

地域づくり型介護予防事業は健康や地域意識を高めるのか？ —横浜市元気づくりステーション事業の4年間のパネル調査をもちいた効果検証—

渡 邊 大 輔

1 背景と目的

1.1 介護予防事業におけるハイリスクアプローチからポピュレーションアプローチへの転換

2000年の介護保険制度の導入以降、介護給付費は増大し続けている。2000年度の総給付費は3.6兆円だったが、2016年度には前年度より1.4%多い9.2兆円となり、16年間で2.5倍も増加している（厚生労働省2018）。この期間に65歳以上の高齢人口は、2000年の2,201万人から2016年には3,392万人と1.54倍に増加しているが、人口増よりもはるかに急速に介護給付費が増えていることがわかる。

そこで厚生労働省は、2006年に介護予防を重視する仕組みを導入した。これは、軽度の要介護者（要支援1、2）を対象として重度化を予防するという「新予防給付」と、まだ要介護状態になり高齢者全体の介護予防をはかる「地域支援事業」によるものである。とくに地域支援事業は2つのアプローチを採用した。一つは、「要支援・要介護状態となるおそれのある高齢者」であり「特定高齢者」と位置づけ、通所介護予防事業プログラム（運動器の機能向上や栄養改善、口腔機能向上などのプログラムからなる）や訪問型介護予防事業（閉じこもり、うつ、認知症の人への対応）がおこなわれた。もう一つは要介護者や特定高齢者ではない一般の元気な高齢者であり、介護予防普及啓発事業や地域での介護予防支援事業の展開がはかられる。この特定高齢者とそうでない高齢者の区分は、「基本チェックリスト」と呼ばれる25項目の指標によっておこなわれる（鈴木2009）。これは生活動作能力や運動、栄養、口腔、閉じこもり、認知症、うつの7領域のリスクを測定しスクリーニングするものであり、そのスコアと医師による所見などをもとに特定高齢者を選定する仕組みである。基本チェックリストは要介護認定の発生予測としては有効であるとの見解もあり（遠又ほか2011）、全国でもちいられた。

しかし、結果的にはこの特定高齢者向けの施策は成功しなかった。2006年の制度開始時には、高齢者人口の5%をハイリスク群である特定高齢者としての抽出したうえで施策に参加させることが目標とされていたが、結果的には1%にも満たず、基準が緩和された2007年でも特定高齢者施策への参加者は高齢人口の0.4%、2008年でも0.5%にとどまった。この理由としては、ハイリス

ク群の把握が不十分であること、事業を担う地域包括支援センターが介護予防事業のためのケアプランを策定するだけの業務負担を担えなかったこと、さらに、魅力あるプログラムが不足していたことなどが指摘されている（平井・近藤 2010）。端的に言えば、ハイリスク群を抽出し、そのハイリスク群に効率的に介護予防プログラムを提供するというハイリスクアプローチは、介護予防事業としては失敗したといえる。

これに対して、ハイリスクの人だけでなくすべての人、すなわち一般高齢者を対象として介護予防事業をすすめるポピュレーションアプローチの重要性が明らかとなってきた（Rose 1992; 近藤 2016）。実際、厚生労働省はこの反省を踏まえ、2015年より新しい介護予防事業として、一般高齢者を対象とした一次予防と、基本チェックリストによってスクリーニングされたハイリスク群のための二次予防を区別せずに、「一般」介護予防事業をおこなうこととしている（厚生労働省老健局振興課 2014）。

しかし問題があった。財政難でありすべての住民に自治体がきめ細かい介護予防支援ができないなかで、どのようにすればポピュレーションアプローチによる介護予防が可能なのかという問題である。

1.2 ポピュレーションアプローチと地域づくりの両立という課題

岡村は、「福祉コミュニティ」づくりのために住民の主体的、民主的な活動として小地域活動を重視し、そのための福祉組織化活動の重要性を指摘した（岡村 1974）。この考え方は、ポピュレーションアプローチによる介護予防にもあてはまるだろう。すなわち、日常生活の基盤となる小地域において、住民が主体となるような介護予防事業を広めることによって、ポピュレーションアプローチによる介護予防を可能にしようとする発想である。実際、ポピュレーションアプローチによる介護予防事業は、あらゆる高齢者を対象とするため、日常生活圏レベルでの多様かつ機能的な活動の存在が重要となる。問題は、果たして地域にそのような受け手が存在するのかという点である。

厚生労働省は、一般介護予防事業に地域介護予防活動支援事業を設定し、「地域における住民主体の介護予防活動の育成・支援をおこなう」（厚生労働省老健局振興課 2014: 6）こととしている。これは、住民が支える側と支えられる側に分かれるのではなく、そのような垣根を越えてサービスを利用しながらも地域とつながり、そして誰かを支え、自らにとって重視したい生活を送る自立支援を志向している（堀田・服部 2016）。このためには、すべての人の介護予防のための地域づくりが必要であり、またそのような介護予防を進めることで地域資源を開発してゆくという再帰的なあり方が必要となる。言い換えると、ポピュレーションアプローチと地域づくりの両立が、現在における介護予防事業の根幹をなしているといえる。では、現在の地域づくりと介護予防事業の両立を志向した、地域づくり型の介護予防事業は果たして効果を上げているのだろうか。これが本稿の扱う課題となる。

本稿の目的は、地域づくり型介護予防事業への参加が健康や地域活動に肯定的な影響をもたらす

かを検証することにある。そこで、ポピュレーションアプローチと地域づくりの両立を志向する具体的な実践事例として、横浜市における地域づくり型の介護予防事業である「元気づくりステーション事業」を対象とし、2013年、2015年、2017年のいずれも10～12月に3回にわたって同一の対象者に対しておこなわれたパネル調査である「地域での活動と健康に関する調査」(YLSP, Yokohama longitudinal study of productive aging; Wave1-3)の個票データをもちいて、地域づくり型介護予防事業への参加した人々としなかった人々の4年後の健康状態や地域活動のありかたを分析する。

1.3 RQ と仮説

本研究のリサーチクエスション (RQ) は、以下のとおりである。

RQ：地域づくり型の介護予防事業への参加は参加者の健康に効果があると同時に、地域意識の向上や地域活動の促進に効果があるのではないか。

地域づくり型の介護予防事業としては、横浜市の元気づくりステーションを扱う。そこで、その効果を検証する仮説として、介護予防の効果検証として健康への効果にフォーカスをおいた仮説1をたてる。さらに地域づくりのためには、地域への意識を涵養するとともに具体的な活動への参加も重要となることから、その双方の側面を踏まえた分析が必要となる。そこで、介護予防事業がもつ地域づくりへの直接効果を検証する仮説2-1と仮説2-2、その間接効果の検証となる仮説3-1と仮説3-2を設定する。本研究の分析枠組みは図1に示したとおりである。

