

された。これにより、地方自治体には、健康格差の縮小に向けた取り組みが求められるようになった。

しかし、都道府県・市町村が、「健康格差の縮小」やまちづくり（「社会環境の質の向上」）における自らの重点課題の設定やその改善方法を立案・実行することは容易ではない。地方行政の場では、「何を根拠として計画を策定すればよいかかわからない」「まちづくりと言っても、その目標や効果評価の方法がわからない」等、困惑の声も上がっている。

これらの課題を克服する方策の一つとして期待が寄せられているのが、地域間格差やソーシャル・キャピタル（社会関係資本）の見える化である。ソーシャル・キャピタルや社会的サポートなどの社会環境が身体的・精神的な健康に影響を与えることについては、国内外において理論的・実証的な研究が蓄積されつつある（McKenzie and Harpham, 2006；岸・堀川, 2004）。

JAGES（Japan Gerontological Evaluation Study日本老年学的評価研究）プロジェクトが開発したJAGES HEART（Health Equity Assessment and Response Tool健康の公平性評価・対応ツール）は、「何が当該自治体の課題なのか」を明らかにするとともに、介入の手がかりを提示し、介入効果について測定・評価することを支援するためのツールである。本稿ではJAGES HEARTを紹介し、それを用いるとどのような分析や評価ができるのか検証する。

2. 方法

1) JAGES HEARTの概要

WHO神戸センターが開発したUrban HEART（Urban Health Equity Assessment and Response Tool 都市における健康の公平性評価・対応ツール）を参考として、JAGES HEARTは作成された。Urban HEARTが発展途上国を中心とするWHO加盟諸国の都市部を想定して作成さ

れたのに対し、JAGES HEARTは先進国である日本の高齢者を対象とし、介護予防施策に有効活用することをめざしている。また、その目的は、健康状態や健康の社会的決定要因、ソーシャル・キャピタルなどの社会環境の地域間格差を「見える化」することで、介護保険担当者が自治体の現状や課題を把握し、有効な介入施策の立案・実施・モニタリング・評価を行うのを支援することにある。

JAGES HEART 2012は22のコア指標と18の推奨指標からなる。これらの指標は、①インプット（資源）、②プロセス（計画・分配・サービス利用）、③環境、④個人・行動、⑤アウトカム（効果・成果）の5要素と、①効率（費用対効果）および②公正（地域間・社会階層間）の2側面の枠組から考案された。指標作成にあたっては、全国25介護保険者31市町村に住む約17万名の高齢者を対象に実施され、約11万人から回答を得たJAGES 2010-11年度調査データを用いた。JAGES HEARTの原型は2011年に作られ、より妥当性の高い指標にするため改訂が加えられて、JAGES 2012となった。

JAGESプロジェクトでは、市町村職員が直感的に課題を把握できるよう、定量的な課題の「見える化」システムとして、介護予防Web アトラスと呼ばれるインターネットで利用できるGIS（地理情報システム）システムを開発した（<http://doctoral.co.jp/WebAtlas/>）。

このシステムは、市町村や主に校区からなる小地域を単位として、JAGES HEART指標の結果をタイル形式とバーチャート形式で表示する（図2参照）。タイル形式では、高値は赤、低値は緑のシグナルカラーにより、31自治体内における相対的な位置付（五分位）が視覚化されて表示される。バーチャート形式では相対的な位置付だけでなく、地域における該当者数のパーセンテージ等の数値も表示されるため、より詳細な比較と視覚化が可能である。

画面を地図表示に切り替えると、地図上でシグ

ナルカラーが表示される。カーソルを当該地域の上やバーチャートの上にマウスを合わせることで、当該地域名と数値を表示できるため(図3参照)、ハイリスク地域の特定や程度の見極めがさらに容易になるのもこのシステムの特徴である。

2) JAGES HEARTを用いた政策マネジメントの概要

介護予防政策には、「見える化を通じた課題設定」「課題克服のための手がかりの発見と介入施策の立案」「プログラムの実施」「効果検証」という一連のマネジメントのプロセスがある(図1)。JAGES HEARTはこのうち、「見える化」「課題設定」「手がかりの発見」「効果検証」の各プロセスを支援することができる。一方、介護保険者は見える化を除く全プロセスにおいて主体となり、介護予防事業の取り組みと評価を行う。これらの各プロセスを直線的にはなく、循環的に進めていくことにより、中・長期的な視点での介護予防の効果的・効率的な推進や健康格差の是正に取り組むことが重要である。

3) JAGES HEART活用の4ステップ

保険者職員からのフィードバックやプロジェクト内での論議をふまえ、JAGESプロジェクトでは、政策マネジメントのサイクルをまわすため、

1) 課題設定(第一段階として重点課題の設定、第二段階として重点対象地域の設定)、2) 介入施策の立案、3) プログラムの実施、4) 政策による効果の評価の4ステップを踏むことを推奨している。これら4ステップの詳細とその活用事例については、次章で述べる。

4) 介護保険者職員からの評価

JAGES HEARTの開発にあたっては、JAGESプロジェクトが開発した「見える化」システムとその政策マネジメントサイクルを介護保険者職員に体験してもらい、それらを評価するためのアンケートを実施した。このアセスメントは、JAGESプロジェクトが介護保険者の事務職や保健師とともに、2011年6月から9月にかけて実施した4回の保険者共同研究会で行われ、のべ100名の職員から回答を得た。研究会では開発した見える化システムについて説明し、実際に課題の発見や政策立案の例題に取り組んだ。終了時、自記式アンケート用紙を用い、この見える化システムが、①現状の見える化、②課題の発見、③改善の手がかり取得などについて、どの程度実際に役立つと思うかを、「とてもそう思う」「そう思う」「あまりそう思わない」「まったくそう思わない」の4段階で評価してもらった。また、アンケートでは併せて自身の職種(事務職、保健師など)についても回答してもらった。

3. 結果

以下、JAGES HEART活用で得られる結果を、具体的な事例を用いながら説明する。

1) 課題設定

(1) 保険者が取り組むべき重点課題の設定

第一のステップは、「過去1年間に1回でも転んだことがある者の割合」「外出頻度が週1回未満の者の割合」などの介護予防の重点項目等の中で、他保険者と比較して該当する者が多い項目を

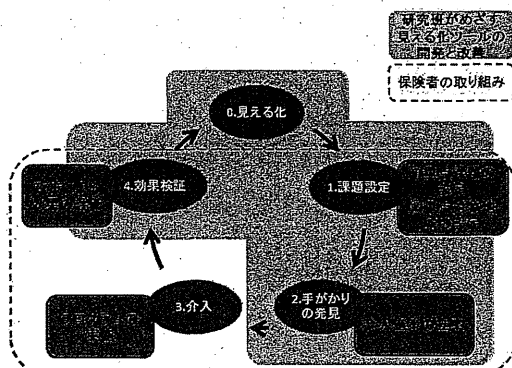


図1 介護予防政策の立案・介入に必要なプロセス

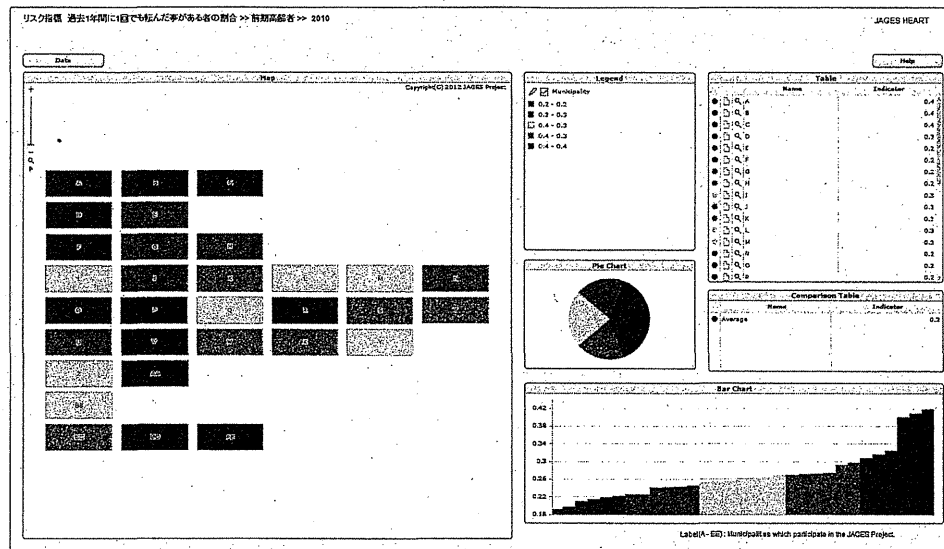


図2 過去1年間に1回でも転んだことがある前期高齢者の割合(最小値19% 最大値42%)(介護予防Webアトラス)

