)	(0.011)	(0.008)	(0.009)
R-squared	0.686	0.681	0.681	0.349	0.342	0.356
Panel B: Regional ATETs						
Iwate × EQ	−0.004	−0.017**	−0.047**	−0.053**	−0.043**	−0.046**
	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.007)	(0.008)
Miyagi × EQ	−0.017**	−0.002	−0.004	−0.016*	−0.017*	−0.026**
	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.007)	(0.009)
Fukushima × EQ	−0.016**	−0.016	−0.021**	−0.030**	−0.022*	−0.033**
	(0.006)	(0.009)	(0.007)	(0.008)	(0.009)	(0.010)

Adjusted R-squared	0.686	0.681	0.681	0.349	0.342	0.356
Observations	109,918	103,725	128,115	137,408	129,769	159,581

注：この表は，(1)式（パネル A）と(2)式（パネル B）の推定結果のうち，stacked regression（Cengiz et al., 2019）によって得た東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。それぞれの分析における処置群と対照群は“Treatment−Control”に示している。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

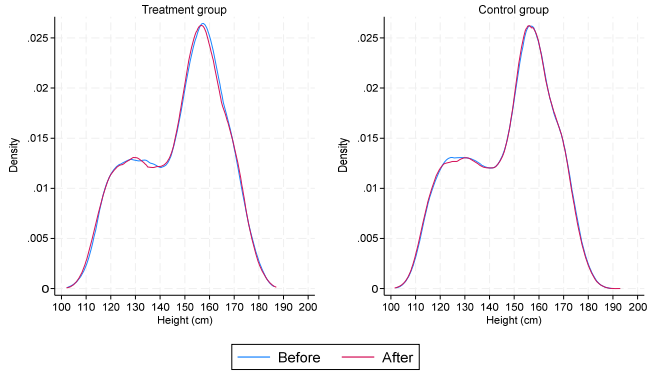
表6　因果媒介分析による平均処置効果の直接・間接効果

被説明変数	(1) 身長	(2) 体重	(3) BMI	(4) 運動能力 （小学生）	(5) 運動能力 （中高校生）
Panel A: Mediator variable = hours of sleep					
Total effect	−0.001	−0.002	0.001	−0.012**	−0.027**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
Direct effect	−0.001	−0.002	0.001	−0.012**	−0.028**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
Indirect effect	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Observations	408,851	402,232	400,815	170,154	212,662
Panel B: Mediator variable = exercise frequency					
Total effect	−0.001	−0.002	0.001	−0.013**	−0.028**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
Direct effect	−0.001	−0.002	0.001	−0.014**	−0.026**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
Indirect effect	0.000	0.000	0.000	0.001	−0.002*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)
Observations	408,731	402,111	400,688	170,135	212,592
Panel C: Mediator variable = hours of detrimental activities					
Total effect	−0.001	−0.002	0.001	−0.012**	−0.027**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
Direct effect	−0.001	−0.002	0.001	−0.012**	−0.029**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
Indirect effect	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
Observations	408,913	402,292	400,870	170,304	212,622

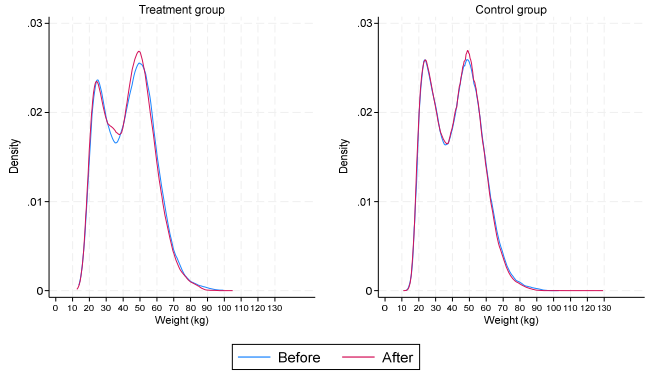
注：この表は，東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果を，媒介変数を介して直接効果（*Direct effect*）と間接効果（*Indirect effect*）に分割して得られた結果を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