仮説1：元気づくりステーションへの参加者は、一般に比べて、健康度が高く維持される。

仮説2-1：元気づくりステーションへの参加者は、一般に比べて、地域意識が高く維持される。

仮説2-2：元気づくりステーションへの参加者は、一般に比べて、地域活動に参加し続けている。

仮説3-1：健康度が高い人のほうが、地域意識が高く維持される。

仮説3-2：健康度が高い人のほうが、地域活動に参加し続けている。

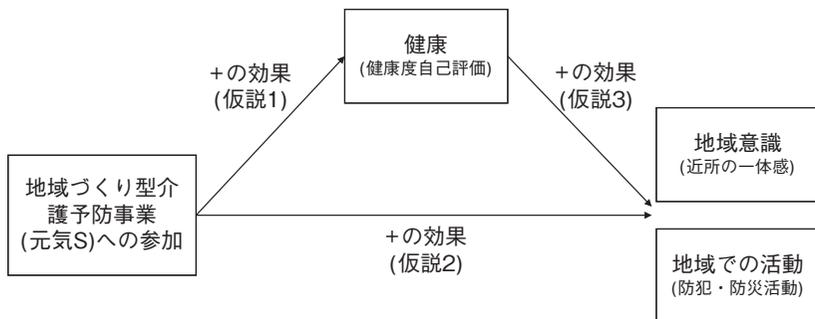
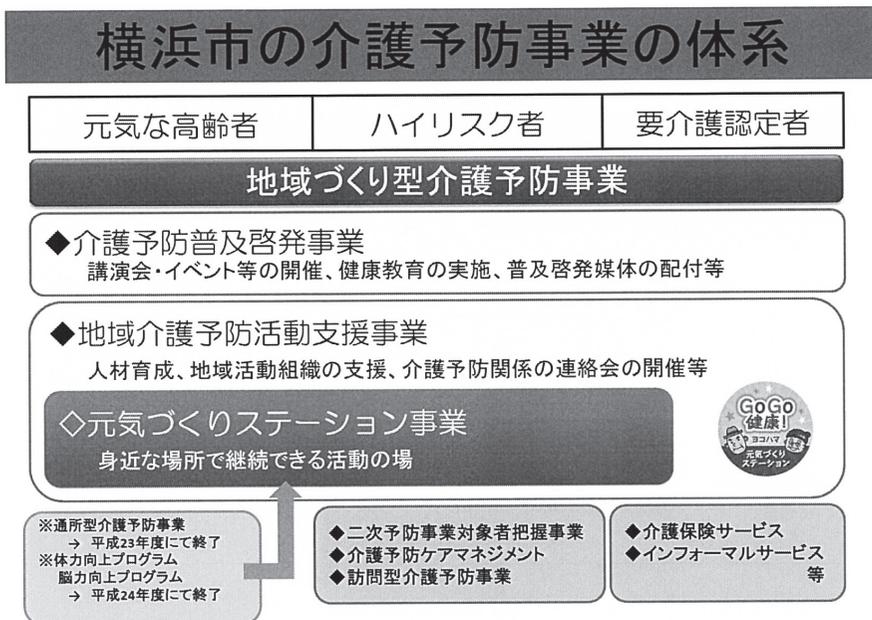


図1 本研究の分析枠組み



出典：神奈川県資料 <http://www.pref.kanagawa.jp/uploaded/attachment/772839.pdf>

図2 横浜市における介護予防事業の体系と元気づくりステーション事業の位置づけ

2 対象とデータと変数

2.1 調査対象：横浜市「元気づくりステーション事業」

本研究では、地域づくり型の介護予防事業として、横浜市において2012年度より取り組まれている元気づくりステーション事業を取り上げる。元気づくりステーション事業は、『第5期横浜市高齢者保健福祉計画・介護保険事業計画』（計画期間：2012～2014年）において、介護予防事業を従来の個別支援重視型から地域づくり型へと施策転換したことにもない、策定された事業であ

る(横浜市 2012)。元気づくりステーションは地域ごとに高齢者を中心とした概ね10人以上の自主グループであり、行政や地域包括支援センターと実施内容や役割、責任、経費分担などを規定した「協定書」を結ぶことで協働して活動を実施、継続することを目標としている。元気づくりステーション事業の活動内容は介護予防に関連するものであるが、体操やウォーキング、料理、コーラス、ゲームなどグループごとに異なり幅広い。また活動頻度も週1回以上を目標としているが、月1回のステーションも多い。『第6期横浜市高齢者保健福祉計画・介護保険事業計画』(計画期間:2015～2017年)において同事業は、介護予防取組の推進の中心的事業として位置づけられ、2014年度170グループ(実績見込み数)から2017年度末には378グループまで増やすことが目指された(横浜市 2015)。実績値は2017年度の見込みで279グループとなっている。2018年2月に報告された『第7期横浜市高齢者保健福祉計画・介護保険事業計画』(計画期間:2018～2020年)の原案において、元気づくりステーション事業は自立を支援するための介護予防ケアマネジメントの推進の施策として拡充が規定され、2020年度末で400グループへと増やすことが規定されている(横浜市 2018)。

図2は、神奈川県が横浜市の資料をもとに作成した横浜市の介護予防事業の体系図である。元気づくりステーション事業は、ポピュレーションアプローチにもとづく地域介護予防支援事業であり、そのうえで、地域づくり型介護予防事業と位置付けられている。そのため、元気づくりステーションの目的は個々人の介護予防に資するというものであると同時に、その運営を地域の自主グループに任せることで、地域の資源を活用するとともに、その資源をより活性化させる地域づくりに資するという点も考慮した事業である。

元気づくりステーション事業はスタートから6年がたち、多様な団体が健康維持や介護予防、孤立化防止などに大きな成果をあげている。同時に、元気づくりステーション自体も高齢化が始まっており、活動の継続について様々な課題を抱えている(澤岡 2017)。

2.2 データ

データとして、横浜市でおこなわれている「地域での活動と健康に関する調査」をもちいる(詳しくは渡邊 2014, 2016, 2018)。本調査は、2013年をベースライン調査とし、2015年、2017年と2年ごとにフォローアップ調査をおこなっているパネル調査であり、1時点だけでなく、3時点の変化を踏まえた分析が可能となる。パネル調査データは、因果関係の解明を目指す分析ができる点で優れている。