見つけることである。これにより、保険者が優先的に解決すべき課題を設定することができる。

JAGES HEARTでは、タイル形式とともにバーチャート形式でも表示することで、五分位における相対的な位置づけ(赤, 橙, 黄, 黄緑, 緑の5色で表示)と、絶対的な数値(当該項目に該当する者の割合を0から100%で表示)の両方が見えるようにしている。さらに、全年齢高齢者の結果だけでなく、前期高齢者のみ、後期高齢者のみといった層別化表示をすることで、後期高齢者の割合が高いために健康指標の結果が悪く見えるといった影響(構成効果compositional effect)を排除した結果を表示することが可能である。たとえば図2は、過去1年間に1回でも転んだことがある高齢者の割合が、要介護認定を受けていない前期高齢者に限定しても19%の自治体から42%の自治体までであることを示しており、2倍以上の差があることがわかる。

一方で、重点課題を設定する際には、指標の値の良し悪しだけでなく、指標に影響を与えるその他の要因が考慮される必要がある。たとえば、図2において高転倒率を示している上位3自治体

(A保険者に含まれる3町)は積雪地であり、特に冬季の転倒が多いであろうことに納得のいく理由がある。つまり、課題設定の判断においては、市町村における質的なローカル・ノリッジも重要だといえる。こうした総合的な判断から、第一ステップでは他保険者よりもリスクが高く、かつ保険者にとって取り組む価値が高いと考えられるものを、取り組みの重点課題に設定する。

(2) 保険者内における重点対象地域の設定

次に保険者内の小地域別データを用い、(1)で設定した課題が保険者内のどの地域において特に課題となっているかを見つけ、重点対象地域を絞り込む。これにより、その後のプロセスにおける介入施策の重点対象地域が具体的なものになり、地域間の健康格差を効果的に縮小させることにつながると期待される。

図3は、(1)において保険者(広域連合)内の3町における転倒率がJAGES 2010-11年度調査に参加した31市町村中上位3位を占めていたA保険者の、小学校区別の前期高齢者転倒率の結果である。地図やバーチャートの上にマウスをのせると、

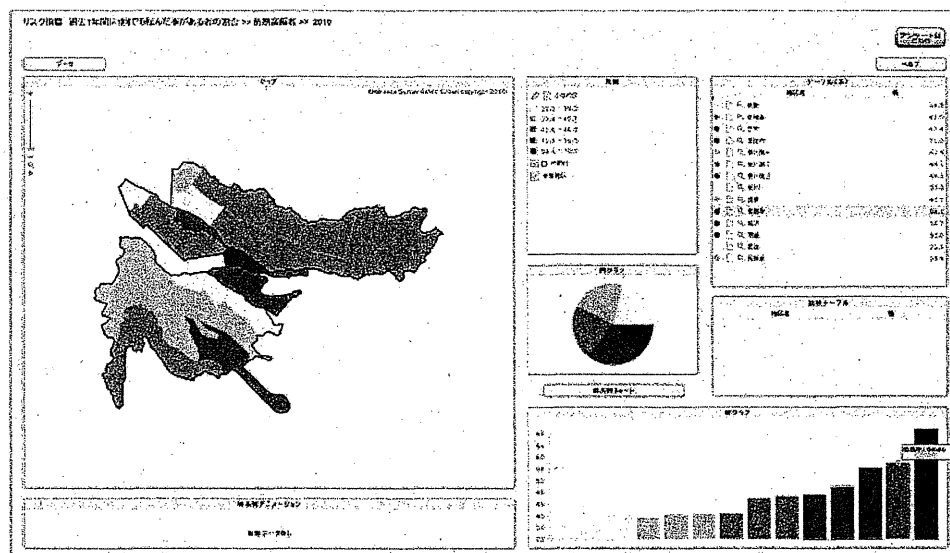


図3 転倒率が特に高い保険者内における、前期高齢者の転倒率(小学校区別)：最少値32.1% 最大値70.7%(介護予防Webアトラス シングルマップ)

パーセント表示で各校区の転倒率が表示される。校区別に分析すると、転倒率が最も高い小学校区では70.7%、最も低い小学校区では32.1%と、A保険者内でも2倍以上の違いがあることがわかり、特にどの地域で転倒が顕著な課題なのかを明らかにすることができる。これにより、次のステップにおいて介入施策を立案する上でのヒントが得られる。たとえば、介入プログラムの拠点をリスクが高い地域に重点的におくことで、より効果的な介入が期待できる。

2) 介入施策の立案

次のステップは、1) - (1)(2) で発見・設定した重点課題と重点地域に対し、効果が期待できる介入施策を立案することである。

その際に役立つと考えられるものには、(1) 先行研究、(2) 介護予防Webアトラス上での相関分析、(3) 先駆的な取り組みGood Practice事例がある。

(1) 先行研究

先行研究の例として、図4のような分析結果が

あげられる(近藤, 2012)。図4はJAGES 2010-11年度調査のある地域(9市町村)の小学校区データに基づき、過去1年間に転倒歴がある者の割合と、スポーツ組織に週1回以上参加している者との割合を、65小学校区を集計単位としてプロットしたものである。その結果、要介護認定を受けていない前期高齢者に限定しても、転倒経験がある者の割合が11.8%から33.9%と、3倍もの差があることが明らかになった。さらに、転倒者の割合は、ソーシャル・キャピタルの一種と位置づけられるスポーツ組織に週1回以上参加している者の割合

小学校区別転倒率とスポーツ組織参加率 65-74歳の者(16,713人)に限定

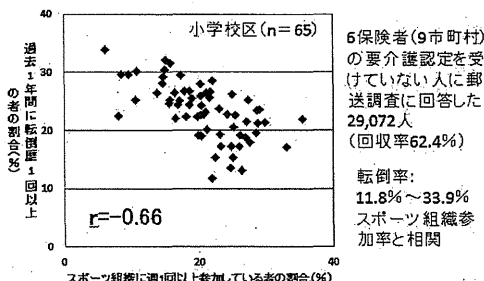


図4 前期高齢者の小学校区別転倒率とスポーツ組織参加率(近藤, 2012)

スポーツ組織参加と転倒 (前期高齢者)

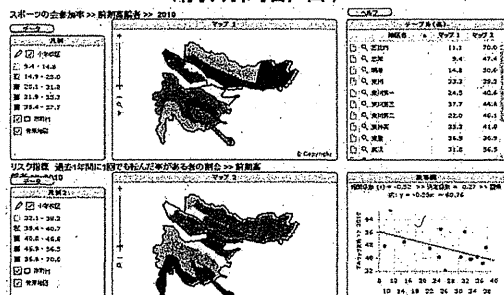


図5 スポーツ組織参加率と転倒率 (前期高齢者) $r = -0.55$ (介護予防Webアトラス ダブルマップ)

と負の相関関係を持っており、スポーツ組織参加率が高い地域ほど、転倒リスクが低いことが示された($r = -0.66$)。ここから、「地域におけるスポーツ組織への参加率を上げることで、転倒率を下げる」というアプローチの可能性が示唆された。

(2) 介護予防Webアトラス上での相関分析

そこで、図4の分析結果がA保険者においてもあてはまるかどうかを確認するため、2変数間の相関を表示することができるWebアトラスの「ダブルマップ機能」を用い、スポーツの会参加率と転倒率の関係を表示した(図5)。すると、A保険者においてもスポーツ組織参加率が高い地域ほど、転倒リスクが低いという関係が示された($r = -0.55$)。