図 1　結果変数の分布の比較

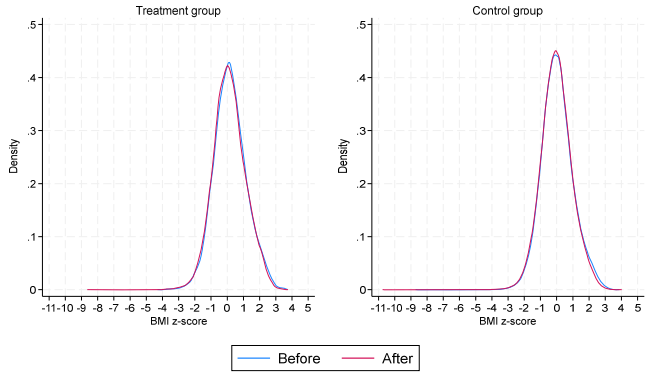
(A) 身長



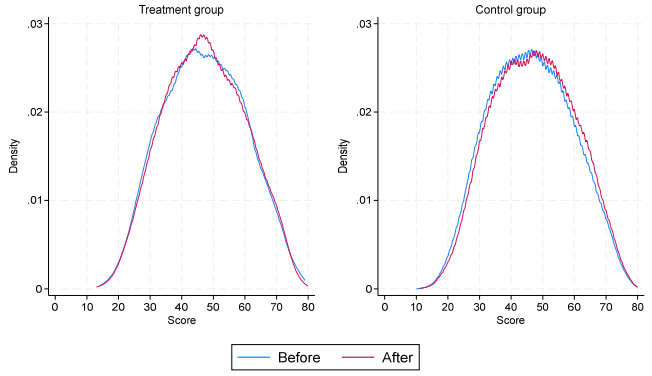
(B) 体重



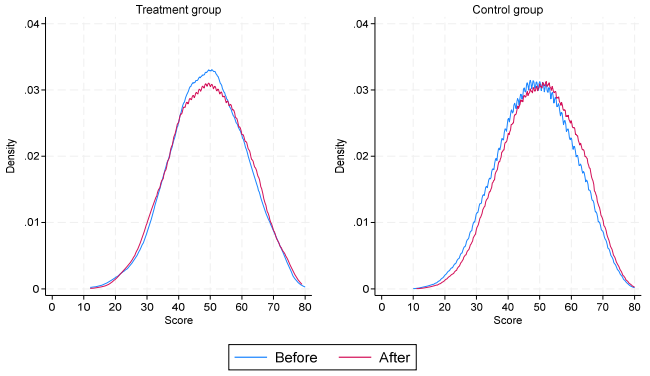
(C) BMI z-score



(D) 運動能力（小学生）



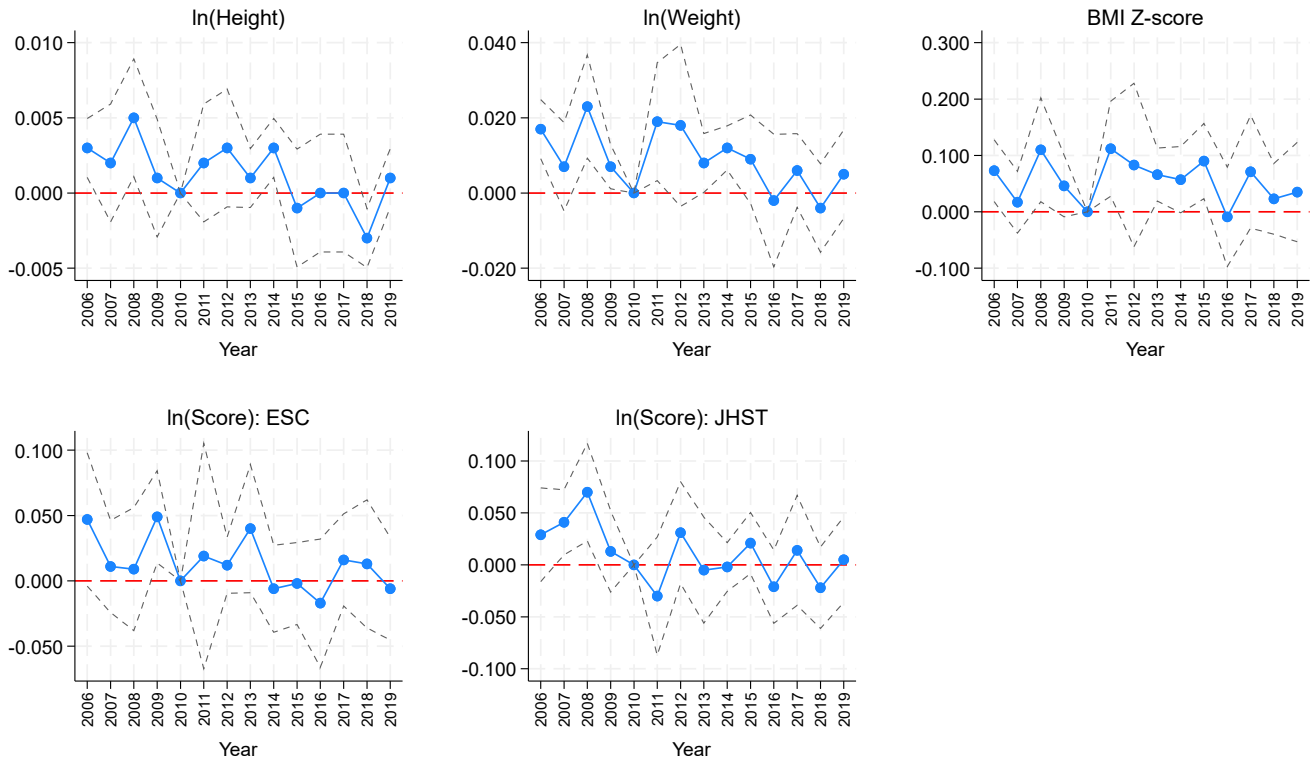
(E) 運動能力（中高校生）



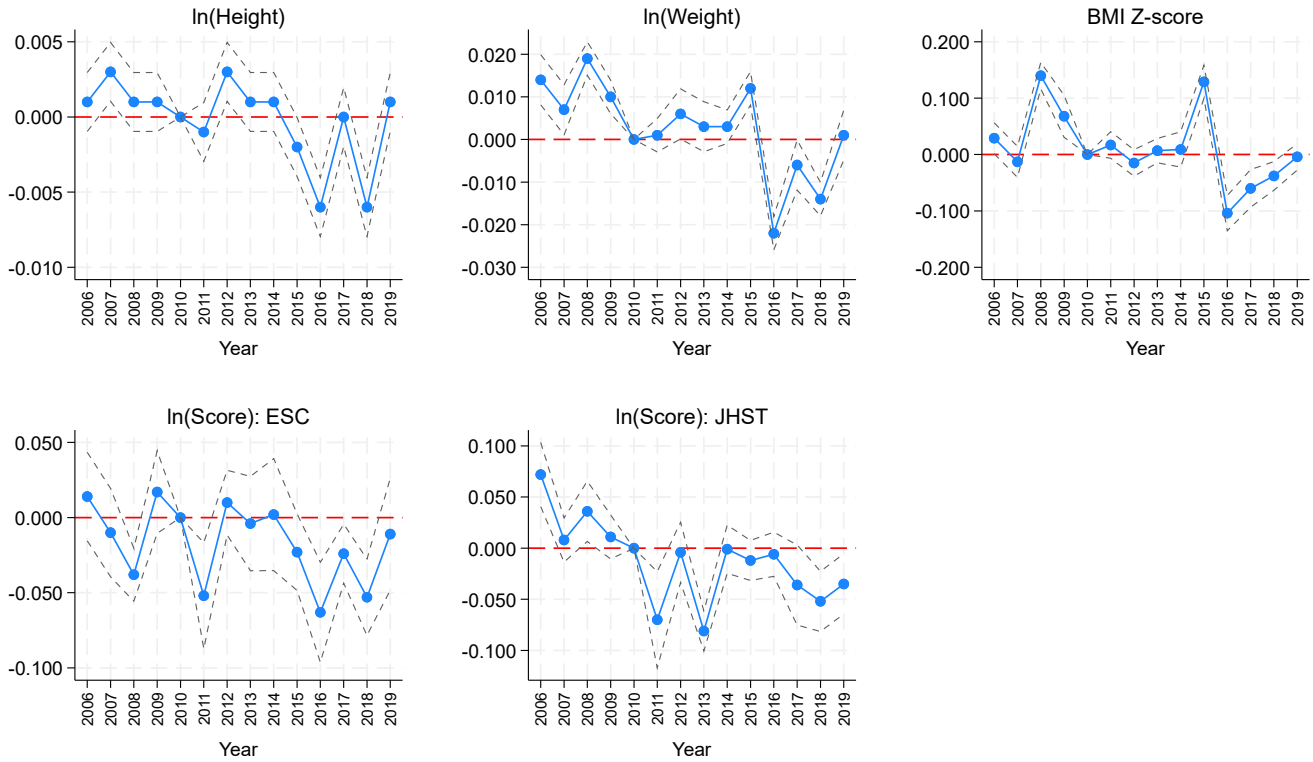
注：この図は，それぞれの結果変数のカーネル分布をグループ別に示したものである。青線は震災前，赤色は震災後のデータに基づく分布である。

図2　平均処置効果の長期的推移

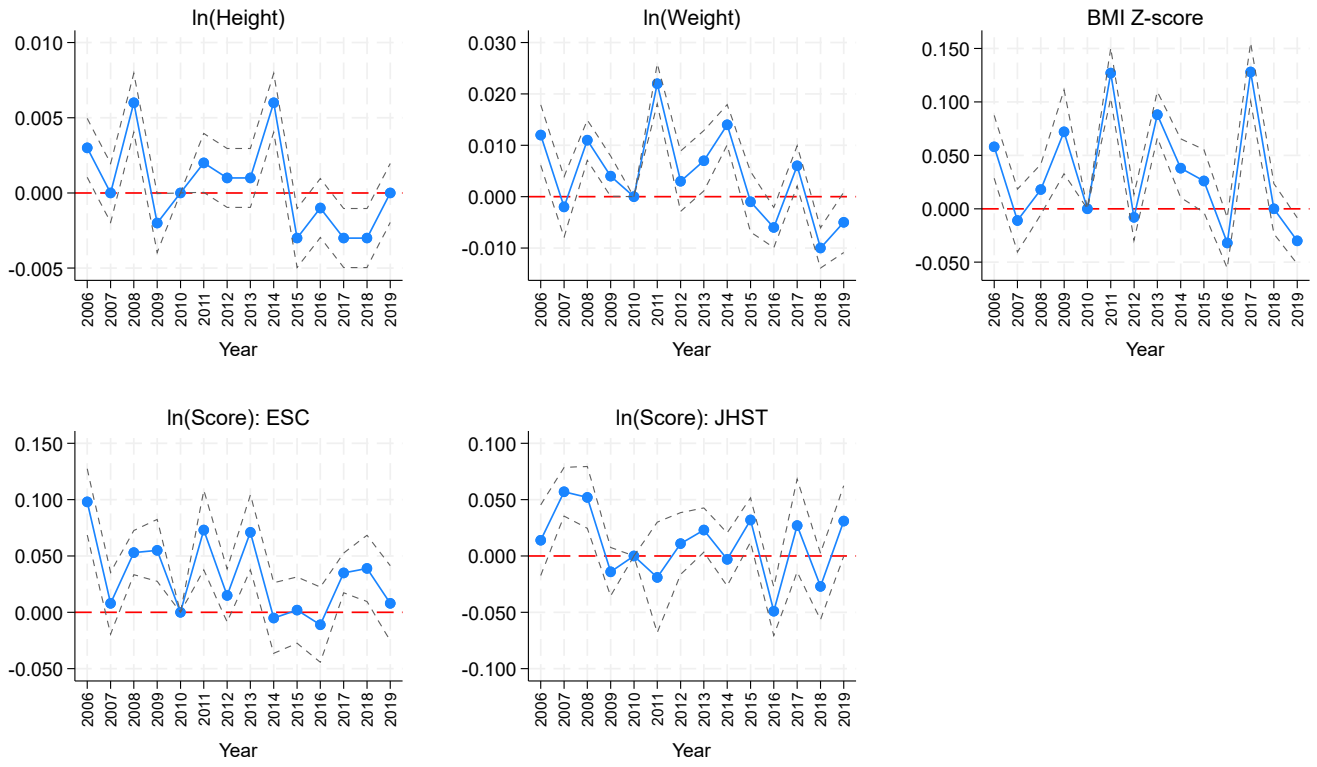
(A)全体



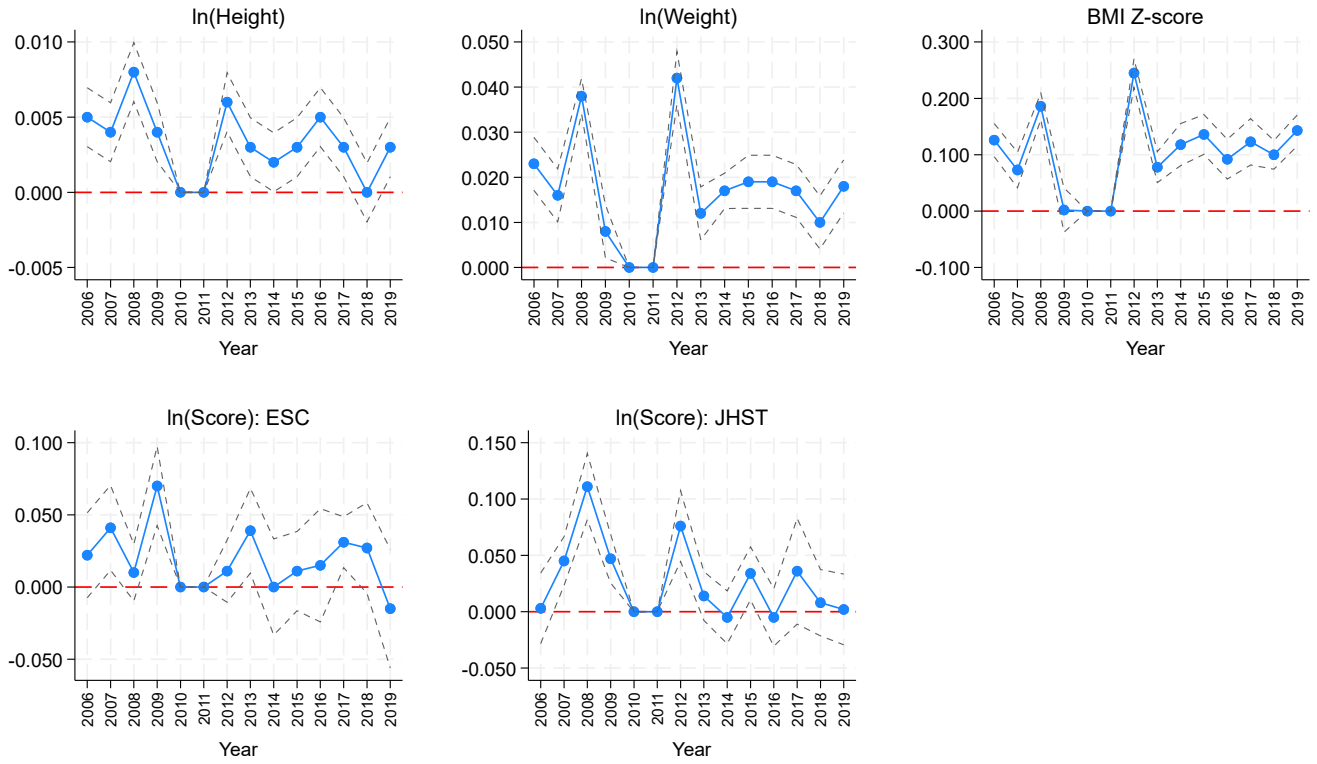
(B)岩手県



(C) 宮城県



(D) 福島県



注:この図は，(1？)式(パネル A)と(2？)式(パネル B･C･D)の推定結果のうち，東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果と都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error に基づく 95%信頼区間を報告している。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。

表 A1　各種目の概要と計測される運動能力

種目	定義	運動能力
握力	スメドレー式握力計。左右2回ずつ計測した最大値を記録とする。	筋力
上体起こし	30秒間の実施回数。	筋力・筋持久力
長座体前屈	長座体勢で段ボール箱（A4コピー用紙の箱）を膝を曲げずに押す。2回実施したうちの最大値を記録とする。	柔軟性
反復横とび	100cm間隔の三本線を，20秒間にサイドステップで超えることを20秒間繰り返す。2回実施し，最大値を記録とする。	敏捷性
シャトルラン	20m間隔の二本線間を時間内に移動することを繰り返す。時間間隔は短くなっていく。	全身持久力
持久走	中学生のみ。男子は1500m，女子は1000mの記録。	全身持久力
50m走	小学生はスタンディングスタート，中高校生はクラウチングスタートで実施する。	スピード
立幅とび	両足をついて跳躍する。2回実施し，最大値を記録とする。データ上，実施場所（屋内外）は識別不可能。	瞬発力
ボール投げ	小学生はソフトボール，中高校生はハンドボールを投げる。2回実施し，最大値を記録とする。	巧緻性・瞬発力・器用さ