この調査では、横浜市の地域づくり型の介護予防事業において設立された「元気づくりステーション」のうち、神奈川区、港南区、港北区、緑区および栄区の5区、22か所に2013年8月時点で参加している275人(以下、「元気S」と略す)と、同じく横浜市神奈川区、港南区、港北区、緑区および栄区の5区に居住する65歳以上の高齢者のうち介護認定を受けていない人から無作為に抽出された一般高齢者2,800人(以下、「一般」と略す)を計画標本とした。元気Sはそれぞれの元

気づくりステーションでの活動時に自記式の質問紙を配布しその場で回収または郵送で回収する集合調査を、一般には郵送による自記式の質問紙調査を、ベースライン調査としておこなった。ベースライン時点での有効回収数、回収率は、元気Sが267人、86.4%、一般が1,933人、69.2%であった。さらにベースライン調査に回答した人を対象に、2015年、2017年にフォローアップの自記式郵送質問紙調査をおこなった。第2波調査となる2015年調査の有効回収数、回収率は、元気Sが237人、86.2%、一般が1,537人、81.6%、第3波調査となる2017年調査の有効回収数、回収率は気Sが223人、83.2%、一般が1,394人、77.8%であった。自記式の郵送質問紙調査という性質を考えると、全般的に非常に高い回収率を誇る調査となっている。

本研究では、分析にもちいるすべての変数に欠損がないケースを対象としているが、3回の調査にかんして1度以上調査単位で欠損があるものも調査対象として分析している。最終的な対象は個別ケース数が元気Sが254人、一般が1,734人、合計1,991人である。

本研究においては、調査実施から成果公表にいたるまで共同研究の提携を結ぶ横浜市から個人情報削除したかたちで提供されたデータを分析した。なお、本研究は、一般財団法人長寿社会開発センター研究倫理審査委員会の承認をうけて実施した。

2.3 変数と分析モデル

本研究の従属変数は3つある。健康面については、健康度自己評価をもちいた。また地域意識と地域活動への参加として、近所の一体感、および、近所の防犯・防災活動への参加をもちいた。

健康度自己評価を従属変数とする理由は、この変数が包括的な健康の度をあらわす指標であり、死亡などに対する重要な予測因子だからである(杉澤・杉澤 1995; 三徳・高橋・星 2006; Woo and Zajacova 2017)。具体的には、「あなたの現在の健康状態は、いかがですか」、という設問に「とてもよい」「よい」と答えたものを1、「あまりよくない」「よくない」と答えたものを0とした健康よいダミーを作成した。近所の一体感は、地域意識の多寡を測定するものであり、「近所の住民はみな一体感がある」という設問に「そう思う」「ややそう思う」と答えたものを1、「あまりそう思わない」「そう思わない」と答えたものを0とする近所の一体感ダミーを作成した。近所の防犯・防災活動への参加は、地域活動への参加についての指標となる。あいさつや清掃活動など一般的に多くのおこなうものでも、地域のお祭りのように季節性があるものでもなく、かつ、ほとんどの地域において活動がおこなわれていることから防犯・防災活動を測定指標とした。具体的には「近所の防犯・防災活動」についての活動頻度を問う設問において、「よくしている」「ときどきしている」「あまりしていない」を1、「全くしていない」「活動がない・活動を知らない」を0とした防犯・防災活動参加ダミーを作成した。「あまりしていない」を含めたのは頻度が低くとも活動に参加している人を含めるためである。

独立変数は、ベースライン調査となる2013年調査時点で元気づくりステーション事業に参加していたか、参加していない一般であったかとなる。ベースライン調査時点の参加の有無を独立変数

とした理由は、2013年時点の参加の有無が、その後の参加の継続や、新規の参加の有無にかかわらず、4年後にどの程度の影響をもっているかを測定するためである。

統制変数としては、「年齢」、配偶者がいる人を1とした「配偶者ありダミー」、世帯の経済面の指標として対数変換した「等価所得」、さらに元気づくりステーション事業以外への社会参加の指標として1年間に1回以上ボランティア活動している人を1とする「ボランティア参加ダミー」の4つの変数もちいた。

分析モデルは、2013年、2015年、2017年の3時点の調査データを分析するために、分析1として健康度自己評価である健康よいダミーを従属変数として分析し、まず、時間情報を扱わず3時点のすべてのケースを結合して投入するプーリング回帰モデル (pooling OLS model) による分析をおこなった。また、パネルデータ分析としては、個体間の観測されない異質性を統制した固定効果モデル (fixed effect model)、個体特有の効果が、ランダムに分布し観測された諸変数とのあいだで相関がないという仮定がおくことで、個体間レベルの独立変数の効果の推定を可能にするランダム効果モデル (random effect model)、さらに、時間に不変の変数が固定効果モデルで排除されるという点を踏まえ、ランダム効果モデルをもちいつつ時間によって個体内で変わりうる変数について固定効果モデルと同等の結果をえることができるアリソンのハイブリッドモデル (hybrid model) (Allison 2009; 三輪 2013) の3つのモデルもちいた。すなわち、1つの従属変数について4つのモデルをもちいて分析している。アリソンのハイブリッドモデルをもちいた理由は、固定効果モデルは観測されない個人の異質性の分析ができるものの時間の経過によって変化しない変数が除外されるため分析できないことを踏まえ、観察されない個人の異質性と時間による個人内変化の効果を同時に比較しながらの分析ができるためである。

さらに分析2、分析3として従属変数をそれぞれ近所の一体感ダミー、防犯・防災活動参加ダミーとし、独立変数を元気Sへの参加の有無と健康よいダミー、そして前述の統制変数を投入した分析をおこなった。分析2、3においても、プーリング回帰モデル、固定効果モデル、ランダム効果モデル、ハイブリッドモデルの4つのモデルをもちいて分析した。

3 分析結果

3.1 記述統計

表1、表2に元気S参加者と一般それぞれについて、もちいた変数すべての記述統計を掲載した。まず基本属性となる、性別および年齢について、元気S参加者は男性がベースライン (2013年) 時点で21.9%となっており、多くが女性であることがわかる。これに対して一般はベースライン時点で男性が49.7%であり、これはほぼ横浜市の人口における性比と一致している (渡邊 2014)。

従属変数についてみると、元気S参加者は一般に比べて、健康は10ポイントほど高く、近所の

一体感を感じており、防犯・防災活動に参加している。統制変数については、元気Sよりも一般のほうが配偶者がいる人が多い。これは、女性のほうが死別を経験することが多いことを踏まえると、男女比が異なることによる影響と考えられる。等価所得には大きな違いがないことから経済的な違いは少なく、ボランティア参加ダミーには大きな違いがあり、元気S参加者は積極的に社会参加していることがわかる。