(3) 先駆的な取り組みGood Practice事例

Good Practiceとしては、厚生労働科学研究費「健康の社会的決定要因研究班」(<http://sdh.umin.jp/>) (代表研究者：尾島俊之) や厚生労働省がまとめている取り組み事例 (<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/yobou/torikumi.html>) を参考にすることができる。たとえば、大阪府大東市では、住民主体の体操教室を各地で開催し、オリジナルの「元気でまっせ体操」を行って、一次と二次予防対象者の両方を取り込んだ事業を展開している。また、岩手県軽米市の「ふれあい共

食事業」では昼食会とレクリエーションを組み合わせて、気軽に参加してもらえる工夫をしている。

介護保険者は、先行研究や分析結果、先駆事例からヒントを得て、介護予防のための介入策を考えることができる。たとえばA保険者では、自主的な健康体操のリーダー養成や集まりを保険者・自治体が支援する、身体活動を行う高齢者サークルには公民館使用枠を与える等の施策を打ち出すことができるだろう。また1) - (2) のステップにおいて、特に転倒率が高く介入の必要性が高い地域をあらかじめ明らかにしておくことで、より優先すべき実施場所を特定することができ、効果的・効率的な資源の振り分けにつながる。

3) プログラムの実施

第3のステップは、2) で立案されたプログラムの実施である。JAGESプロジェクトでは先行研究や職員への聞き取りを通じて、介入施策の立案・実施にあたって考慮されるべき事項として、(1) プログラムの効果、(2) カバレッジの高さ、(3) 持続可能な資源および人材の活用 (保健福祉領域のみにとらわれないこと) の3点が重要であると考えている。以下、JAGESプロジェクトの一環として愛知県武豊町と共同で2007年に立ち上げた一次予防的アプローチによる介護予防施策「憩いのサロン事業」(平井, 2009) を例に説明する。

憩いのサロン事業では、サロンの運営を担う住民ボランティアを募り、新たなサロンを設立後、1年間は町が運営に関与するが、2年目以降はボランティアの自主運営にゆだね、町は後方支援に回る。活動内容については、基本的にはボランティアにゆだねられている。ほとんどのサロンでは健康体操、お茶とおしゃべりの時間、誕生会が行われており、そのほかに町の保健師による健康講話、音楽や出し物の鑑賞、唱歌歌唱や踊りなど、多彩な活動が取り入れられている(村山・近藤・藤原, 2013; 武豊プロジェクトホームページ<http://>

square.umin.ac.jp/ages/taketoyo.html)。

(1) プログラムの効果

憩いのサロンでは、知識や行動等の個人レベルと、ソーシャル・キャピタルを通じたまちづくりのレベルという、介護予防の2つのレベルにおける効果が期待されている。前者は健康情報の共有やそれを通じた健康行動等の直接効果によるもので、健康体操や保健師による健康講話がプログラムに取り入れられている。健康体操では、参加者が自分の体力に合わせて無理なく行うよう、また体操やストレッチを自宅でも取り入れるよう、声掛けが行われている。健康講話は座学にとどまらず、実際に手洗いうがいのシミュレーションをしたり、ゲーム感覚の筋トレをしたりと、参加型で楽しみながら行うものが多い。

一方、ソーシャル・キャピタルを通じたまちづくりによる間接効果（波及効果）も期待されている。サロンに参加するようになったことでスポーツの会やボランティアの会など、別の会や集まりに参加するようになったり、サロンで顔見知りになった人とのネットワークが新たに形成されたりといった波及効果があることも、調査から明らかになっている（近藤他、2010）。

(2) カバレッジの高さ

「より多くの高齢者に参加してもらうためには、高齢者が自分で歩いて行ける範囲にサロンを設置すべき」との考えから、武豊町では2007年度に3か所の会場を立ち上げて以来、2013年度までの7年間で11か所に拡大してきた。その結果、町の高齢者の約1割が参加している。各会場でサロンが開催されるのは月に1回から3回程度だが、複数会場に参加することで月に10回参加している者もあり、町内各地に多くの会場が点在していることで、参加がより容易になった。

こうした事業への参加や効果評価にあたっては、「健康状態が良好な高齢者、健康づくりの意

近い人ほど参加している

Ichida, et al 2013

- 地理情報システム(GIS)により計測した会場までの距離を測定
- 近くに住んでいる人ほど、参加者割合が高く、主観的健康感も改善

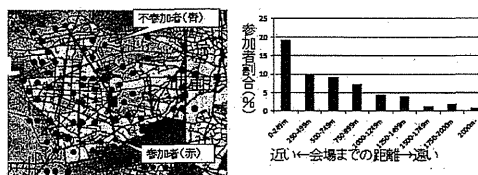


図6 高齢者の自宅からサロンまでの距離と参加者割合 (Ichida et al., 2013)

識が高い高齢者、社交的な高齢者に参加が偏りがちになる」という「逆の因果」に留意が必要である。そこで疑似的な無作為対照比較試験（RCT）とみなされている操作変数法を用いた分析により、これらの「選択効果」を考慮した評価を行った。自宅からサロン会場までの距離が近い高齢者ほどサロン参加率が高いことから、サロンまでの距離を操作変数として分析した結果、サロンの開所の前後比較において主観的健康感が有意に改善していることが明らかになった（図6 Ichida et al., 2013）。したがって、町内各地に多くのサロンを設置することで、サロン事業のカバレッジが上がり、介護予防効果が期待できると思われる。

(3) 持続可能な資源および人材の活用

高いカバレッジを維持しつつ、持続可能な介護予防事業を行うためには、地域資源の活用が不可欠である。「憩いのサロン」事業は、持続可能な形で活動できるよう、住民ボランティアを養成し、サロン運営を委託している。ボランティアを募り新たなサロンを設立すると、1年間は町との共同運営の元でノウハウや経験を積み、2年日以降は町が見守りとアドバイスによる後方支援に回るといった形をとっている。

また、ボランティアへの負担が大きくなりすぎないように、「出前ボランティア」が活用されている。

出前ボランティアは、楽器演奏や手品を趣味としている人、踊りや音楽の同好会、保育園児や大学生サークルなど、多様な特技をもつ個人や団体で、単発で依頼されて、また評判が良ければ複数の会場を掛け持ちして、場を盛り上げてくれる。「憩いのサロン」事業の立ち上げ時には、町の社会福祉協議会が出前ボランティア一覧を用意した。またサロンボランティアを中心とする地域の人々が新しいものを探してくることも多い。出前ボランティアの活用は、地域人材の発掘と、出前ボランティア自身の生きがいづくりや介護予防、まちのソーシャル・キャピタル構築にも一役買っていると考えている。

4) 政策による効果の評価

第4のステップは、一定期間の取組後の状況について、JAGES HEARTの指標の数値の変化を用いて評価を行うことである。数値の変化を見ることで、介入施策の結果、ターゲット指標の変化がモニタリング可能になる。

図7は、2006年と2010年の両年度にJAGES調査に参加した7保険者における、スポーツ組織の参加者割合と複数回転倒経験者割合をプロットしたものである。スポーツ組織参加者の割合はこれらの7保険者すべてにおいて増えており、そのうち6保険者で複数回転倒経験者の割合が低下した。このことから、経時的に見てもスポーツ組織参加者割合の増加が、転倒率の低下に結びついている可能性が示唆された。

効果評価において着目するのは、経年的な数値上の変化と、他市町村と比較した相対的な位置である。例えば、自主的な健康体操の集まり支援策を行ったところ、自治体全体としての転倒率が下がり、他市町村との比較においても相対的な位置付が向上したことが確認できれば、その取り組みに一定の効果があったと考えられる。一方で、期待された変化（その一部が効果とみなされる）が見られない場合には、より効果の大きかった保険

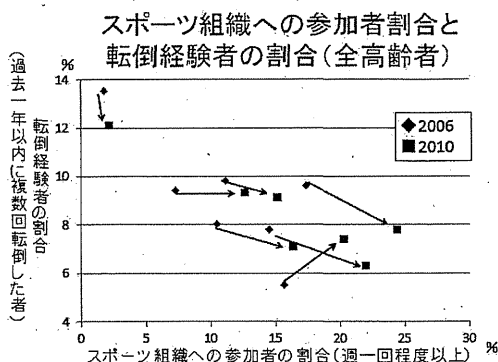


図7 スポーツ組織への参加者割合と転倒経験者の割合の経時変化 (JAGESプロジェクト, 2012)

保険者職員調査:①「現状の見える化」②「課題の発見」③「改善の手がかり取得」に役立つか?