注：文部科学省『体力・運動能力調査』より筆者作成。

表 A2　各種目の得点分布と記述統計

(A) 小学生

種目	握力	上体起こし	長座体前屈	反復横とび	シャトルラン	50m走	立ち幅とび	ソフトボール投げ
単位	kg	回	cm	点	回	秒	cm	m
(i) 男子								
得点 10	26 ～	26 ～	49 ～	50 ～	80 ～	～ 8.0	192 ～	40 ～
9	23 ～ 25	23 ～ 25	43 ～ 48	46 ～ 49	69 ～ 79	8.1 ～ 8.4	180 ～ 191	35 ～ 39
8	20 ～ 22	20 ～ 22	38 ～ 42	42 ～ 45	57 ～ 68	8.5 ～ 8.8	168 ～ 179	30 ～ 34
7	17 ～ 19	18 ～ 19	34 ～ 37	38 ～ 41	45 ～ 56	8.9 ～ 9.3	156 ～ 167	24 ～ 29
6	14 ～ 16	15 ～ 17	30 ～ 33	34 ～ 37	33 ～ 44	9.4 ～ 9.9	143 ～ 155	18 ～ 23
5	11 ～ 13	12 ～ 14	27 ～ 29	30 ～ 33	23 ～ 32	10.0 ～ 10.6	130 ～ 142	13 ～ 17
4	9 ～ 10	9 ～ 11	23 ～ 26	26 ～ 29	15 ～ 22	10.7 ～ 11.4	117 ～ 129	10 ～ 12
3	7 ～ 8	6 ～ 8	19 ～ 22	22 ～ 25	10 ～ 14	11.5 ～ 12.2	105 ～ 116	7 ～ 9
2	5 ～ 6	3 ～ 5	15 ～ 18	18 ～ 21	8 ～ 9	12.3 ～ 13.0	93 ～ 104	5 ～ 6
1	～ 4	～ 2	～ 14	～ 17	～ 7	13.1 ～	～ 92	～ 4
平均	14.753	17.020	30.308	37.048	41.241	9.998	140.783	18.801
標準偏差	5.034	6.580	7.948	9.218	23.372	1.232	25.212	9.652
観測値数	90,422	94,230	94,382	93,706	94,098	93,391	94,227	94,394
(ii) 女子								
得点 10	25 ～	23 ～	52 ～	47 ～	64 ～	～ 8.3	181 ～	25 ～
9	22 ～ 24	20 ～ 22	46 ～ 51	43 ～ 46	54 ～ 63	8.4 ～ 8.7	170 ～ 180	21 ～ 24
8	19 ～ 21	18 ～ 19	41 ～ 45	40 ～ 42	44 ～ 53	8.8 ～ 9.1	160 ～ 169	17 ～ 20
7	16 ～ 18	16 ～ 17	37 ～ 40	36 ～ 39	35 ～ 43	9.2 ～ 9.6	147 ～ 159	14 ～ 16
6	13 ～ 15	14 ～ 15	33 ～ 36	32 ～ 35	26 ～ 34	9.7 ～ 10.2	134 ～ 146	11 ～ 13
5	11 ～ 12	12 ～ 13	29 ～ 32	28 ～ 31	19 ～ 25	10.3 ～ 10.9	121 ～ 133	8 ～ 10
4	9 ～ 10	9 ～ 11	25 ～ 28	25 ～ 27	14 ～ 18	11.0 ～ 11.6	109 ～ 120	6 ～ 7
3	7 ～ 8	6 ～ 8	21 ～ 24	21 ～ 24	10 ～ 13	11.7 ～ 12.4	98 ～ 108	5
2	4 ～ 6	3 ～ 5	18 ～ 20	17 ～ 20	8 ～ 9	12.5 ～ 13.2	85 ～ 97	4
1	～ 3	～ 2	～ 17	～ 16	～ 7	13.3 ～	～ 84	～ 3
平均	14.051	15.838	33.669	35.207	32.211	10.311	132.342	11.234
標準偏差	5.011	5.963	8.403	8.362	17.967	1.213	24.627	5.494
観測値数	90,051	93,797	94,099	93,259	93,208	93,235	93,902	93,484
小数点以下	四捨五入		切り捨て			切り上げ	切り捨て	切り捨て

(B) 中学生

種目		握力	上体起こし	長座体前屈	反復横とび	シャトルラン	持久走	50m走	立ち幅とび	ハンドボール投げ
単位		kg	回	cm	点	回	秒	秒	cm	m
(i) 男子										
得点	10	56 ～	35 ～	64 ～	6 ～	125 ～	～ 299	～ 6.6	265 ～	37 ～
	9	51 ～ 55	33 ～ 34	58 ～ 63	60 ～ 62	113 ～ 124	300 ～ 316	6.7 ～ 6.8	254 ～ 264	34 ～ 36
	8	47 ～ 50	30 ～ 32	53 ～ 57	56 ～ 59	102 ～ 112	317 ～ 333	6.9 ～ 7.0	242 ～ 253	31 ～ 33
	7	43 ～ 46	27 ～ 29	49 ～ 52	53 ～ 55	90 ～ 101	334 ～ 355	7.1 ～ 7.2	230 ～ 241	28 ～ 30
	6	38 ～ 42	25 ～ 26	44 ～ 48	49 ～ 52	76 ～ 89	356 ～ 382	7.3 ～ 7.5	218 ～ 229	25 ～ 27
	5	33 ～ 37	22 ～ 24	39 ～ 43	45 ～ 48	63 ～ 75	383 ～ 410	7.6 ～ 7.9	203 ～ 217	22 ～ 24
	4	28 ～ 32	19 ～ 21	33 ～ 38	41 ～ 44	51 ～ 62	411 ～ 450	8.0 ～ 8.4	188 ～ 202	19 ～ 21
	3	23 ～ 27	16 ～ 18	28 ～ 32	37 ～ 40	37 ～ 50	451 ～ 499	8.5 ～ 9.0	170 ～ 187	16 ～ 18
	2	18 ～ 22	13 ～ 15	21 ～ 27	30 ～ 36	26 ～ 36	500 ～ 560	9.1 ～ 9.7	150 ～ 169	13 ～ 15
	1	～ 17	～ 12	～ 20	～ 29	～ 25	561 ～	9.8 ～	～ 149	～ 12
平均		36.846	29.122	46.660	54.453	379.593	87.041	7.634	210.764	23.776
標準偏差		9.835	6.579	11.122	7.602	56.202	26.588	0.772	28.708	6.306
観測値数		113,410	118,007	118,241	117,051	49,311	75,590	115,977	116,587	117,995
(ii) 女子										
得点	10	36 ～	29 ～	63 ～	53 ～	88 ～	～ 229	～ 7.7	210 ～	23 ～
	9	33 ～ 35	26 ～ 28	58 ～ 62	50 ～ 52	76 ～ 87	230 ～ 242	7.8 ～ 8.0	200 ～ 209	20 ～ 22
	8	30 ～ 32	23 ～ 25	54 ～ 57	48 ～ 49	64 ～ 75	243 ～ 259	8.1 ～ 8.3	190 ～ 199	18 ～ 19
	7	28 ～ 29	20 ～ 22	50 ～ 53	45 ～ 47	54 ～ 63	260 ～ 277	8.4 ～ 8.6	179 ～ 189	16 ～ 17
	6	25 ～ 27	18 ～ 19	45 ～ 49	42 ～ 44	44 ～ 53	278 ～ 298	8.7 ～ 8.9	168 ～ 178	14 ～ 15
	5	23 ～ 24	15 ～ 17	40 ～ 44	39 ～ 41	35 ～ 43	297 ～ 318	9.0 ～ 9.3	157 ～ 167	12 ～ 13
	4	20 ～ 22	13 ～ 14	35 ～ 39	36 ～ 38	27 ～ 34	319 ～ 342	9.4 ～ 9.8	145 ～ 156	11
	3	17 ～ 19	11 ～ 12	30 ～ 34	32 ～ 35	21 ～ 26	343 ～ 374	9.9 ～ 10.3	132 ～ 144	10
	2	14 ～ 16	8 ～ 10	23 ～ 29	27 ～ 31	15 ～ 20	375 ～ 417	10.4 ～ 11.2	118 ～ 131	8 ～ 9
	1	～ 13	～ 7	～ 22	～ 26	～ 14	418 ～	11.3 ～	～ 117	～ 7
平均		26.287	23.180	46.354	46.678	295.402	54.542	8.856	169.702	14.096
標準偏差		5.185	6.084	10.055	6.378	44.704	20.824	0.809	24.837	4.272
観測値数		113,092	117,781	117,981	116,893	49,453	75,481	116,189	116,531	117,671
小数点以下		四捨五入		切り捨て			切り上げ	切り上げ	切り捨て	切り捨て

注：文部科学省『体力・運動能力調査』より筆者作成。

表 B1　欠席者を除いたサンプルにおける東日本大震災の処置効果

被説明変数	(1) 身長	(2) 体重	(3) BMI	(4) 運動能力 （小学生）	(5) 運動能力 （中高校生）
Panel A: Total ATET					
AA × EQ	−0.001	−0.003	0.000	−0.013**	−0.027**
	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.009)
R-squared	0.880	0.827	0.460	0.685	0.348
Panel B: Regional ATETs					
Iwate × EQ	−0.002**	−0.013**	−0.007**	−0.016**	−0.047**
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.005)
Miyagi × EQ	−0.001	−0.003	0.000	−0.009**	−0.016**
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.006)
Fukushima × EQ	0.000	0.004	0.007**	−0.016*	−0.025**
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.006)	(0.007)
R-squared	0.880	0.827	0.460	0.685	0.348
Observations	369,019	364,009	362,897	165,279	206,670

注：この表は，欠席者を除いたサンプルを用いて推定した(1)式（パネル A）と(2)式（パネル B）の結果のうち，東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