表1 元気づくりステーション参加者の各調査年別記述統計

	2013年調査		2015年調査		2017年調査	
	平均・比率	標準偏差	平均・比率	標準偏差	平均・比率	標準偏差
健康よいダミー	91.1%		86.8%		84.0%	
近所の一体感ダミー	73.2%		76.4%		68.6%	
防犯・防災活動参加ダミー	50.0%		54.6%		59.2%	
男性ダミー	21.9%		23.0%		20.1%	
年齢	74.26	5.59	75.95	5.69	77.90	5.40
配偶者ありダミー	66.5%		67.2%		65.1%	
等価所得（対数変換）	2.43	.21	2.44	.20	2.44	.20
ボランティア参加ダミー	30.8%		32.8%		29.6%	
N	224		174		169	

表2 一般（対照群）の各調査年別記述統計

	2013年調査		2015年調査		2017年調査	
	平均・比率	標準偏差	平均・比率	標準偏差	平均・比率	標準偏差
健康よいダミー	80.7%		77.6%		78.6%	
近所の一体感ダミー	52.3%		56.6%		58.0%	
防犯・防災活動参加ダミー	26.1%		25.4%		27.3%	
男性ダミー	49.7%		52.6%		50.0%	
年齢	72.72	5.61	74.49	5.48	76.13	5.34
配偶者ありダミー	76.8%		76.5%		75.6%	
等価所得（対数変換）	2.40	.24	2.40	.24	2.40	.23
ボランティア参加ダミー	11.1%		12.1%		10.6%	
N	1,536		1,186		1,025	

3.2 健康よいダミーを従属変数としたパネルデータ分析の結果

仮説1を検証するために、健康よいダミーを従属変数としたパネルデータ分析をおこなった。その結果が表3、表4である。なお、固定効果モデルでは、使用したすべてのケースの値が同じケースは除外されるため、サンプルサイズが他のモデルに対して小さくなっている。これは分析2、分析3においても同様である。表3、表4からは、独立変数である元気Sへの参加のオッズ比がプーリング回帰モデル、ランダム効果モデル、ハイブリッドモデルのいずれにおいても1を超えており、

元気S参加者のほうが一般に比べて、健康であると回答する確率が高いことがわかる。図2、図3は元気Sと一般の違いを可視化するために、ハイブリッドモデルにおける健康よいダミーの推定値を調査年ごと、年齢ごとに算出したものである。実線である元気Sのほうが、破線である一般に比べて健康と回答する確率が高いことがわかる。なお、調査を経るごとに、加齢効果から健康であると回答する確率が低くなっている。

統制変数の効果としては、個人間の効果の違いをしめすハイブリッドモデルの between 効果 (個体間効果) において等価所得とボランティア参加ダミーが有意であった (等価所得: OR 6.879 [3.245-14.585], ボランティア参加ダミー OR 4.127 [2.167-7.589])。これはランダム効果モデルでも同様であった。すなわち、等価所得が高い人は低い人に比べて、また、ボランティアをしている人はしていない人に比べて健康度が高かった。また、個人内の変化による効果は、固定効果モデルではいずれの変数も有意ではなく、ハイブリッドモデルの within 効果 (個体内効果) においてボランティア参加ダミーのみ10%水準で有意であったが係数の信頼区間が1をまたいでいた。等価所得、配偶者の有無による影響は見られなかった。

以上から、元気Sへの参加は健康に肯定的な効果をもっており、仮説1は支持された。

表3, 4 健康よいダミーを従属変数としたパネルデータ分析の結果

従属変数:健康よいダミー(1:よい, 0:よくない)

変数	参照カテゴリ	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
		OR.	95% CI	OR.	95% CI	OR.	95% CI
元気S	一般	1.734 ***	[1.318 - 2.279]	[omitted]		2.661 ***	[1.579 - 4.484]
男性	女性	.904	[.768 - 1.065]	[omitted]		.822	[.594 - 1.139]
年齢		.960 ***	[.947 - .973]	[omitted]		.928 ***	[.902 - .954]
配偶者あり	なし	.960	[.796 - 1.159]	.650	[.246 - 1.716]	.925	[.648 - 1.321]
等価所得		2.774 ***	[1.983 - 3.879]	1.394	[.483 - 4.023]	4.211 ***	[2.320 - 7.642]
ボランティア参加	なし	1.666 ***	[1.279 - 2.169]	.621	[.332 - 1.165]	1.539 *	[1.002 - 2.364]
2015年調査	2013年	.798 **	[.666 - .956]	.569 ***	[.435 - .746]	.649 ***	[.507 - .832]
2017年調査	2013年	.811 *	[.671 - .979]	.466 ***	[.349 - .622]	.601 ***	[.462 - .781]
_cons		13.753 *	[.666 - .956]			296.514 ***	[19.941 - 4409.037]
N. of Observation		4,314		923		4,314	
N. of groups				351		1,991	

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

従属変数:健康よいダミー(1:よい, 0:よくない)

変数	参照カテゴリ	ハイブリッドモデル			
		between		within	
		OR.	95% CI	OR.	95% CI
元気S	一般	2.246 ***	[1.316 - 3.833]		
男性	女性	.798 ***	[.572 - 1.114]		
年齢		.931	[.905 - .958]		
配偶者あり	なし	.946	[.640 - 1.401]	.696	[.278 - 1.742]
等価所得		6.879 ***	[3.245 - 14.585]	1.587	[.573 - 4.398]
ボランティア参加	なし	4.127 ***	[2.167 - 7.859]	.556 †	[.286 - 1.080]
2015年調査	2013年	.628 ***	[.488 - .807]		
2017年調査	2013年	.569 ***	[.434 - .744]		
_cons		57.699 *	[3.139 - 1060.598]		
N. of Observation		4,314			
N. of groups		1,991			