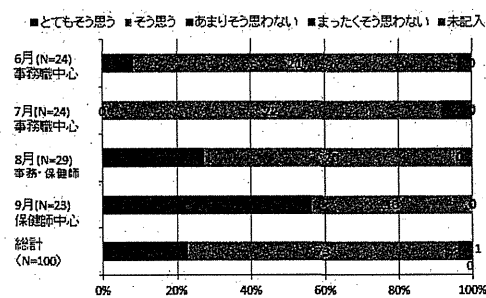


図8 JAGES HEARTに対する介護保険者職員の評価 (JAGESプロジェクト, 2011)

者の取り組みなどを参考に、プログラムの効果やカバレッジなどプロセスについて見直しをすることになる。

5) 自治体職員による評価

2011年6月から9月にかけて実施した4回の保険者共同研究会では、「見える化システム」が①現状の見える化、②課題の発見、③改善の手がかり取得などについて実際に役立つと思うかを、のべ100名の保険者職員に4段階で評価してもらった。

その結果、延べ100名中23名が「とてもそう思う」、73名が「そう思う」と回答した(図8)。また、参加者の大部分が事務職職員だった6月・7

月の研究会にくらべ、事務職と保健師が半々だった8月の研究会、大部分が保健師だった9月の研究会では「とてもそう思う」との評価割合が高くなっており、現場に近いところにいる保健師からの評価が高いことが明らかになった。

4. 考察

2010～2011年度に全国25保険者31市町村から得られたデータを用いて作成されたJAGES HEARTは、Webアトラスを用いた見える化により保険者が取り組むべき重点課題と重点対象地域の手がかりを提供し、(1) 先行研究、(2) 介護予防Webアトラス上での関連分析、(3) 先駆的な取り組みGood Practice事例等を通じて介入施策の立案を支援し、取り組みの効果を評価する介護予防施策の評価・支援ツールである。このシステムは、客観的で比較可能な数値を用いたベンチマーク(相対比較)による「見える化」を通じ、介護保険者の職員が主体的に地域診断を行い、ローカルな知識も交えながらエビデンスに基づいて介護予防に取り組み、プログラム評価を行うという循環的プロセスを支援する。JAGES HEARTは健康指標のみならず、健康の社会的決定要因、ソーシャル・キャピタルなどの社会環境についても指標化することで、まちづくりによる介護予防を手助けする有用なツールとなる可能性を持っている。

WHOが開発したUrban HEARTに代表されるように「健康の社会的決定要因への着目」「見える化」は世界的な流れの中にある。冒頭で述べた「健康日本21」や、平成24年7月31日の「地域保健の推進に関する基本方針」に関する厚生労働省告示では、地域の健康課題の把握、ソーシャル・キャピタルや社会資源の把握、生活環境の確保、疫学的手法を用いた地域保健対策の評価等の調査研究、評価結果を住民に公開することの重要性が明記されている。また、WHOはCommission on Social Determinants of Health(健康の社会的決定要因に関する委員会)で、社会環境の改善を通

じたポピュレーション・アプローチの重要性を訴えている。こうした中で、JAGES HEARTは介護予防施策の実践・評価を対象に、地域行政の「社会環境への着目」と「見える化」を手助けすることをめざしている。

その一方で、JAGES HEARTの取り組みの中で見えてきた今後の課題も多い。第一の課題は、指標の妥当性の検証とそれに基づく指標の改訂である。JAGESプロジェクトでは、JAGES 2010-11年度調査に参加した25保険者31自治体の一時点データを用い、2011年にJAGES HEARTを開発した。その後、指標の妥当性の向上のため、追加分析や保険者職員からのフィードバックに基づく指標の見直しを行ってきた。今後は同様の見直しに加え、異なる地点間比較による外的妥当性の検証と、縦断追跡データを用いた指標の予測妥当性の検証などが必要である。

前者については、多くの保険者が実施した日常生活圏域ニーズ調査データを集め、ベンチマークする準備を現在進めている。これにより、別の地域のデータを用いても同じ所見が得られるか再現性(外的妥当性)が検証できる。

後者については、経時的な変化を追うことに対応したシステムを開発し、繰り返し測定することで、指標の予測妥当性が検証できる。JAGESプロジェクトでは2013年10月から12月にかけて25保険者30市町村在住の195万人の高齢者を対象とする調査を行った。そのうち20保険者25市町村の高齢者は2010-11年度調査にも参加しており、多くは経時的な追跡が可能である。これらの自治体で縦断データをとることにより、JAGES HEARTの指標が適切か否かを検証し、必要に応じて改定していくことが求められる。

しかし多くの保険者は、継続的に状況をモニタリングして評価することの意義を必ずしも理解しておらず、担当者が2～3年で異動することもあって、縦断調査のためのデータと予算の確保は容易ではない。エビデンスに基づく事業計画・実

施と、現状のモニタリングの必要性、マネジメントサイクルを通じて現状を改善していくことの重要性を理解してもらうためには、根気強い説明と信頼関係構築の努力が必要である。

第二の課題として、保険者の主体的なプログラム立案を支援するため、さらなるGood Practiceの収集が求められている。JAGESプロジェクトメンバーも参加する健康の社会的決定要因(Social Determinants of Health:SDH) 研究班(代表研究者:尾島俊之)では、先駆的な取り組み事例を集め、『保健師ジャーナル』などで連載を行っている。今後はさらにこうした取り組み事例を集め、メタ分析等により効果的なプログラムの特徴を明らかにしていくことが期待されている。

第三に、ツール活用の主体となるべき保険者の主体形成の難しさという課題が存在する。こうした「見える化」ツールを提供すると、保険者職員からは「途中経過や分析を省いて、どんな介入施策をとれば介護保険料を下げられるのか、『答え』を教えてほしい」とコンサルティングを求められることがある。しかし課題の発見やプログラム立案の段階から、介護保険者が主体となり住民を巻き込むことなしでは効果は小さくなるであろう。職員が主体的に取り組むことをさらに容易にするようなツールへとJAGES HEARTを改善していくとともに、住民を巻き込むワークショップの手法の開発・普及を進めていくことなども今後の課題である。

5. 結論

以上、見える化システムJAGES HEARTを用いた介護予防における保険者支援について、課題とともに紹介した。2010年、WHOはアデレード声明の中で「Health In All Policies (HiAP:すべての政策において健康を考慮する)」の必要性を宣言した。健康の社会的決定要因に影響する政策の多くは、保健・医療を専門としない部門(non-health sector)が立案・施行する政策である(近

藤, 2011)。健康指標を改善するために、ソーシャル・キャピタルをはじめあらゆる資源や政策を動員することは、高齢者のみ、介護予防のみならず、地域全体の社会環境改善につながるものであり、HiAPが欠かせない。JAGES HEARTは介護予防をそのターゲットにしてはいるが、このシステムを用いた関連指標による「見える化」が成功事例となれば、こうしたシステムをより幅広い対象グループやプロセス、アウトカム指標にまで敷衍してHiAPを進め、さらに効果的に「健康な社会づくり」をめざせる可能性がある。