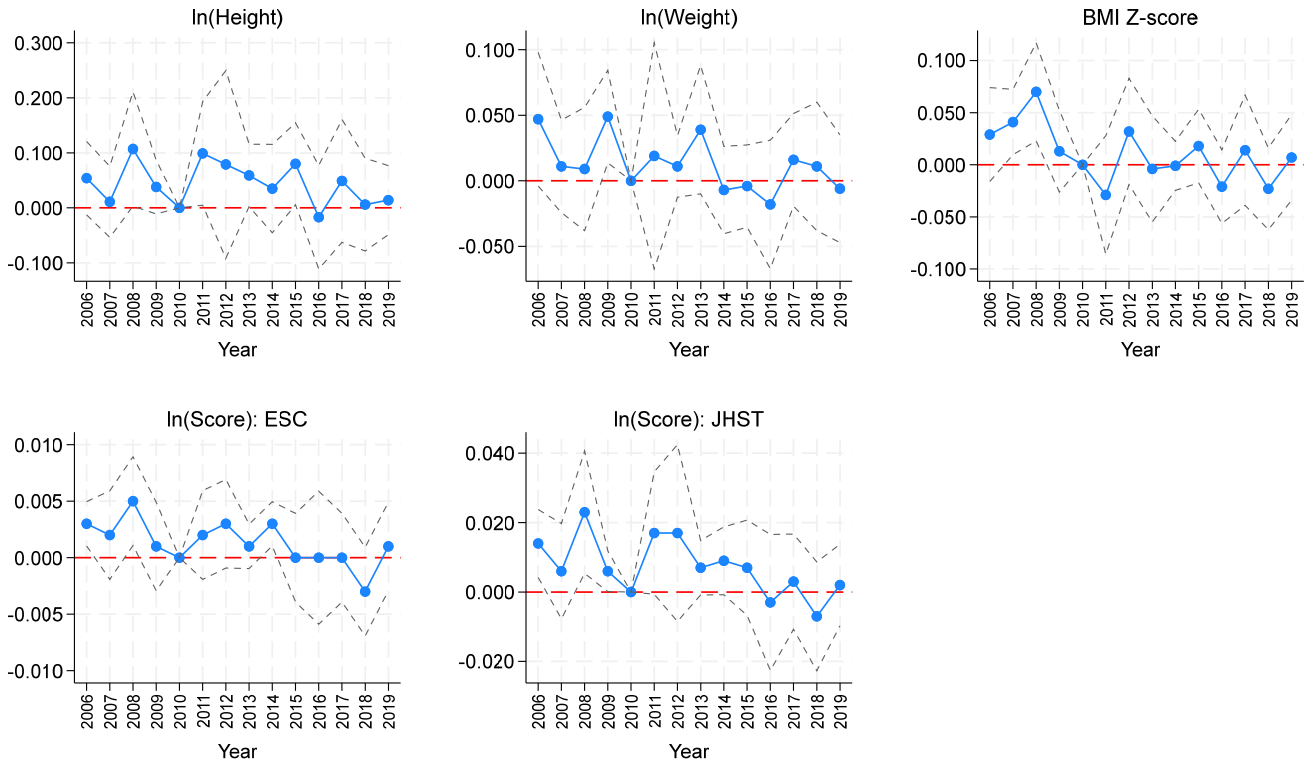
表 B2　Donut hole 推定

被説明変数	(1) 身長	(2) 体重	(3) BMI	(4) 運動能力 （小学生）	(5) 運動能力 （中高校生）
Panel A: Total ATET					
AA × EQ	−0.002*	−0.004	0.000	−0.018**	−0.029**
	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.009)
R-squared	0.880	0.825	0.452	0.688	0.351
Panel B: Regional ATETs					
Iwate × EQ	−0.002**	−0.012**	−0.005**	−0.016**	−0.046**
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.005)
Miyagi × EQ	−0.001**	−0.005**	−0.001	−0.018**	−0.018**
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.007)
Fukushima × EQ	−0.001	0.004	0.007**	−0.021**	−0.029**
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.005)	(0.007)
R-squared	0.880	0.825	0.452	0.688	0.351
Observations	381,924	375,616	374,275	158,671	198,495

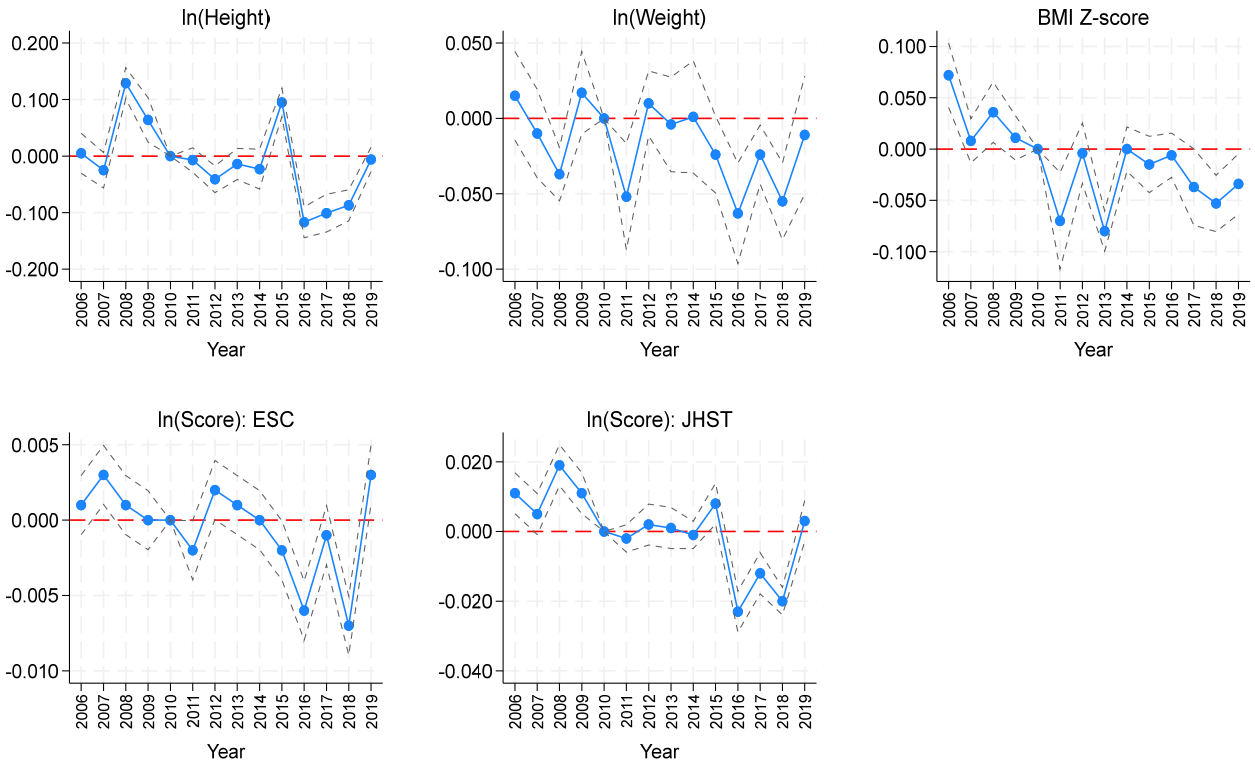
注：この表は，2011 年のサンプルを除いたサンプルを用いて推定した（1）式（パネル A）と（2）式（パネル B）の結果のうち，東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