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

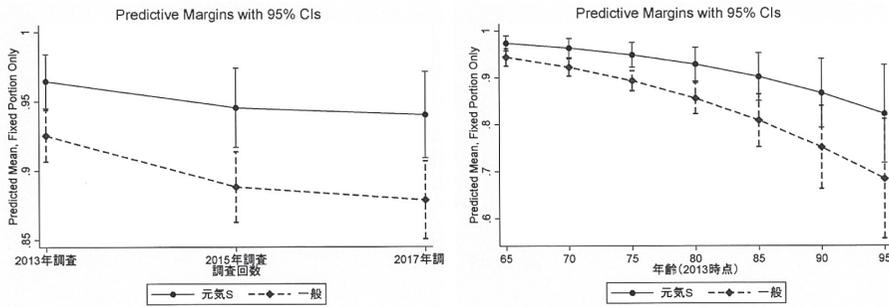


図 2.3 健康よいダミーの調査群別、調査年、年齢ごとの推測値

3.3 近所の一体感ダミーを従属変数としたパネルデータ分析の結果

仮説 2-1、仮説 3-1 を検証するために、近所の一体感ダミーを従属変数としたパネルデータ分析をおこなった。その結果が表 5、表 6 である。表からは、独立変数である元気 S への参加のオッズ比がいずれのモデルにおいてもオッズ比が 1 を超えており、元気 S 参加者のほうが一般に比べて、近所に一体感を感じている確率が高いことがわかる。図 4、図 5 は元気 S と一般の違いを可視化するために、ハイブリッドモデルにおける近所の一体感ダミーの推定値を調査年ごと、年齢ごとに算出したものである。図からは、実線である元気 S のほうが、破線である一般に比べて近所の一体感を感じる確率が高いことがわかる。また、年齢が高くなるごとに元気 S、一般双方とも近所の一体感を感じる確率が高くなっている。これは年齢が高いほど居住年数が長くなることや、高齢ほど自治会に加入していることによる効果と考えられる。

もう一つの独立変数である健康の効果については、健康よいダミーはプーリング回帰モデル、ランダム効果モデル、ハイブリッドモデルの between 効果においていずれも有意であった (OR 2.760 [1.799-4.232])。すなわち、健康がよいと答えた人ほどそうでない人に比べて、近所の一体感を感じる確率が高かった。

統制変数の効果としては、個人間の効果の違いをしめすハイブリッドモデルの between 効果においてすべての統制変数が有意であった。これはランダム効果モデルでも同様であった。すなわち、女性は男性に比べて、年をとるほど、配偶者がいる人はいない人に比べて、等価所得が高い人は低い人に比べて、ボランティアをしている人はしていない人に比べて、近所の一体感を感じている確率が高かった。個人内の変化による効果は、固定効果モデルでも、ハイブリッドモデルの within 効果においてもいずれの変数も有意ではなかった。

以上から、元気 S への参加は近所の一体感に肯定的な効果をもっており、また、健康も同様に肯定的な効果をもっていた。しかし、健康になることによって近所の一体感を感じる確率が高くなるわけではなかったため、健康な人ほど地域意識がより一層高く変化しているわけではなかった。よって仮説 2-1 は支持され、仮説 3-1 は部分的に支持された。

表 5, 6 近所の一体感ダミーを従属変数としたパネルデータ分析の結果

従属変数: 近所の一体感ダミー (1: そう思う, 0: そう思わない)

変数	参照カテゴリ	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
		OR.	95% CI	OR.	95% CI	OR.	95% CI
元気S	一般	1.611 ***	[1.283 - 1.672]	[omitted]		2.408 ***	[1.545 - 3.753]
男性	女性	.683 ***	[.598 - .780]	[omitted]		.510 ***	[.380 - .686]
年齢		1.048 ***	[1.036 - 1.061]	[omitted]		1.087 ***	[1.059 - 1.115]
配偶者あり	なし	1.279 *	[1.096 - 1.491]	1.141	[.497 - 2.618]	1.458 *	[1.058 - 2.008]
等価所得		1.403 *	[1.070 - 1.840]	1.278	[.507 - 3.221]	1.744 *	[1.033 - 2.944]
ボランティア参加	なし	1.792 ***	[1.476 - 2.177]	1.377	[.814 - 2.330]	2.352 ***	[1.644 - 3.365]
健康よいダミー	よくない	1.495 ***	[1.279 - 1.747]	1.061	[.727 - 1.548]	1.683 ***	[1.279 - 2.215]
2015年調査	2013年	1.228 *	[1.060 - 1.422]	1.375 *	[1.106 - 1.711]	1.417 ***	[1.153 - 1.742]
2017年調査	2013年	1.250 *	[1.073 - 1.456]	1.358 *	[1.073 - 1.719]	1.437 ***	[1.157 - 1.784]
_cons		.018 *	[.005 - .057]			.001 ***	[.000 - .013]
N. of Observation		4,314		1,327		4,314	
N. of groups				503		1,991	

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

従属変数: 近所の一体感ダミー (1: そう思う, 0: そう思わない)

変数	参照カテゴリ	ハイブリッドモデル			
		between		within	
		OR.	95% CI	OR.	95% CI
元気S	一般	2.046 ***	[1.304 - 3.211]		
男性	女性	.504 ***	[.374 - .679]		
年齢		1.095 ***	[1.066 - 1.124]		
配偶者あり	なし	1.487 *	[1.047 - 2.114]	1.337	[.606 - 2.953]
等価所得		2.002 *	[1.040 - 3.852]	1.118	[.465 - 2.690]
ボランティア参加	なし	3.798 ***	[2.275 - 6.341]	1.374	[.833 - 2.265]
健康よいダミー	よくない	2.760 ***	[1.799 - 4.232]	1.114	[.777 - 1.598]
2015年調査	2013年	1.375 *	[1.117 - 1.692]		
2017年調査	2013年	1.366 *	[1.096 - 1.703]		
_cons		.000 ***	[.000 - .004]		
N. of Observation		4,314			
N. of groups		1,991			

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

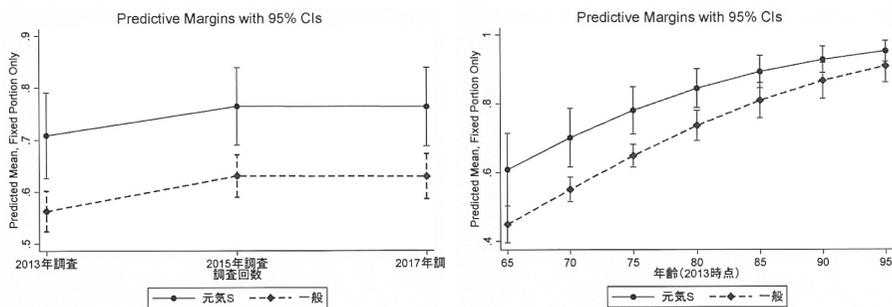


図 4, 5 近所の一体感ダミーの調査群別、調査年、年齢ごとの推測値

3.4 防犯・防災活動参加ダミーを従属変数としたパネルデータ分析の結果

仮説 2-2、仮説 3-2 を検証するために、近所での防犯・防災活動参加ダミーを従属変数としたパネルデータ分析をおこなった。その結果が表 7、表 8 である。表からは、独立変数である元気 S への参加のオッズ比がいずれのモデルにおいてもオッズ比が 1 を超えており、元気 S 参加者のほうが一般に比べて、防犯・防災活動に参加している確率が高いことがわかる。図 6、図 7 は元気 S と一般の違いを可視化するために、ハイブリッドモデルにおける防犯・防災活動参加ダミーの推定値を調査年ごと、年齢ごとに算出したものである。図からは、実線である元気 S のほうが、破線である一般に比べて防犯・防災活動に参加する確率が高いことがわかる。しかし調査年が経るとの