文献

- Ichida Y, Hirai H, Kondo K, Kawachi I, Takeda T and Endo H (2013) "Does Social Participation Improve Self-rated Health in the Older Population? A Quasi-experimental Intervention Study," *Social Science and Medicine*. 94 : 83-90.
- McKenzie K and Harpham T (2006) *Social Capital and Mental Health*. London : Jessica Kingsley.
- 岸玲子, 堀川尚子 (2004) 「高齢者の早期死亡ならびに身体機能に及ぼす社会的サポートネットワークの役割: 内外の研究動向と今後の課題」『日本公衆衛生雑誌』52 : 79-93
- 近藤克則 (2012) 「介護予防と健康の社会的決定要因」『医療クライシスを超えて: イギリスと日本の医療・介護のゆくえ』161-195, 医学書院
- 近藤克則, 平井寛, 竹田徳則, 市田行信, 相田潤 (2010) 「ソーシャル・キャピタルと健康」『行動計量学』37(1) : 27-37
- 近藤克則 (2011) 「健康の社会的決定要因 (15) 最終回 WHOの健康格差対策」『日本公衆衛生雑誌』58(7) : 550-554
- 平井寛 (2009) 「介護予防におけるポピュレーションアプローチの試み: 武豊町における地域サロン事業の計画と実施 第1回武豊プロジェクトの概要」『地域リハ』4(1) : 84-87
- 村山洋史, 近藤克則, 藤原佳典 (2013) 「健康長寿をめざしたソーシャル・キャピタル介入」イチロー・カワチ, 高尾総司, S.V. スプラマニアン編, 近藤克則, 白井こころ, 近藤尚己監訳「ソーシャル・キャピタルと健康政策: 地域で活用するために」257-300, 日本評論社

連絡先 鈴木佳代
ksuzuki@psis.agu.ac.jp

Support for Municipalities' Long-term Care Prevention Using a JAGES HEART Visualization System

Kayo Suzuki¹⁾, Katsunori Kondo²⁾, JAGES Project

Abstract

It is not easy for local municipalities to make and implement long-term care prevention policies identifying their priority issues and corrective strategies based on scientific evidence. Part of such difficulty may derive from the absence of practical tools to assist the development of approaches for long-term care prevention. JAGES HEART is designed to serve as a useful tool for a cycle of defining the local agenda, developing policies, implementing programs, testing the programs through monitoring improvement, and revising approaches for further improvement. This paper introduces specific processes for supporting municipalities as they identify their agenda and tackle issues, including examples and research progress.

The recommended process for applying JAGES HEART consists of four steps : (1) setting an agenda, (2) locating target area (s) , (3) planning and implementing policies, and (4) assessing the policies.

The significance of JAGES HEART lies in its holistic assistance for municipalities throughout the process of diagnosing the community, addressing the challenges, and assessing the implemented policies by visualizing objective and comparative indices. JAGES HEART has a high potential for use as an evidence-based support tool for developing long-term care prevention approaches, valuing municipalities' independence as well as local knowledge.

Keywords : Long-term care prevention, Social capital, Visualization, Community assessment, Policy assessment

¹⁾ Department of Policy Studies, Aichi Gakuin

²⁾ Center for Preventive Medical Science, Chiba University

Inequalities of dental prosthesis use under universal healthcare insurance

Matsuyama Y, Aida J, Takeuchi K, Georgios Tsakos, Richard G. Watt, Kondo K and Osaka K.

Community Dentistry and Oral Epidemiology 42(2) : 122-128, 2014
DOI: 10.1111/cdoe.1207

Abstract

Background: Social inequalities in oral health exist in various countries. In Japan, a country with universal healthcare insurance policy, people can receive medical and dental care and pay only 10–30% of the total cost of treatment. Additionally, very poor Japanese can receive care without any charge, by the benefit of public assistance. These policies are considered to affect oral health inequalities.

Objectives: This study examined the association between using a dental prosthesis and household income among older Japanese people.

Methods: Self-administered questionnaires were mailed to subjects as part of the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES) project in 2010. Of the 8576 people aged 65 years or more living in Iwanuma, Japan, 5058 responded. We used 4001 respondents with no missing values. We stratified into two groups by having 20 teeth or not. Then, cross-tabulation, univariate logistic regression, and multivariate logistic regression were conducted for these two groups. The covariates are sex, age, education, and size of household.

Results: Of the all respondents included in the analyses, poorer respondents tended to have lower proportions with 20 or more teeth, and 54.6% respondents used dental prostheses. In the respondents with 19 or fewer teeth, higher-income group tended to show significantly higher dental prosthesis use. But the poorest income group showed high prevalence of dental prosthesis use as same as highest income group. Multiple logistic regression among respondents with 19 or fewer teeth showed that after adjustment for sex, age, education, and size of household, compared with the respondents with annual incomes of US\$ <5000, those with incomes of US\$5000–9999 and US\$10 000–14 999 had significantly lower odds ratios for using a dental prosthesis (OR = 0.48 [95% CI = 0.28–0.83], 0.56 [95% CI = 0.33–0.95], respectively). The other respondents did not show significant differences.

Conclusions: Although universal healthcare insurance covered dental prostheses, a social gradient in dental prosthesis use was still observed. Low-income respondents tended to not use dental prosthesis, but the poorest respondents showed dental prosthesis utilization as high as the highest income group.

自殺率と高齢者におけるソーシャル・キャピタル関連指標との関連-JAGESデータを用いた地域相関分析-

芦原ひとみ, 鄭丞媛, 近藤克則, 鈴木佳代, 福島慎太郎

『自殺予防と危機介入』34 (1) : 31-40, 2014

研究要旨

コミュニティ・アプローチによる自殺予防対策として、地域住民参加型の活動などソーシャル・キャピタルの有効性が注目されている。そこで、50市区町村（27市町村）における2009-2011年の3年平均自殺率（全年齢と60歳以上）とJAGES（日本老年学的評価研究）2010-2011のデータから作成したソーシャル・キャピタル関連19指標などとの関連について地域相関分析を行った。その結果、「地域住民の互酬性がある」、「地域への愛着がある」、「友人・知人と会っている」、「手段的サポートを提供している」、「（地域にある）6種類の会・グループのいずれか1つ以上に参加している者の割合が高い」、「老人クラブへの参加割合が高い」、「ボランティアグループへの参加割合が高い」市区町村・では、自殺率が有意に低い負の相関を示した（ $\rho = -0.40 \sim -0.31$ ）。地域住民参加型の活動などソーシャル・キャピタルの豊かさが自殺率の低さと関連している可能性が示唆された。

キーワード：自殺率、ソーシャル・キャピタル、地域差

Abstract :

Attention is being given to the effectiveness of community participation activities and other types of social capital as community approaches to suicide prevention. We conducted an ecological study on the relationship between mean suicide rate (all ages and those ages 60 and over) for the three-year period from 2009 to 2011 in 50 municipalities (27 cities, towns, and villages) and 19 social capital indicators developed from data from the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES) in 2010-11. Municipalities with a high rate of reciprocity between residents in the community, community attachment, residents providing instrumental support, residents meeting up with friends and acquaintances, a high participation rate in one or more of six types of groups or associations (in the community), a high participation rate in seniors' clubs, and a high participation rate in volunteer groups had a significantly lower suicide rate, showing a negative correlation ($\rho = -0.40$ to -0.31). This indicates that rich social capital including community participation activities may be associated with a lower suicide rate.

Keywords : suicide rate, social capital, regional differences



ELSEVIER

Contents lists available at SciVerse ScienceDirect

Social Science & Medicine

journal homepage: www.elsevier.com/locate/socscimed

Does social participation improve self-rated health in the older population?

A quasi-experimental intervention study

Yukinobu Ichida^{a,*}, Hiroshi Hirai^b, Katsunori Kondo^c, Ichiro Kawachi^d, Tokunori Takeda^e, Hideki Endo^f

^a Doctoral Institute for Evidence Based Policy, Tokyo, Japan

^b Department of Civil Environmental Engineering, Iwate University, Faculty of Engineering, Iwate, Japan

^c Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University, Nagoya, Japan

^d Department of Society, Human Development, and Health, Harvard School of Public Health, Boston, MA, USA

^e Division of Occupational Therapy Faculty of Rehabilitation, Seijoh University, Nagoya, Japan

^f Faculty of Economics, Nihon Fukushi University, Aichi, Japan



ARTICLE INFO

Article history:

Available online 18 May 2013

Keywords:

Social participation
Intervention
Community
Instrumental variable
Causality
Social capital
Japan

ABSTRACT

Social participation has been linked to healthy aging and the maintenance of functional independence in older individuals. However, causality remains tenuous because of the strong possibility of reverse causation (healthy individuals selectively participate in social activities). We describe a quasi-experimental intervention in one municipality of Japan designed to boost social participation as a way of preventing long-term disability in senior citizens through the creation of ‘salons’ (or community centers). In this quasi-experimental intervention study, we compared 158 participants with 1391 non-participants in salon programs, and examined the effect of participation in the salon programs on self-rated health. We conducted surveys of community residents both before (in 2006) and after (in 2008) the opening of the salons. Even with a pre/post survey design, our study could be subject to reverse causation and confounding bias. We therefore utilized an instrumental variable estimation strategy, using the inverse of the distance between each resident's dwelling and the nearest salon as the instrument. After controlling for self-rated health, age, sex, equivalized income in 2006, and reverse causation, we observed significant correlations between participation in the salon programs and self-rated health in 2008. Our analyses suggest that participation in the newly-opened community salon was associated with a significant improvement in self-rated health over time. The odds ratio of participation in the salon programs for reporting excellent or good self-rated health in 2008 was 2.52 (95% CI 2.27–2.79). Our study provides novel empirical support for the notion that investing in community infrastructure to boost the social participation of communities may help promote healthy aging.