図 B1　平均処置効果の長期的推移：欠席者を除くサンプル

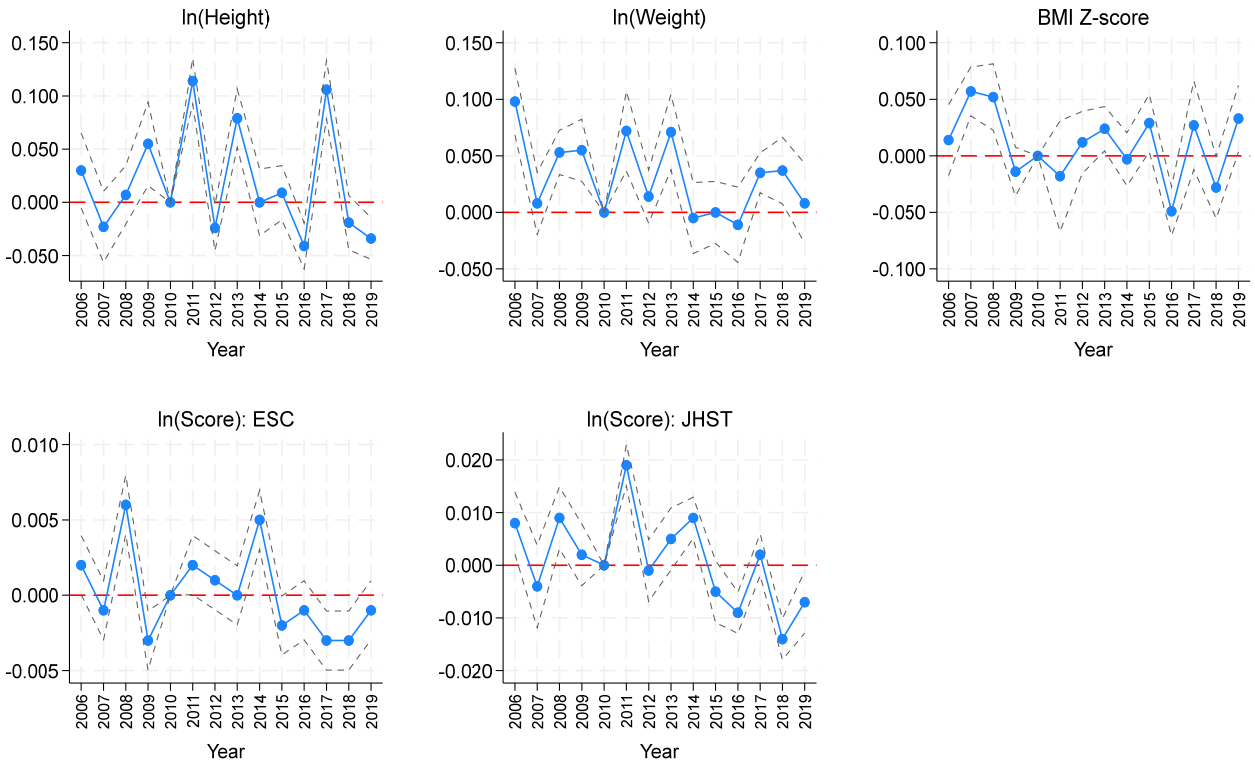
(A) 全体



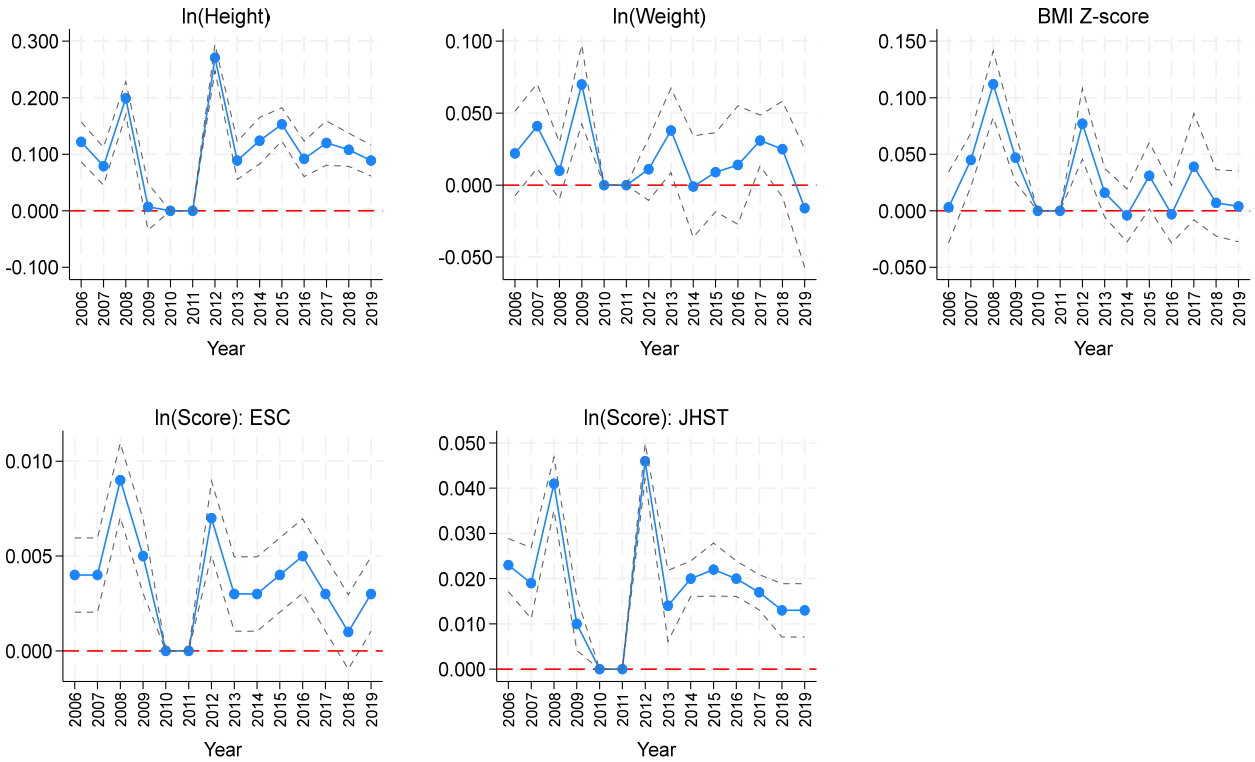
(B) 岩手県



(C) 宮城県



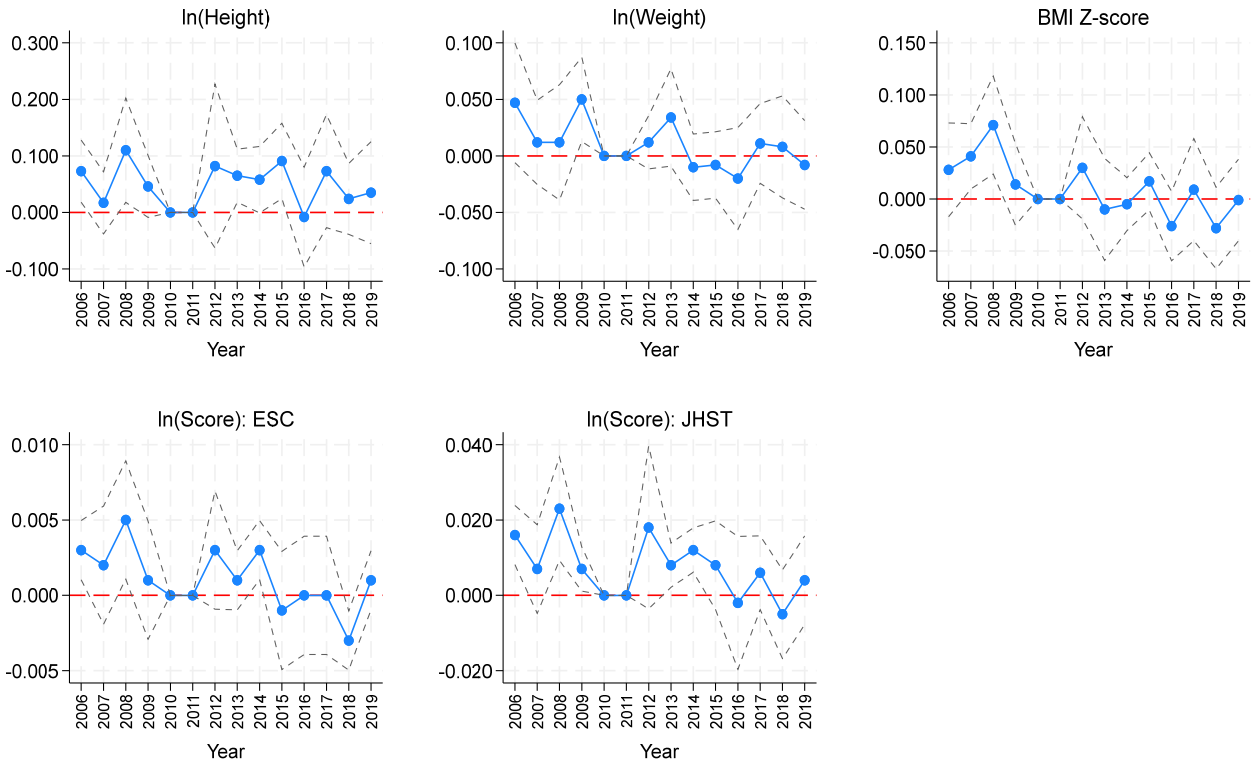
(D) 福島県



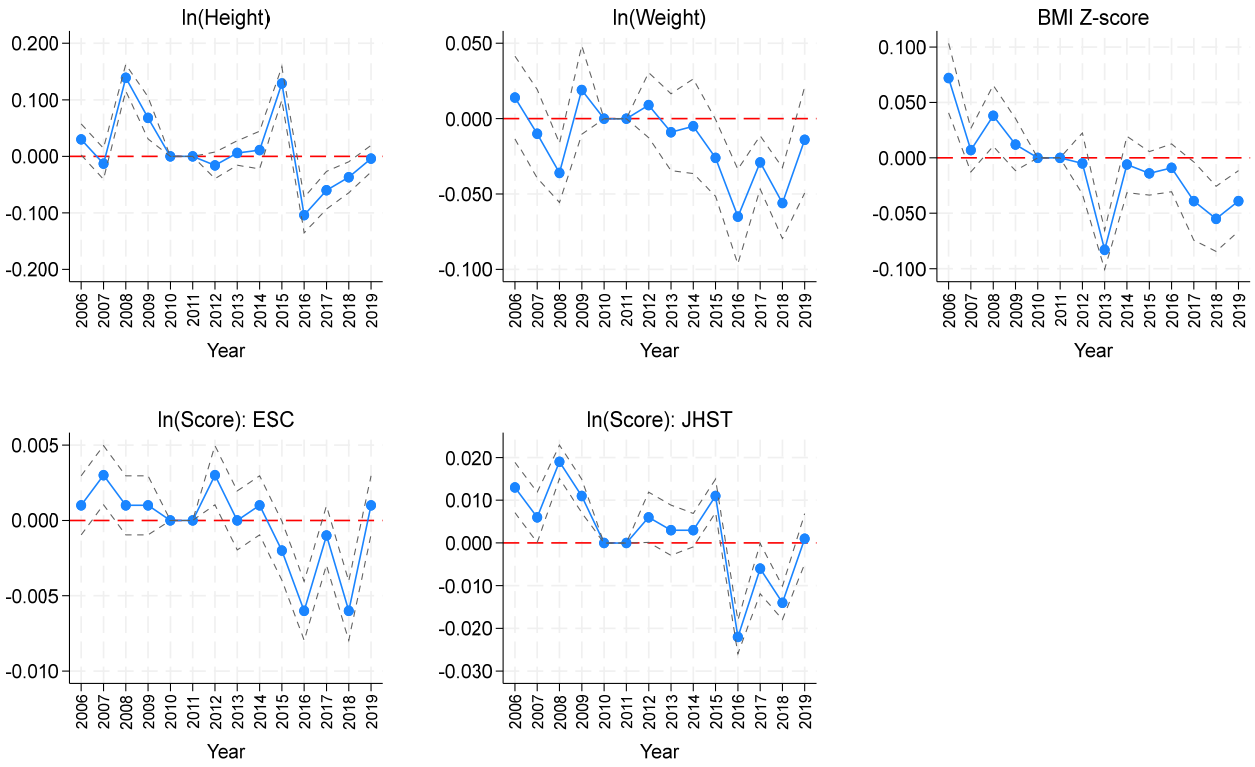
注:この図は,(1？)式(パネル A)と(2？)式(パネル B･C･D)の推定結果のうち,東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果と都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error に基づく 95%信頼区間を報告している。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には,表1で報告した個人属性と地域特有トレンド,および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。