効果はみられなかった。

もう一つの独立変数である健康の効果については、健康よいダミーはプーリング回帰モデル、ランダム効果モデル、ハイブリッドモデルの between 効果においていずれも有意であった (OR 4.352 [2.505-7.561])。また固定効果モデルは、ハイブリッドモデルの within 効果でも有意であった。このことから、個人レベルの変化として健康よい状態になることは、防犯・防災活動への参加の確率を高めていた。すなわち、健康がよいと答えた人ほどそうでない人に比べて、また、健康が以前の調査に比べてよくなった人は、防犯・防災活動に参加している確率が高くなっていた。健康の上昇によって活動継続が可能になっており、健康が悪化した場合にはこれらの活動もできなくなる傾向があることが示されている。

統制変数の効果としては、個人間の効果の違いについてハイブリッドモデルの between 効果において配偶者ありダミーとボランティア参加ダミーが有意であった (OR 2.077 [1.352-3.189], OR 21.365 [11.744-38.866])。これはランダム効果モデルでも同様であった。すなわち、配偶者がいる人はいない人に比べて、また、ボランティアをしている人はしていない人に比べて健康度が高かった。ただし、ハイブリッドモデルの結果を見ると、ボランティア参加ダミーのオッズ比が非常に高い値になっている。これは、ボランティア活動と防犯・防災活動への参加が同じ活動ととらえられている可能性を示唆している。結果の表は割愛するが、ボランティア参加ダミーを外したモデルで分析しても結果は同様であった。個人内の変化による効果は、固定効果モデル、ハイブリッドモデルの within モデルのいずれにおいても、配偶者の有無、等価所得の影響は見られなかった。

以上から、元気Sへの参加は近所での防犯・防災活動への参加に肯定的な効果をもっており、また、健康も同様に肯定的な効果をもち、さらに健康になることによって防犯・防災活動への参加が促されていた。よって仮説 2-2、仮説 3-2 は支持された。

表 7, 8 防犯・防災活動参加ダミーを従属変数としたパネルデータ分析の結果

従属変数:防犯・防災活動参加ダミー(1:している, 0:していない・知らない)

変数	参照カテゴリ	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
		OR.	95% CI	OR.	95% CI	OR.	95% CI
元気S	一般	2.678 ***	[2.200 - 3.259]	[omitted]		6.582 ***	[4.002 - 10.825]
男性	女性	.373	[.777 - 1.046]	[omitted]		.844	[.599 - 1.189]
年齢		.902	[.992 - 1.018]	[omitted]		1.010	[.980 - 1.040]
配偶者あり	なし	1.005 ***	[1.198 - 1.703]	2.151	[.828 - 5.587]	1.956 ***	[1.342 - 2.853]
等価所得		1.428	[.745 - 1.368]	1.468	[.525 - 4.107]	1.165	[.634 - 2.139]
ボランティア参加	なし	1.009 ***	[2.696 - 3.903]	1.644 †	[.989 - 2.734]	5.398 ***	[3.684 - 7.908]
健康よいダミー	よくない	3.244 ***	[1.593 - 2.353]	1.983 *	[1.259 - 3.123]	2.911 ***	[2.059 - 4.115]
2015年調査	2013年	1.005	[.853 - 1.184]	1.021	[.790 - 1.318]	1.030	[.813 - 1.306]
2017年調査	2013年	1.163 †	[.983 - 1.376]	1.255 †	[.965 - 1.633]	1.309 *	[1.024 - 1.674]
_cons		.252 †	[.069 - .925]			.060 *	[.004 - 1.025]
N. of Observation		4,314		1,021		4,314	
N. of groups				383		1,991	

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

従属変数:防犯・防災活動参加ダミー(1:している, 0:していない・知らない)

変数	参照カテゴリ	ハイブリッドモデル			
		between		within	
		OR.	95% CI	OR.	95% CI
元気S	一般	5.042 ***	[3.038 - 8.368]		
男性	女性	.825	[.579 - 1.177]		
年齢		1.019	[.988 - 1.051]		
配偶者あり	なし	2.077 ***	[1.352 - 3.189]	1.941	[.804 - 4.685]
等価所得		.880	[.401 - 1.930]	1.500	[.548 - 4.110]
ボランティア参加	なし	21.365 ***	[11.744 - 38.866]	1.579 †	[.916 - 2.724]
健康よいダミー	よくない	4.352 ***	[2.505 - 7.561]	2.018 *	[1.295 - 3.146]
2015年調査	2013年	.997	[.783 - 1.269]		
2017年調査	2013年	1.242 †	[.964 - 1.599]		
_cons		.029 *	[.001 - .704]		
N. of Observation		4,314			
N. of groups		1,991			

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

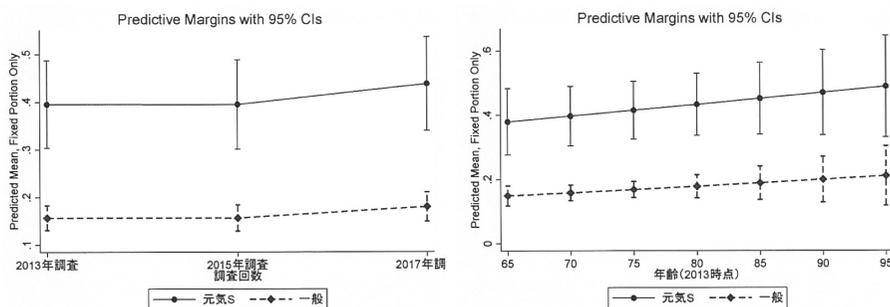


図 6, 7 防犯・防災活動参加ダミーの調査群別、調査年、年齢ごとの推測値

4 考察と課題

4.1 結果の解釈

分析の結果は以下のとおりとなる。まず健康について考察する。元気づくりステーションへの参加は、ベースライン調査時点で元気づくりステーションに参加していないが要介護状態にない健康な一般高齢者に比べても、健康がよいと答える確率を高めていた。今回の調査対象は平均年齢がベースライン時点で72～74歳であり、2回目のフォローアップ調査にあたる2017年時点では76～