© 2013 Elsevier Ltd. All rights reserved.

Introduction

Among OECD countries, Japan is currently experiencing the most rapid pace of population aging. Faced with a growing crisis in the provision of elder care, the Japanese government reformed the long-term care insurance system, and introduced a new strategy in 2006 aimed at the prevention of functional disability requiring long-term care. The new strategy was intended to reduce economic incentives for institutionalization, dampen provider-induced

demand, and prevent seniors from becoming dependent by intervening while their need levels are still low (Tsutsui & Muramatsu, 2007). However, so far the policy has not succeeded in reducing the burden of long-term care (Kondo, 2012).

Two reasons have been put forward for the failure of the new policy. First, the policy is based upon screening individuals who are at high risk of developing functional disability. In other words, the policy is predicated on what Geoffrey Rose (1985) called the ‘high risk strategy’ of prevention, or targeting prevention efforts toward the high risk ‘tail’ of the distribution of risk factors for long-term care dependency. The list of risk factors that have been used to screen and identify individuals at risk of long-term care dependency include activities of daily living, depression, physical

* Corresponding author. Tel.: +81 3 6280 3569.

E-mail addresses: ichida@doctoral.jp, yukinobuichida@hotmail.com (Y. Ichida).

activity, nutritional condition, oral condition, housebound status, and cognitive function (Ministry-of-Health-Labour-and-Welfare, 2009). However, according to a preceding study, this strategy identifies only a minority of individuals who subsequently develop disability requiring nursing care, and over half of individuals whose functional status declined (thereby necessitating nursing care) reported no 'risk factors' in the year previous to the onset of disability (Kondo, 2005). Moreover, in a systematic review, it has also been suggested that the effect of multifactorial assessment and targeted intervention is limited (Gates, Fisher, Cooke, Carter, & Lamb, 2008).

A second reason for the failure of the new policy is that the highest risk people also tend to be the hardest to reach, and therefore do not end up reaching the attention of the formal care system. In short, a new approach to long-term care prevention needs to be devised that is based on a population-based strategy that emphasizes primary prevention, rather than the current high-risk approach based upon medical screening.

The purpose of the present study is to describe an intervention that has been adopted in one municipality of Japan to boost social participation by older individuals as a way of preventing long-term disability. Social participation – as well as the broader concept of "social capital" – has been promoted in the past as a way of maintaining functional independence and healthy aging. Our specific intervention focuses on the town of Taketoyo on the Chita Peninsula (south of Nagoya, Japan), which attempted to provide a venue for social participation via the creation of "salons" (or community centers) where older residents could congregate and engage in a variety of social activities. As it is too soon to examine the impact of the intervention on the prevention of functional disability in the present study, we examined the effects of participation in the salon programs on self-rated health. In Japan, salons (akin to community health centers in North America) have long existed, especially in rural areas, and they have played an important role in both social life as well as the provision of mutual social support. However, to date no interventions have been carried out to examine the impact of creating salons within communities. In the next section of the paper we (1) point out the need for causal inference in studies on social participation, (2) describe our intervention strategy, and (3) explain the usefulness of instrumental variable estimation strategy.

Although previous longitudinal epidemiological studies and a meta-analytic review have suggested that social participation is associated with improved functional status in the elderly (Bygren, Konlaan, & Johansson, 1996; Glass, de Leon, Marottoli, & Berkman, 1999; Kiely, Simon, Jones, & Morris, 2000; Ramsay et al., 2008; Rodriguez-Laso, Zunzunegui, & Otero, 2007; Sampson, Bulpitt, &

Fletcher, 2009), causal inference remains a challenge in these studies, due to problems concerning selection and endogeneity. For example, fit and healthy people have a greater tendency to participate in social activities, and there may be unobserved third variables (such as sub-clinical depression), which confound the association between social participation and maintenance of functional status.

In the ideal case, the solution to overcome this problem is to conduct a randomized trial, assigning individuals to participation in social activities based on the toss of a coin. However, such a trial would be expensive, time-consuming, and difficult to launch, and to our knowledge, no randomized trials have ever been conducted on the effect of social participation on health. The next best solution is to identify natural experiments, in which the investigator can get closer to causal inference by observing a change in the outcome (e.g. improvement in health) following a quasi-experimental disturbance in exposure (opening of a salon in the community). In the present analysis, we conducted exactly this kind of natural experiment.

Our study is a part of the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES) project based in the Nihon Fukushi University (Murata, Kondo, Hirai, Ichida, & Ojima, 2008; Nishi, Kondo, Hirai, & Kawachi, 2011). The aim of the AGES project is to identify factors related to functional or cognitive decline among the non-institutionalized elderly. Concerning this study, it is suggested that high social capital was associated with better self-rated health and better dental status (Aida et al., 2009; Ichida et al., 2009). In the present study, we took advantage of the longitudinal follow-up information collected on the participants in the AGES project in the municipality where the salon intervention took place. Our study protocol and informed consent procedure were approved by the Ethics Committee in Research of Human Subjects at Nihon Fukushi University.

Methods

Study design

In a quasi-experimental intervention study, we compared 158 participants with 1391 non-participants in the salon programs, and tested the effect of participation in the salon programs on self-rated health. We carried out baseline surveys in July 2006, and a post-evaluation panel survey in February 2008 as shown in Fig. 1. The survey conducted in 2006 targeted all 5759 non-institutionalized elderly in Taketoyo and received 2795 responses (48.5%). The survey in 2008 targeted all 6552 non-

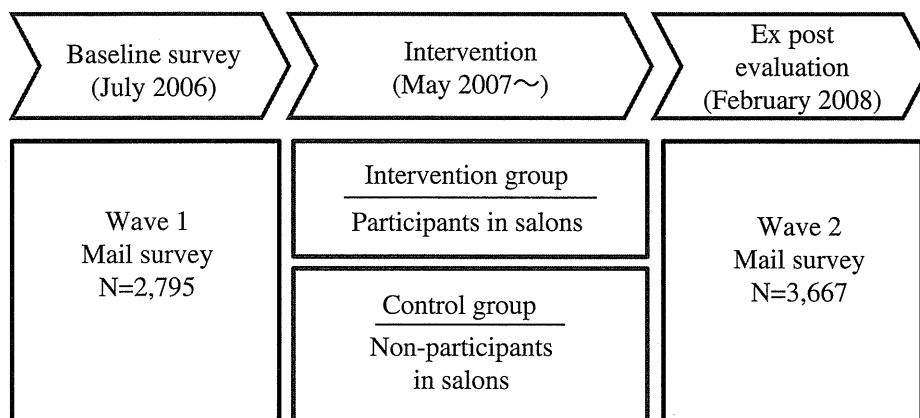


Fig. 1. The intervention and evaluation process.

Table 1
Descriptive statistics ($N = 1549$).