図 B2　平均処置効果の長期的推移：Donut hole 推定

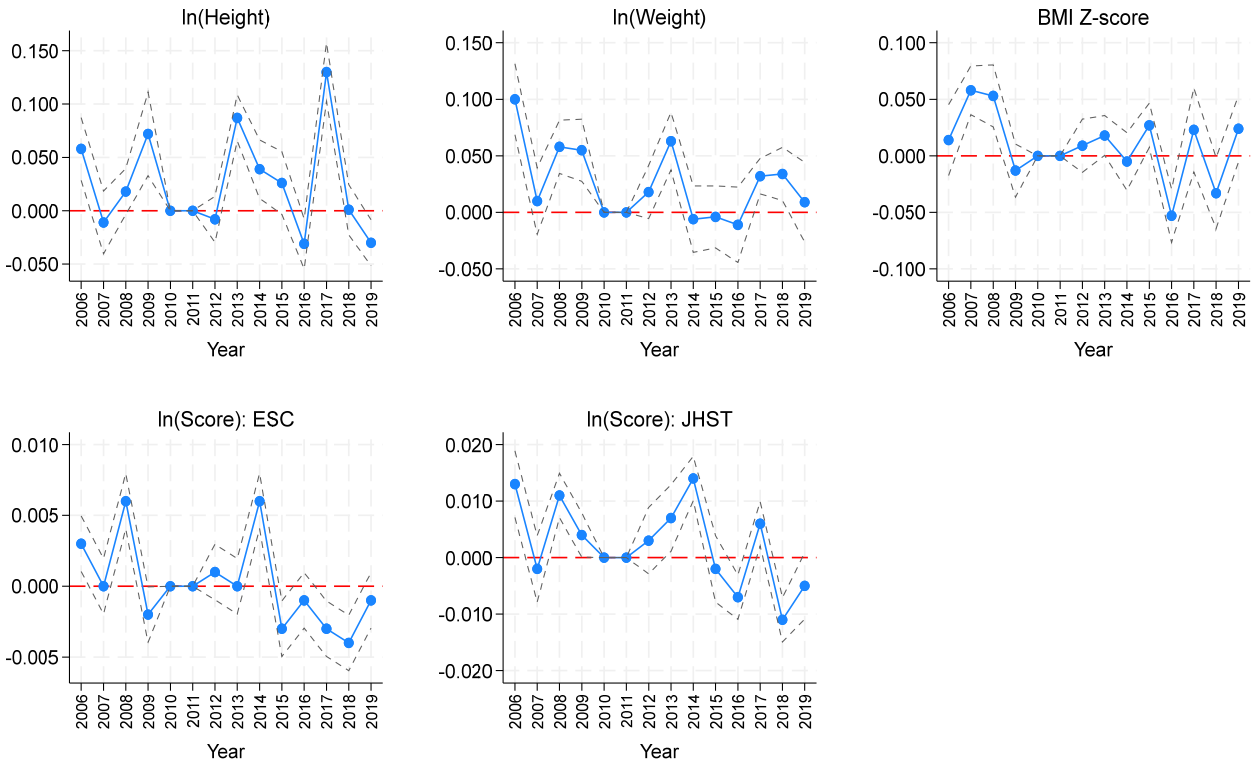
(A) 全体



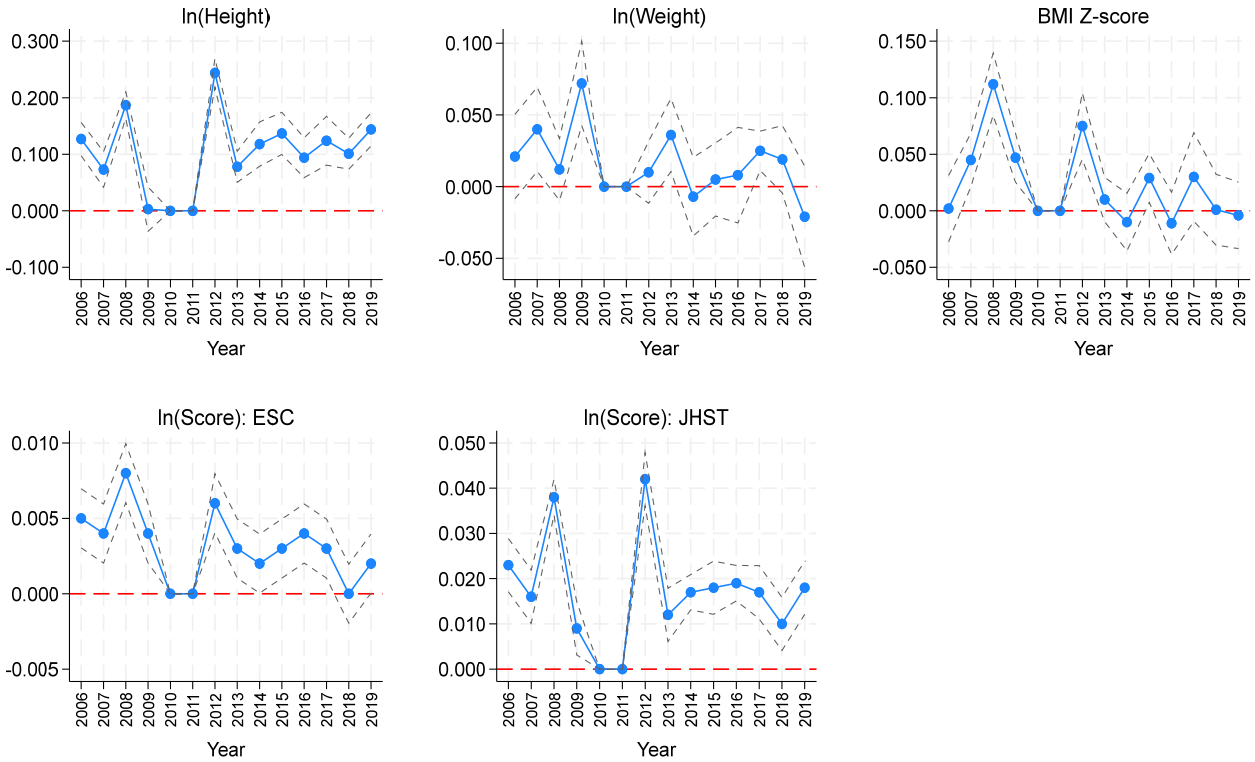
(B) 岩手県



(C) 宮城県



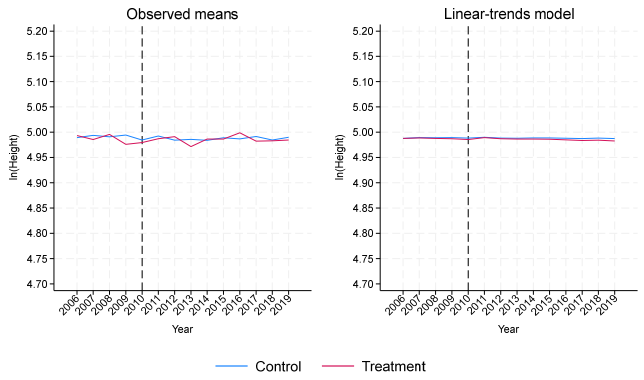
(D) 福島県



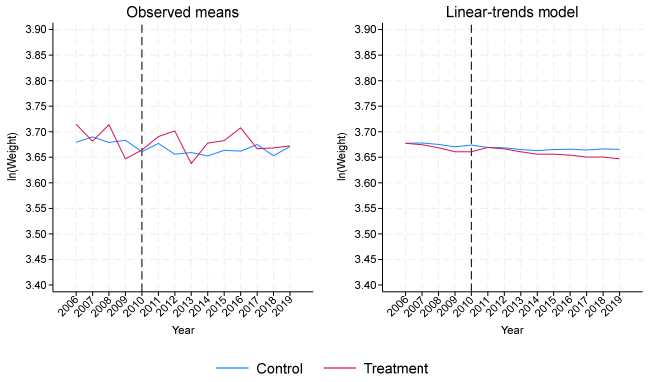
注:この図は,(1？)式(パネル A)と(2？)式(パネル B・C・D)の推定結果のうち,東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果と都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error に基づく 95%信頼区間を報告している。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には,表1で報告した個人属性と地域特有トレンド,および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。

図 C1　震災前の結果変数の共通トレンド【削除】

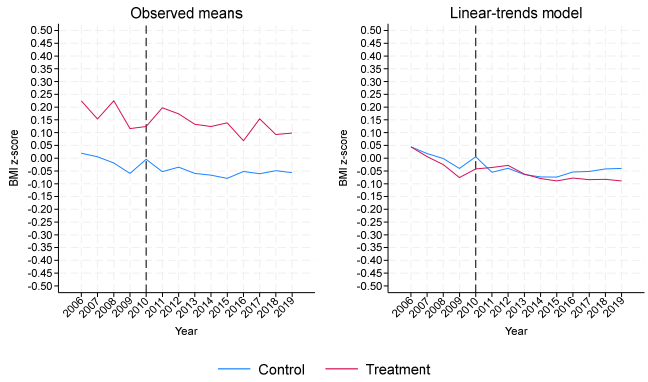
(A) 身長



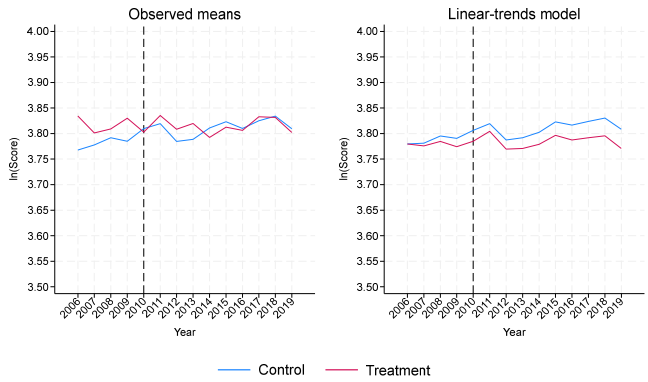
(B) 体重



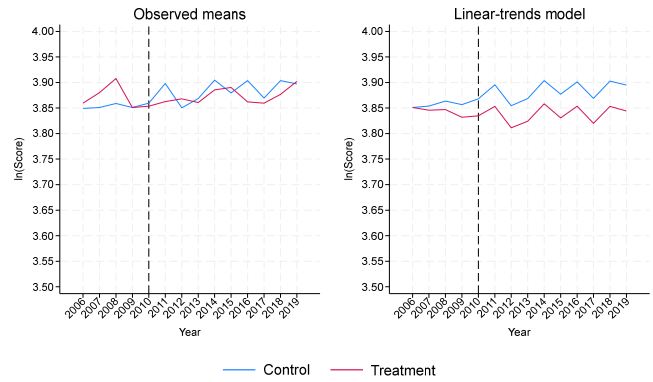
(C) BMI z-score



(D) 運動能力（小学生）



(E) 運動能力（中高校生）



注：これらの図は，結果変数の平均値のトレンドを示している。“Observed mean”は原データのトレンドを示しており，“Linear-trend model”は線形トレンドモデルの推定結果に基づくトレンドである。赤色は処置群，青色は対照群のトレンドをそれぞれを表している。

表 D1 回帰分析の全推定結果

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	身長		体重		BMI		運動能力（小学生）		運動能力（中高校生）	
	(1)式	(2)式	(1)式	(2)式	(1)式	(2)式	(1)式	(2)式	(1)式	(2)式
個人属性										
震災後	0.000	−0.001	−0.012**	−0.005	−0.011**	−0.014	0.029**	0.020	0.049**	0.048**
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.004)	(0.003)	(0.027)	(0.010)	(0.012)	(0.010)	(0.011)
女性	−0.030**	−0.030**	−0.059**	−0.059**	0.000	−0.064**	0.016**	0.016**	0.081**	0.081**
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
7歳	0.048**	0.048**	0.108**	0.108**	0.013**	−0.021*	0.210**	0.210**		
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.010)	(0.004)	(0.004)		
8歳	0.094**	0.094**	0.225**	0.225**	0.038**	0.003	0.365**	0.365**		
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.008)	(0.005)	(0.005)		
9歳	0.137**	0.137**	0.340**	0.340**	0.066**	0.012	0.490**	0.490**		
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.011)	(0.004)	(0.004)		
10歳	0.181**	0.181**	0.460**	0.460**	0.097**	0.000	0.605**	0.605**		
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.011)	(0.005)	(0.005)		
11歳	0.227**	0.227**	0.588**	0.588**	0.134**	−0.005	0.704**	0.704**		
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.014)	(0.004)	(0.004)		
12歳	0.270**	0.270**	0.714**	0.714**	0.174**	−0.002			−0.180	
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.013)			(0.004)	
13歳	0.303**	0.303**	0.808**	0.808**	0.203**	−0.083**				0.180**
	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.018)				(0.004)
14歳	0.325**	0.325**	0.888**	0.888**	0.240**	−0.086**			0.107**	0.287**
	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.020)			(0.002)	(0.005)
15歳	0.336**	0.336**	0.948**	0.948**	0.275**	−0.067**			0.129**	0.309**
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.011)			(0.004)	(0.006)
16歳	0.342**	0.342**	0.974**	0.974**	0.289**	−0.151**			0.182**	0.363**
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.012)			(0.006)	(0.006)
17歳	0.345**	0.345**	0.992**	0.992**	0.300**	−0.220**			0.218**	0.398**
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.018)			(0.006)	(0.005)
震災時胎児	−0.002	−0.002	−0.009	−0.009	−0.003	−0.042	−0.003	−0.003		0.000