78歳と後期高齢者が中心となっている。それでもなお、元気づくりステーションに参加した効果は明確に見られた。注意すべきは、今回の分析モデルではベースライン時点での参加のみに着目しており、その後に継続しているか否かはモデルに組み込んでいない点である。実際には、2013年からの4年間で元気づくりステーションへの参加を取りやめた人は27人（16.6%）であり、8割以上の人が継続しているためその影響は少ないが、たとえ活動をやめていたとしてもその効果が見られた点は重要である。なお、活動をやめた人の半数以上が、参加をやめた理由として介護など「他の活動が忙しい」と答えており、体調面の変化よりもそれ以外の要素が活動継続を規定していると想定される。これらの知見を踏まえ、元気づくりステーションへの参加は、介護予防に資することが明らかとなった。

次に、地域意識について考察する。仮説2-1、仮説3-1については、元気づくりステーションへの参加は近所の一体感に肯定的な効果をもっており、また、健康も同様に肯定的な効果をもっていた。しかし、健康になることによって近所の一体感を感じる確率が高くなるわけではなかったため、参加によって地域意識が高くなったわけではなかった。言い換えれば、元気づくりステーションへの参加と地域意識の高さは同時に起きており、因果関係ではなく相関関係が見られたと解釈すべきだろう。元気づくりステーションへの参加者は、自治会への加入者が多い傾向がある（渡邊2014）。また地域における元気づくりステーションの存在を把握しているという点も、地域の情報等をしっかりと把握していることを示唆している。よって、地域意識については、元気づくりステーションへの参加や、それによる健康の維持・向上が地域意識を高めたというよりも、元気づくりステーションへの参加と健康、そして近所の一体感は互いに相関関係にあり、そのメカニズムはまだ明らかとなっていないと言えよう。このメカニズムの解明は今後の課題となる。

最後に地域活動について考察する。仮説2-2、仮説3-2について、元気づくりステーションへの参加は、近所での防犯・防災活動への参加に肯定的な効果をもっており、また、健康も同様に肯定的な効果をもち、さらに健康になることによって防犯・防災活動への参加を促すものであった。元気づくりステーションは、地域の保健師や地域包括支援センターの生活支援コーディネーターらが支援しつつも、地域住民の自主運営によって小規模で定期的に運動を中心とした活動をおこなう事業である。その参加者の多くは徒歩ないし自転車を通う地域住民であり、地域での諸問題について関心もちやすく、また、互いが集うことで情報を共有しやすい。さらに、定期的に活動のために外出することで、自由時間に満ちた老後における「日常生活のルーティン」（渡邊2015）の形成に資する活動である。これらが組み合わせたり、かつ、この地域において長く暮らしてきたことによって地域における社会組織（自治会やPTA、老人クラブなど）との関係性が組み合わせることで、防犯・防災活動への参加をする人が多く、またさらにそれらの活動へと誘発されているメカニズムが示されたといえる。この意味で、元気づくりステーション事業は、介護予防にかかわるとは限らない地域活動を促進する効果ももっていた。

以上の知見をまとめたものが図8となる。元気づくりステーションへの参加は、人々の健康を高

め、地域活動を促進し、さらに、その健康の向上によってより一層地域活動が促進されていくというメカニズムが示された。この意味において、元気づくりステーションはただ地域の人々の自主運営によって支えられているというだけでなく、その活動によって地域活動を促進していくという意味においても地域づくり型の介護予防事業であった。

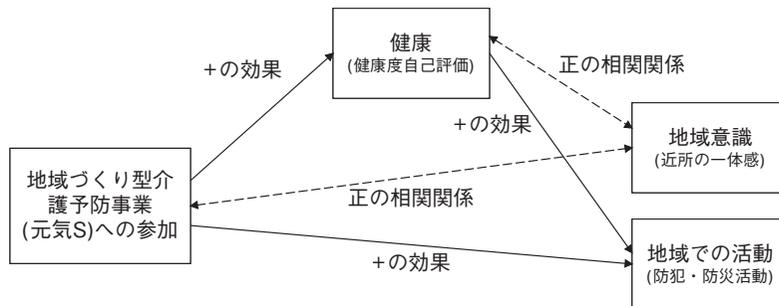


図8 本研究の結果

4.2 研究の限界、今後の展開

本研究には限界も多い。第一に、元気づくりステーション以外の活動としてボランティア参加を統制しているとはいえ、それ以外にも多様な活動や就労等の社会参加活動が想定される。またその頻度や強度も重要かもしれない。これらの社会活動や日常生活の負荷などが介護予防効果をもつことは様々な研究で示唆されており（柴田・杉原・杉澤 2012; Kanamori et al. 2014; Minami et al. 2015）、より多様な社会参加や生活の実態を把握し分析する必要がある。

第二に、元気づくりステーションは非常に個性が高く、運動強度もステーション内でのコミュニケーションのあり方もまったく異なっているが、本研究ではこのような多様性をモデルに組み入れた分析は一切できていない。とくに運動については、有無が問題なのか、頻度が問題なのか、強度が問題なのかを一切示していない。この点は、元気づくりステーションという政策の評価において欠かすことができない論点となる可能性があり、より詳細な分析をおこなう必要があるだろう。

第三に、脱落の分析および欠損値の分析をおこなっていない点である。パネル調査では脱落の問題は非常に重要な問題である（樋口・新保・太田 2006）。本調査データは高い回収率を誇るものの、脱落は多く起きており、またその理由には死亡も含まれている。とくに死亡については健康を考察する上で欠かせない情報であり、これらを含めた分析が必要となる。また、自記式の質問紙調査であることから、回答の欠損もある。今回の分析ではリストワイズ削除方式を採用しているが、一部でも欠損しているケースを分析から取り除くことはバイアスを生む可能性も高い（Allison 2002; 高橋 2017）。そのため、欠損値を多重代入法などによって補完した分析が必要となるだろう。

本研究の従属変数は、健康度自己評価、近所の一体感、そして、近所の防犯・防災活動への参加であった。そして、いずれも後期高齢期になっても多くの回答者が非常に高い水準で健康を維持しており、また、元気づくりステーション参加者は半数以上が、対照群である一般も4分の1以上の

人がある程度自発性がないと参加しないであろう防犯・防災活動という地域活動に参加していた。このことから、75歳以上の後期高齢になったとしても多くの人々は健康を維持し、プロダクティブな生活を維持することが可能であることが実態でも示されている。何歳になったとしてもすべての住民のケイパビリティが涵養されるような制度を構想し、自治体のみならず多様なアクターが協働する社会実践を通じて実現してゆく必要がある。