Variable				
SRH ^a in 2008	Excellent = 5 (9.8%) good = 4 (62.0%) fair = 3 (22.0%) poor = 2 (4.7%) very poor = 1 (1.6%)			
Age in 2006	65–69 (21.6%) 70–74 (39.1%) 75–79 (25.4%) 80–84 (10.4%) >85 (3.5%)			
	Mean = 73.81	Std. dev. = 4.98	Min = 65	Max = 94
Male in 2006	Yes = 1 (49.3%) No = 0 (50.7%)			
SRH in 2006	Excellent = 5 (7.7%) good = 4 (59.1%) fair = 3(26.5%) poor = 2 (4.7%) very poor = 1 (2.1%)			
Equalized income in 2006 (million yen)	< = 159 (18.5%) 159–225 (18.7%) 225–275 (18.7%) >275 (18.4%) missing (25.8%)			
	Mean = 234.41	Std. dev. = 126.47	Min = 10.21	Max = 919.24
Distance (km)	Mean = 1.04	Std. dev. = 0.80	Min = 0.04	Max = 3.73
Participation in salon programs	Mean = 0.10	Std. dev. = 0.30	Min = 0	Max = 1

^a self-rated health.

institutionalized elderly in Taketoyo and received 3667 responses (56.0%).

In the present study, we included 1549 subjects with complete data on self-rated health in 2006 and 2008, age, sex, and participation in the salon programs. We excluded volunteers who ran the salons. Descriptive statistics are shown in Table 1.

Even with a pre/post survey design, our observational study could be subject to reverse causation and confounding bias. We therefore utilized an instrumental variable estimation strategy, using the inverse of the distance between each resident's dwelling and the nearest salon as the instrument, to enable us to obtain an unbiased estimator.

Intervention in Taketoyo

The town of Taketoyo is located in the Tokai district of Japan, and is composed of a coastal industrial area and inland residential area with an area of 25.81 square km. In 2007, the population of Taketoyo was 42,126, and 17.2% of residents were 65 years and older. Beginning in 2006, Taketoyo (in collaboration with Nihon Fukushi University) launched an intervention to build several salons in the community. The salons were established mainly by the effort of volunteers recruited by Taketoyo.

Taketoyo had asked people who showed interest in volunteering to run the salons in a mail survey conducted in 2006 to establish the salons. The local Taketoyo administration and the recruited volunteers chose locations for the salons and program content for each salon, based on the results of workshops and considerations of space availability and costs. Beginning in May 2007, Taketoyo established three salons in the northern area of the town.

As all older people in Taketoyo were eligible to participate in the salon programs, the entire older population of Taketoyo constituted the potential target of this intervention. Their location was based upon the use of public spaces, such as existing community centers. Activities carried out in the salons ranged from arts and crafts to cultural activities (singing, playing instruments, haiku composition), as well as free socializing. Similar activities were carried out in each of the three salons. From May 2007 to February 2008, the three salons held 40 programs. We counted 2652 cumulative participants in programs of the three salons (Hirai, 2010).

Statistical analysis

If we randomly assign participants, it is assumed that, in the long run (statistical expectation), there is no selection bias, and that unmeasured (and indeed, even unthought-of) confounders are balanced (Hannan, 2006). In this current study, however, participation in the salons was not randomly assigned; rather, individuals made their own choice. It is therefore possible that healthier or more sociable people were more likely to use the salons and

consequently stayed healthier. This is an instance of self-selection bias and unbalanced confounders in estimating the effect of our intervention. Depending on how these choices are made, the effect of participation in salon programs on health may overstate or understate the true effect. A convincing analysis of the link between participation in salon programs and health therefore requires an exogenous source, rather than an endogenous source, of variation in the choice of participation. Instrumental variable estimation is a method for inducing exogenous variation in the treatment (participation in salon programs). In our analysis, we showed that geographic distance of the AGES study participants to the nearest salon serves as a potential source of such exogenous variation.

Following Card (1993), to understand the econometric issues in our model, we considered a simple two-equation system describing the relationship between participation (p_i) and self-rated health in 2008 (h_i) for individual i .

$$p_i = X_i \times \gamma + v_i \quad (1)$$

$$h_i = X_i \times \alpha + p_i \times \beta + u_i \quad (2)$$

Here X_i is a matrix of observed variables in 2006, and v_i , u_i are error terms, respectively (with $E(X_i \times v_i) = E(X_i \times u_i) = 0$). β is regarded as the "true" causal effect of participation. Equation (1) describes the variables in 2006 that affect participation in salon programs (p_i), while Equation (2) describes how self-rated health in 2008 (h_i) is affected by the variables measured in 2006 as well as participation in the salon programs. If we substitute Equation (1) into Equation (2), we can see that v_i and u_i are mutually dependent. However, the estimate of β by ordinary least squares is consistent if and only if v_i and u_i are uncorrelated. Otherwise, the estimate of β is biased.

A consistent estimate of the true effect of salon program participation can be obtained if there is a component of the vector X_i that affects participation but not self-rated health in 2008. If participation were randomly assigned, then the realization of the randomization process could be used to estimate Equation (2) by instrumental variables (Z). In the absence of "pure" random assignment, however, one needs to identify a causal determinant of participation that can be legitimately excluded from Equation (2). In our study, proximity of residents to salons that opened in Taketoyo (distance to the nearest salon) can be considered such a variable.

As our specific instrumental variable analysis, we used a treatment effect model to take into consideration the bias caused by self-selection and the dichotomous-exposure variable (Maddala, 1983), and estimated the model with STATA 11. The treatment effect model estimates the effect of binary treatment on continuous, fully-observed variables. Maximum likelihood estimation was used to estimate the treatment effect model. We used the clustered sandwich estimator to estimate the standard errors of coefficients

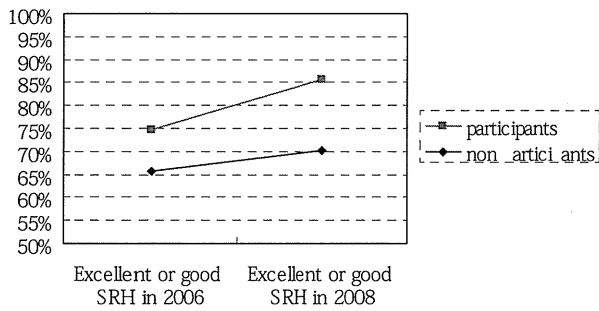


Fig. 2. The percentages of excellent and good self-rated health (SRH) by participants and non-participants in salon programs.

in the models, taking into account the clustering of samples within the three salons (Rogers, 1993).

Bivariate probit model

In order to test the effect of participation in the salon programs on self-rated health with using categorical self-rated health as well as with using continuous self-rated health in the treatment effect model, we also conducted a bivariate probit model using dichotomous outcomes as well as dichotomous treatment, following a preceding study that compared the results between treatment-effect model and bivariate probit model (Rassen, Schneeweiss, Glynn, Mittleman, & Brookhart, 2009). Previous studies have shown that, in recursive, simultaneous-equations models, the endogenous nature of one of the variables on the right-hand side of the equation can be ignored in formulating the log-likelihood (Greene, 2000).

Variables

The response variable in our study was self-rated health, determined by responses to the question, “What is your current health status: excellent, good, fair, poor, or very poor?” We calculated the Z score by standardizing responses (5 = excellent; 4 = good; 3 = fair; 2 = poor; 1 = very poor). Self-rated health has been shown to have high predictive validity for mortality, regardless of other medical, behavioral, or psychosocial factors (Idler & Benyamini, 1997). Fig. 2 shows the percentages of excellent and good self-rated health among participants and non-participants in salon programs in 2006 and 2008.

The number of times a subject participated in activities at the nearest salon ranged from 0 to 18, with a mean and standard deviation of 3.778 and 3.710, respectively. The variable of participation was dichotomized into 0 or 1 depending on whether or not the subject had participated in activities at the nearest salon, with 0 for no participation and 1 for participation at least once.

As confounding variables, we used age (in 5-year groups), sex, equivalized income (categorized by quartiles with cut-off points as 159, 225, and 275 million yen and including a missing value category), and self-rated health in 2006.