	(0.002)	(0.002)	(0.008)	(0.008)	(0.005)	(0.048)	(0.015)	(0.015)		(0.000)
定時制高校生	−0.007**	−0.007**	−0.008**	−0.008**	0.006**	0.016			−0.172**	−0.172**
	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.012)			(0.008)	(0.008)
朝食:毎日食べる	0.000	0.000	−0.010*	−0.010*	−0.011**	−0.070**	0.040**	0.040**	0.039**	0.039**
	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.021)	(0.009)	(0.009)	(0.005)	(0.005)
朝食:ときどき食べない	−0.002	−0.002	0.000	0.000	0.004	0.039*	0.017	0.017	0.007	0.007
	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.002)	(0.018)	(0.009)	(0.009)	(0.006)	(0.006)
スポーツクラブ加入	−0.004**	−0.004**	−0.010**	−0.010**	−0.002**	−0.029**	−0.080**	−0.080**	−0.183**	−0.183**
	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.005)	(0.002)	(0.002)	(0.004)	(0.004)
大・中都市	0.000	0.000	−0.002	−0.002	−0.002	−0.018	0.003	0.003	−0.005	−0.005
	(0.001)	(0.001)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.033)	(0.011)	(0.011)	(0.013)	(0.013)
小都市	0.000	0.000	−0.001	−0.001	−0.001	−0.008	0.006	0.006	−0.010	−0.009
	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.021)	(0.006)	(0.006)	(0.008)	(0.008)
地域属性										
ln (課税対象者一人当たり所得)	0.011	0.011	−0.026	−0.027	−0.050*	−0.420*	−0.058	−0.057	0.036	0.035
	(0.009)	(0.009)	(0.037)	(0.037)	(0.025)	(0.197)	(0.074)	(0.074)	(0.081)	(0.082)
ln (小児科医師密度)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.003	0.003	0.002	0.002
	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.012)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.005)
ln (未成年一人当たり公衆衛生費)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	−0.001	0.003	0.003	−0.004*	−0.004*
	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.005)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
ln (未成年人口割合)	−0.008	−0.008	−0.017	−0.016	−0.004	−0.025	0.014	0.013	−0.053	−0.054
	(0.005)	(0.005)	(0.017)	(0.017)	(0.016)	(0.126)	(0.054)	(0.054)	(0.040)	(0.041)
未成年人口増加率	−0.004**	−0.004**	0.003	0.003	0.012	0.096	−0.066	−0.066	−0.050*	−0.050*
	(0.001)	(0.001)	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.058)	(0.086)	(0.086)	(0.023)	(0.023)
定数項	4.672**	4.674**	3.290**	3.276**	3.166**	3.380*	3.812**	3.834**	3.374**	3.192**
	(0.074)	(0.073)	(0.312)	(0.309)	(0.208)	(1.630)	(0.611)	(0.605)	(0.688)	(0.690)
R-squared	0.880	0.880	0.825	0.825	0.453	0.015	0.685	0.685	0.347	0.347
Observations	410,403	410,403	403,750	403,750	402,323	402,323	170,879	170,879	213,379	213,379

注:この表は,(1)式と(2)式の推定結果のうち,個人属性と地域属性が発育と運動能力に対する推定結果を報告している。上段は係数推定値,下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には,表1で報告した個人属性と地域特有トレンド,および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%,5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

表 E1　種目別の平均処置効果

被説明変数	(1) 握力	(2) 上体起こし	(3) 長座体前屈	(4) 反復横とび	(5) シャトルラン	(6) 持久走	(7) 50m走	(8) 立ち幅とび	(9) ボール投げ
Panel A: Elementary school children									
(i) *Summary statistics*									
Mean	5.825	6.517	5.640	6.388	5.985		5.664	5.402	5.502
Std.dvi	1.820	2.303	1.971	2.201	2.156		1.953	2.000	1.955
Difference	0.165**	0.082**	−0.020	0.192**	−0.053**		0.012	−0.066**	0.126**
Std.err	0.018	0.022	0.019	0.021	0.020		0.019	0.019	0.019
(ii) *Total ATET*									
AA × EQ	−0.006	−0.038**	−0.005	−0.039**	−0.006		0.002	−0.021	−0.017
	(0.011)	(0.012)	(0.025)	(0.014)	(0.018)		(0.008)	(0.013)	(0.011)
R-squared	0.520	0.270	0.175	0.450	0.451		0.514	0.430	0.493
(iii) *Regional ATETs*									
Iwate × EQ	−0.022	−0.046**	−0.063**	−0.044**	0.016		0.011	−0.002	0.001
	(0.011)	(0.008)	(0.012)	(0.016)	(0.009)		(0.007)	(0.010)	(0.006)
Miyagi × EQ	0.001	−0.048**	0.027*	−0.036**	0.009		−0.008	−0.024**	−0.034**
	(0.007)	(0.008)	(0.010)	(0.013)	(0.008)		(0.005)	(0.009)	(0.005)
Fukushima × EQ	0.002	−0.018	0.011	−0.036*	−0.049**		0.006	−0.036*	−0.013
	(0.011)	(0.012)	(0.017)	(0.016)	(0.014)		(0.009)	(0.014)	(0.009)
R-squared	0.520	0.270	0.175	0.450	0.451		0.514	0.430	0.493
Observations	174,629	182,071	182,499	181,129	181,430		180,746	182,176	181,959
Panel B: Junior and senior high school children									
(i) *Summary statistics*									
Mean	5.770	7.393	6.110	7.231	6.466	5.868	5.958	5.567	5.406
Std.dvi	2.035	2.105	2.122	2.022	2.108	1.994	2.136	2.081	2.212
Difference	0.010	−0.061**	0.006	0.048**	−0.148**	−0.258**	−0.009	−0.039*	−0.067**
Std.err	0.017	0.018	0.018	0.017	0.022	0.029	0.019	0.018	0.019
(ii) *Total ATET*									
AA × EQ	−0.035**	−0.038*	−0.029*	−0.040**	−0.028*	0.032	0.007	−0.027*	−0.040**
	(0.008)	(0.015)	(0.013)	(0.013)	(0.012)	(0.023)	(0.017)	(0.010)	(0.013)
R-squared	0.318	0.192	0.112	0.215	0.291	0.253	0.206	0.190	0.195

(iii) *Regional ATETs*									
Iwate × EQ	−0.038**	−0.063**	−0.046**	−0.053**	−0.034**	0.069**	−0.040**	−0.030**	−0.061**
	(0.007)	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.009)	(0.018)	(0.006)	(0.006)	(0.008)
Miyagi × EQ	−0.028**	−0.042**	−0.008	−0.023*	−0.015	0.061**	0.023**	−0.036**	−0.022*
	(0.007)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.017)	(0.007)	(0.007)	(0.009)
Fukushima × EQ	−0.041**	−0.012	−0.044**	−0.053**	−0.060**	0.011	0.024*	−0.013	−0.046**
	(0.009)	(0.011)	(0.011)	(0.012)	(0.014)	(0.023)	(0.011)	(0.010)	(0.012)
R-squared	0.318	0.192	0.112	0.215	0.291	0.253	0.206	0.190	0.195
Observations	220,444	229,492	229,906	227,739	147,401	95,586	226,042	226,977	229,396

注:この表は，(1)式の推定結果のうち，個別の運動種目の得点に対する処置効果を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。各種目の概要については補論 A を参照。

表 F1　三重差分法による個人属性ごとの平均処置効果（被災地別）

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]
被説明変数	身長			体重			BMI			小学生（運動能力）			中高校生（運動能力）		
	Iwate	Miyagi	Fukushima	Iwate	Miyagi	Fukushima	Iwate	Miyagi	Fukushima	Iwate	Miyagi	Fukushima	Iwate	Miyagi	Fukushima
DD (=AA×EQ)	0.012**	−0.003	−0.002	−0.089**	−0.024*	−0.011	−0.081**	−0.016*	−0.002	0.094**	−0.190**	0.179**	−0.175**	−0.078**	−0.037**
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.009)	(0.009)	(0.011)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.017)	(0.017)	(0.015)	(0.013)	(0.013)	(0.011)
DD×女性	−0.003**	−0.002**	−0.001*	−0.005	−0.007**	−0.014**	−0.002	−0.005*	−0.011**	−0.023**	−0.017**	−0.030**	0.013**	0.000	0.026**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
DD×7歳	0.001	−0.003*	−0.001	0.010*	0.010*	0.019**	0.009**	0.016**	0.021**	−0.004	−0.033**	−0.007			
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.010)	(0.010)	(0.010)			
DD×8歳	−0.005**	0.003*	−0.005**	−0.029**	0.010**	0.025**	−0.024**	0.003	0.030**	0.035**	0.033**	−0.001			
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.007)	(0.007)	(0.007)			
DD×9歳	0.007**	−0.006**	−0.004**	0.005	−0.015**	0.022**	−0.003	0.000	0.027**	0.034**	0.000	−0.042**			
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.008)	(0.008)	(0.008)			
DD×10歳	−0.006**	0.005**	0.008**	−0.040**	0.015**	0.051**	−0.009**	0.006*	0.036**	0.042**	−0.018*	−0.015*			
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.008)	(0.007)	(0.007)			
DD×11歳	0.001	0.003**	−0.005**	0.016**	0.022**	−0.001	0.006**	0.020**	0.003*	0.039**	−0.014	−0.025**			
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.009)	(0.009)	(0.009)			
DD×12歳	−0.015**	0.004**	−0.004**	−0.010*	0.037**	0.004	0.014**	0.029**	0.012*						
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)						
DD×13歳	−0.002	0.003*	0.002	0.038**	0.012**	0.012**	0.034**	0.008**	0.007*				0.020**	0.011	0.032**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)				(0.006)	(0.006)	(0.006)
DD×14歳	−0.005**	0.003**	−0.002	0.021**	0.033**	−0.001	0.025**	0.030**	0.000				0.039**	0.053**	0.030**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)				(0.007)	(0.007)	(0.007)
DD×15歳	0.000	0.001	0.000	0.006	0.002	−0.002	−0.001	0.001	−0.005				0.091**	0.097**	0.037**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)				(0.012)	(0.012)	(0.011)
DD×16歳	−0.006**	−0.001	−0.002*	−0.010**	−0.013**	−0.001	0.000	−0.008**	−0.003				0.069**	0.100**	0.067**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.002)				(0.011)	(0.012)	(0.011)
DD×17歳	0.002**	−0.002**	−0.002**	0.006	0.020**	−0.005	−0.002	0.025**	−0.002				0.126**	0.111**	0.088**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)				(0.013)	(0.013)	(0.012)
DD×震災時胎児	−0.002	−0.005	0.004	−0.016	−0.030**	−0.014	−0.012*	−0.016**	−0.018**	−0.040*	−0.088**	−0.114**			
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.018)	(0.017)	(0.017)			