本研究でその一部が明らかとなったように、元気づくりステーションはこの社会実践の一助となる可能性が十分にあり、そしてポピュレーションアプローチにもとづく新規的な地域づくり型の介護予防事業であるといえよう。

【謝辞】

本研究でもちいたデータの調査にあたり、一般財団法人長寿社会開発センター国際長寿センター、横浜市健康福祉局、公益社団法人かながわ福祉サービス振興会より多大な支援を受けた。厚く御礼申し上げる。また、本研究は、2013～2018年度の厚生労働省老人保健健康増進等事業（老人保健事業推進費補助金）の助成による成果の一部である。

【参考文献】

- Allison, Paul D., 2002, *Missing Data*, Thousand Oaks: Sage.
- Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Thousand Oaks: Sage.
- 樋口美雄・新保一成・太田清, 2006, 『入門パネルデータによる経済分析』日本評論社.
- 平井寛・近藤克則, 2010, 「住民ボランティア運営型地域サロンによる介護予防事業のプロジェクト評価」『季刊社会保障研究』46(3): 249-263.
- 堀田力・服部真治編, 2016, 『私たちが描く新地域支援事業の姿—地域で助けあいを広める鍵と方策』中央法規.
- Kanamori, Satoru, Yuko Kai, Jun Aida, et al., 2014, "Social Participation and the Prevention of Functional Disability in Older Japanese: The JAGES Cohort Study," *PLoS ONE*, 9(6): e99638.
- 近藤克則編, 2007, 『検証「健康格差社会」——介護予防に向けた社会疫学の大規模調査』医学書院.
- 近藤尚己, 2016, 『健康格差対策の進め方——効果をもたらす5つの視点』医学書院.
- 厚生労働省, 2018, 「平成28年度介護保険事業状況報告（年報）」
(<https://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/jigyo/16/index.html>, 2019年1月20日閲覧).
- 厚生労働省老健局振興課, 2014, 「介護予防・日常生活支援総合事業の基本的な考え方」
(<https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12300000-Roukenkyoku/0000192996.pdf>, 2017年12月1日閲覧).
- Minami, Ushio, Mariko Nishi, and Taro Fukaya, et al., 2015, "Effects of the Change in Working Status on the Health of Older People in Japan," *PLoS ONE*, 10(12): e0144069.
- 三徳和子・高橋俊彦・星旦二, 2006, 「主観的健康感と死亡率の関連に関するレビュー」『川崎医療福祉学会誌』16:1-10.
- 三輪哲, 2013, 「パネルデータ分析の基礎と応用」『理論と方法』28(2): 355-366.
- 岡村重夫, 1974, 『地域福祉論』光生館.
- Rose, Geoffrey A., 1992, *The Strategy of Preventive Medicine*, Oxford: Oxford University Press.
- 澤岡詩野, 2017, 「横浜インタビュー調査からみえてきたこと「社会的自立」を支える仕組み」, 国際長寿センター

- 編,『高齢者の自立支援に向けた介護予防やリハビリテーション等についての国際比較調査研究報告書』, pp.163-172.
- 柴田博・杉原陽子・杉澤秀博, 2012,「中高年日本人における社会貢献活動の規定要因と心身のウェルビーイングに与える影響——2つの代表性のあるパネルの縦断的分析」『応用老年学』6(1): 21-38.
- 杉澤秀博・杉澤あつ子, 1995,「健康度自己評価に関する研究の展開——米国での研究を中心に」『日本公衆衛生雑誌』42: 366-378.
- 鈴木隆雄, 2009,「介護予防のための生活機能評価にかんするマニュアル (改訂版)」
(https://www.mhlw.go.jp/topics/2009/05/dl/tp0501-1c_0001.pdf, 2017年12月1日閲覧).
- 高橋将宜, 2017,『欠測データ処理——Rによる単一代入法と多重代入法』共立出版.
- 遠又靖丈・寶澤篤・大森(松田)芳ほか, 2011,「1年間の要介護認定発生に対する基本チェックリストの予測妥当性の検証——大崎コホート2006研究」『日本公衆衛生雑誌』58(1): 3-13.
- 渡邊大輔, 2014,「プロダクティブ・エイジングと健康増進のための国内調査の分析—だれがプロダクティブな活動にかかわっているのか」, 国際長寿センター編,『プロダクティブエイジング(生涯現役社会)の実現に向けた取り組みにかんする国際比較報告書』, pp.53-62.
- 渡邊大輔, 2015,「退職後フレンド世代にとってサークル活動のジレンマとは」山田昌弘・小林盾編『ライフスタイルとライフコース』新曜社, pp.182-200.
- 渡邊大輔, 2016,「地域での活動と健康に関する調査の分析—回答者の属性と健康への影響の記述的分析」, 国際長寿センター編,『地域のインフォーマルセクターによる高齢者の生活支援、認知症高齢者支援に関する国際比較報告書』, pp.84-91.
- 渡邊大輔, 2018,「プロダクティブ・エイジングと健康増進のための国内調査の分析—回答者の属性と、4年間の健康への縦断的影響の分析」, 国際長寿センター編,『先進各国における高齢者の介護予防に資する自助又は互助も含めたサービスの仕組みに関する調査研究報告書』, pp.189-98.
- Woo, Hyeyoung, and Anna Zajacova, 2017, "Predictive Strength of Self-Rated Health for Mortality Risk Among Older Adults in the United States: Does It Differ by Race and Ethnicity?," *Research on Aging*, 39(7): 879-905.
- 横浜市, 2012,「第5期横浜市高齢者保健福祉計画・介護保険事業計画」
(<http://www.city.yokohama.lg.jp/kenko/kourei/kyoutuu/jourei/jigyoukeikaku/dai5ki-keikaku/5keikakusyo.pdf>, 2018年2月27日閲覧).
- 横浜市, 2015,「第6期横浜市高齢者保健福祉計画・介護保険事業計画」
(<http://www.city.yokohama.lg.jp/kenko/kourei/kyoutuu/jourei/jigyoukeikaku/dai6ki-keikaku/6kikeikakusyo.pdf>, 2018年2月27日閲覧).
- 横浜市, 2018,「第7期横浜市高齢者保健福祉計画・介護保険事業計画」
(<http://www.city.yokohama.lg.jp/kenko/kourei/kyoutuu/jourei/jigyoukeikaku/dai7ki-keikaku/7ki-keikakugenan.pdf>, 2018年2月27日閲覧).