DD×定時制高校生	−0.004**	−0.002*	−0.002*	−0.008	0.026**	−0.036**	−0.005	0.032**	−0.021**				0.017	0.025	−0.048**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)				(0.012)	(0.012)	(0.014)
DD×朝食:毎日食べる	−0.006**	−0.003*	−0.002	0.071**	0.001	0.002	0.073**	0.005	0.005	−0.139**	0.094**	−0.122**	0.050**	−0.036**	−0.024**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.008)	(0.007)	(0.008)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.017)	(0.017)	(0.019)	(0.008)	(0.008)	(0.007)
DD×朝食:ときどき	0.003**	−0.002	−0.001	0.091**	0.014*	0.004	0.089**	0.016**	0.004	−0.116**	0.101**	−0.115**	0.072**	−0.069**	−0.007
食べない	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.015)	(0.016)	(0.017)	(0.009)	(0.009)	(0.008)
DD×スポーツクラブ	−0.001	0.001*	0.002**	0.005	0.004	0.018**	0.001	0.002	0.013**	0.011**	0.012**	−0.002	−0.030**	−0.035**	0.004
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
DD×大・中都市	−0.003**	0.005**	0.007**	−0.009**	0.012**	0.014**	−0.019**	0.003	−0.002	0.030	0.049**	−0.054**	0.075**	0.055**	−0.027**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.025)	(0.013)	(0.008)	(0.018)	(0.013)	(0.010)
DD×小都市	−0.004**	0.005**	0.000	0.011**	0.008**	−0.012**	0.001	−0.001	−0.014	0.009	0.004	−0.041**	0.013*	0.048**	−0.025**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.006)	(0.010)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)
決定係数		0.880			0.825			0.454			0.685			0.349	
観測値数		410,403			403,750			402,323			170,879			213,379	

注:この表は,(2)式の推定結果のうち,東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果と各個人属性の交差項の DDD 推定値を報告している。上段は係数推定値,下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には,表1で報告した個人属性と地域特有トレンド,および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%,5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

表 G1　*PFAAS* における震災発生のタイミング

サンプル	小学生												中高校生											
年齢	6		7		8		9		10		11		12		13		14		15		16		17	
生年 1988																								
1989																							2,858	[179]
1990																					2,865	[181]	2,858	[180]
1991																			2,854	[182]	2,865	[178]	2,858	[202]
1992																	2,806	[180]	2,854	[182]	2,865	[184]	2,858	[180]
1993															2,865	[178]	2,806	[178]	2,854	[176]	2,865	[179]	2,858	[181]
1994													2,783	[179]	2,751	[181]	2,806	[182]	2,854	[179]	2,865	[183]	***2,858***	***[123]***
1995											2,273	[142]	2,738	[179]	2,801	[176]	2,806	[180]	2,854	[179]	***2,865***	***[122]***	2,858	[181]
1996									2,270	[165]	2,287	[144]	2,801	[175]	2,810	[178]	2,806	[180]	***2,854***	***[120]***	2,865	[182]	2,858	[182]
1997							2,276	[143]	2,283	[143]	2,276	[164]	2,793	[176]	2,741	[182]	***2,806***	***[120]***	2,854	[174]	2,865	[170]	2,858	[189]
1998					2,294	[144]	2,317	[146]	2,232	[144]	2,256	[144]	2,744	[178]	***2,731***	***[116]***	2,806	[174]	2,854	[166]	2,865	[177]	2,858	[180]
1999			2,276	[144]	2,263	[141]	2,256	[144]	2,269	[144]	2,227	[144]	***2,758***	***[120]***	2,817	[184]	2,806	[174]	2,854	[181]	2,865	[182]	2,858	[169]
2000	2,256	[144]	2,280	[146]	2,228	[136]	2,269	[145]	2,219	[144]	***2,222***	***[96]***	2,801	[179]	2,666	[169]	2,806	[181]	2,854	[178]	2,865	[182]	2,858	[183]
2001	2,267	[143]	2,256	[144]	2,264	[144]	2,248	[144]	***2,295***	***[96]***	2,277	[144]	2,618	[173]	2,820	[179]	2,806	[179]	2,854	[214]	2,865	[178]	2,858	[178]
2002	2,256	[144]	2,260	[144]	2,232	[147]	***2,208***	***[96]***	2,273	[160]	2,114	[134]	2,820	[180]	2,782	[178]	2,806	[180]	2,854	[179]	2,865	[178]	2,858	[185]
2003	2,256	[144]	2,200	[142]	***2,228***	***[96]***	2,245	[138]	2,140	[136]	2,275	[144]	2,772	[180]	2,828	[181]	2,806	[179]	2,854	[177]	2,865	[184]		
2004	2,204	[143]	***2,203***	***[96]***	2,269	[139]	2,144	[137]	2,256	[144]	2,266	[144]	2,820	[180]	2,817	[175]	2,806	[179]	2,854	[184]				
2005	***2,199***	***[96]***	2,248	[143]	2,165	[131]	2,269	[144]	2,257	[144]	2,258	[146]	2,816	[180]	2,798	[178]	2,806	[179]						
2006	2,361	[143]	2,137	[136]	2,256	[144]	2,254	[143]	2,263	[144]	2,370	[143]	2,781	[180]	2,843	[180]								
2007	2,124	[141]	2,272	[144]	2,255	[144]	2,265	[144]	2,255	[141]	2,269	[143]	2,820	[180]										
2008	2,262	[144]	2,270	[144]	2,275	[144]	2,262	[144]	2,256	[144]	2,274	[144]												
2009	2,256	[143]	2,257	[72]	2,283	[144]	2,257	[144]	2,254	[144]														
2010	2,252	[144]	2,274	[156]	2,271	[144]	2,262	[144]																
2011	2,313	[143]	2,273	[144]	2,378	[189]																		
2012	2,316	[144]	2,253	[144]																				
合計	2,254	[144]																						
	31,576	[1960]	31,459	[1899]	31,661	[987]	31,532	[1956]	31,522	[1993]	31,644	[1976]	38,865	[2439]	39,070	[2435]	39,284	[2445]	39,956	[2471]	40,110	[2460]	40,012	[2492]

注:この表は，サンプルにおけるコーホートと学齢（4 月 1 日時点）の関係をまとめたものである。各数値は原データにおける各年度の各年齢の個人数，括弧内は被災三県の個人数を示す。また，イタリックの太字は 2011 年の調査対象者数を示す。濃い灰色の集団は最後の実技調査が 2010 年以前に行われた Never treated グループ（点線で囲まれた集団は小学生のみを対象とした場合に限る），薄い灰色の集団は最初の実施調査が 2011 年以降に行われた Early treated グループを示す。

表 H1　生活習慣別の記述統計量

媒介変数	観測値数	平均	標準偏差	平均の差	標準誤差
睡眠時間					
8時間以上	408,851	0.353	0.478	0.000	0.003
6-8時間	408,851	0.510	0.500	0.009**	0.003
6時間未満	408,851	0.137	0.344	−0.009**	0.002
運動頻度					
週3日以上	408,731	0.535	0.499	0.017**	0.003
週1-2日	408,731	0.239	0.426	−0.010**	0.003
月1－3日	408,731	0.101	0.302	0.001	0.002
運動しない	408,731	0.125	0.331	−0.009**	0.002
TV視聴時間					
1時間未満	408,913	0.243	0.429	−0.020**	0.003
1-2時間	408,913	0.354	0.478	−0.003	0.003
2-3時間	408,913	0.222	0.416	0.011**	0.003
3時間以上	408,913	0.181	0.385	0.012**	0.003

注:この表は媒介分析に用いた媒介変数の平均と標準偏差，および処置群と対照群の平均値の差の検定結果をまとめている。**と*は， 1%と 5%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

表 H2　因果媒介分析における生活習慣別の直接効果

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	身長	体重	BMI	運動能力（小学生）	運動能力（中高校生）
パネルA:1日の睡眠時間					
8時間以上	−0.006**	−0.014**	−0.002	−0.004	−0.023**
	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.007)	(0.006)
6時間－8時間未満	−0.002**	−0.004	0.000	−0.009*	−0.028**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
6時間未満	0.002	0.005	0.003	−0.015**	−0.033**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.007)
Observations	408,851	402,232	400,815	170,154	212,662
パネルB:運動頻度					
週3日以上	0.000	0.000	0.002	−0.019**	−0.025**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
週1－2日	−0.001*	−0.003	0.001	−0.014**	−0.026**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
月1－3日	−0.002**	−0.006*	−0.001	−0.008	−0.028**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.005)	(0.006)
運動しない	−0.003**	−0.009*	−0.002	−0.003	−0.030**
	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.007)	(0.008)
Observations	408,731	402,111	400,688	170,135	212,592
パネルC:1日のスクリーニング時間					
1時間未満	−0.001	−0.001	0.002	−0.011*	−0.025**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.005)	(0.006)
1時間－2時間未満	−0.001	−0.002	0.001	−0.012**	−0.028**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
2時間－3時間未満	−0.001	−0.003	0.001	−0.013**	−0.030**
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.005)
3時間以上	−0.002	−0.004	0.000	−0.013*	−0.033**
	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.005)	(0.007)
Observations	408,913	402,292	400,870	170,304	212,622

注:この表は，東日本大震災による学校閉鎖が学齢期の子供の発育と運動能力に与えた平均処置効果のうち，媒介変数を介した直接効果を生活習慣別に推定した結果を報告している。上段は係数推定値，下段の括弧内は都道府県レベルの系列相関を考慮した clustered robust standard error である。全ての被説明変数は対数化している。全ての回帰式には，表1で報告した個人属性と地域特有トレンド，および年固定効果と都道府県固定効果が含まれている。**と*は 1%，5%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。