As an instrument variable, we used the inverse of the distance to the nearest salon from each subjects’ residence, calculated by geocoding using a geographic information system (Hanibuchi, Ichida, Hirai, & Kondo, 2007). Fig. 3 shows the location of the three salons and the locations of residences of participants in salon A programs. Previous studies have used distance (Card, 1993; Maluccio, 1998) and the inverse of the distance (Fishback, Flores-Lagunes, Horrace, Kantor, & Treber, 2011) as an instrument variable. We chose the inverse of the distance based on the relationship

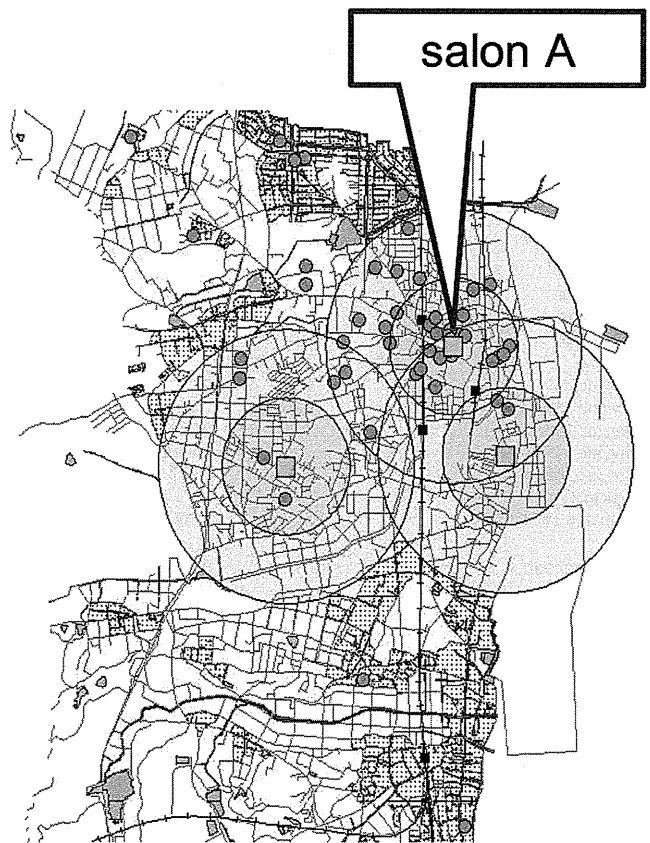


Fig. 3. The location of the three salons and the participants in programs of salon A. The inner and outer circles each have a 500 m and 1000 m radius.

between distance and the percentage of participants (Fig. 4). The inverse of the distance correlated relatively strongly with participation in the salon programs (Spearman’s $\rho = -0.22$). On the other hand, the inverse of the distance did not strongly correlate with the Z score of self-rated health in 2006 (Spearman’s $\rho = 0.05$), suggesting that the locations of salons were independent of self-rated health of residents in 2006.

Results

We showed estimates with the continuous independent variable in Table 2, and estimates with the bivariate independent variable in Table 3. Table 2 shows estimates calculated using the

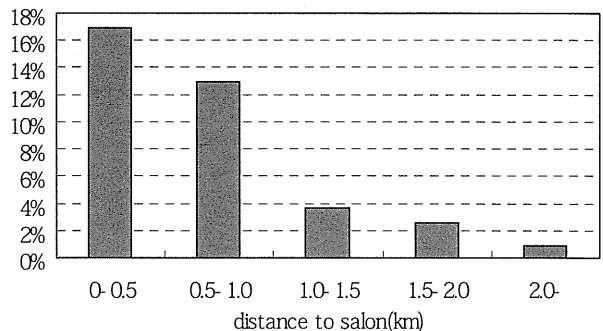


Fig. 4. The rate of participants in salon programs by the distance from their residence to the nearest salon (0.5 km band).

Table 2
Estimates of Model 1–2.

	Model 1 OLS		Model 2 treatment effect Model (IV analysis) ^d	
	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error
Dependent var.	Zsrh2008 ^b		Zsrh2008 (Equation (1))	
Constant	0.232 (0.072)* ^a		0.208 (0.081)**	
Zsrh06	0.496 (0.017)***		0.491 (0.018)***	
Male	-0.035 (0.027)		-0.019 (0.027)	
Age 65–69	Reference		Reference	
Age 70–74	-0.199 (0.095)		-0.208 (0.090)**	
Age 75–79	-0.346 (0.053)**		-0.353 (0.045)***	
Age 80–84	-0.313 (0.017)***		-0.321 (0.025)***	
Age 85–	-0.419 (0.032)***		-0.410 (0.037)***	
equiv_inc <= 159 ^c	0.011 (0.058)		0.004 (0.053)	
equiv_inc 159–225	-0.005 (0.026)		-0.008 (0.027)	
equiv_inc 225–275	0.066 (0.036)		0.067 (0.038)*	
equiv_inc >275	Reference		Reference	
equiv_inc_missing	0.037 (0.038)		0.032 (0.040)	
Participation	0.205 (0.021)**			
Estimated participation			0.456 (0.075)***	
Dependent var.			Participation (Equation (2)) ^e	
Constant			-1.694 (0.197)***	
Zsrh06			0.141 (0.008)***	
1/distance(km)			0.126 (0.022)***	
Male			-0.355 (0.094)***	
Age 65–69			Reference	
Age 70–74			0.248 (0.066)***	
Age 75–79			0.240 (0.181)	
Age 80–84			0.256 (0.257)	
Age 85–			-0.189 (0.206)	
equiv_inc <= 159			0.232 (0.166)	
equiv_inc 159–225			0.066 (0.044)	
equiv_inc 225–275			0.033 (0.144)	
equiv_inc >275			Reference	
equiv_inc_missing			0.119 (0.097)	

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.
^b "Zsrh" denotes standardized self-rated health. Self-rated health was standardized by subtracting its expected value and dividing the difference by its standard deviation, in order to have a mean of zero and a standard deviation of one.
^c "equiv_inc" denotes equivalized income categorized by interquartile.
^d Model 2 is an instrumental variable analysis, and the two equations were estimated simultaneously.
^e In first-stage regression of 2SLS of Model 2, F-statistics was 71.019 ($p = 0.014$), and partial R-square was 0.040.

ordinary least squares (OLS) model (Model 1) and treatment effect model as an instrumental variable model (Model 2). In Models 1–2, the dependent variable is standardized self-rated health in 2008, and we included baseline self-rated health in 2006, categorical age, sex, categorical equivalized income, and salon program participation as independent variables. In Model 1, the variable of salon participation was used as is (not instrumented by distance). In Model 1, better self-rated health in 2006 and younger age were significantly predictive of good self-rated health in 2008. Salon program participation was also associated with good self-rated health in 2008.

In Model 2, instead of using salon program participation as is, we used the instrumented participation variable estimated by the inverse of the distance from subjects' residences to the nearest salon, using a treatment effect model. Participation was significantly associated with the inverse of the distance ($p < 0.05$), i.e. the further away from a salon, the less likely subjects were to participate in its programs. Furthermore, instrumented salon participation was significantly and positively associated with better self-rated health in 2008 ($p < 0.05$), after adjusting for age, sex, equivalized income, and self-rated health in 2006.

Table 3
Estimates of Model 3–4.

	Model 3 probit		Model 4 bivariate probit	
	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error ^d
Dependent var.	bi_srh2008		bi_srh2008 (Equation (1))	
Constant	0.005 (0.180)		-0.003 (0.180)	
bi_srh06 ^b	1.350 (0.071)*** ^a		1.345 (0.070)***	
Male	-0.057 (0.063)		-0.051 (0.062)	
Age 65–69	Reference		Reference	
Age 70–74	-0.251 (0.278)		-0.254 (0.277)	
Age 75–79	-0.453 (0.189)**		-0.456 (0.187)**	
Age 80–84	-0.329 (0.172)*		-0.331 (0.176)*	
Age 85–	-0.615 (0.091)***		-0.612 (0.093)***	
equiv_inc <= 159 ^c	0.021 (0.099)		0.018 (0.096)	
equiv_inc 159–225	-0.005 (0.115)		-0.006 (0.115)	
equiv_inc 225–275	0.166 (0.069)**		0.167 (0.070)**	
equiv_inc >275	Reference		Reference	
equiv_inc_missing	0.020 (0.019)		0.018 (0.019)	
Participation	0.471 (0.022)***			
Estimated participation			0.578 (0.033)***	
Dependent var.			Participation (Equation (2)) ^e	
Constant			-1.856 (0.187)***	
1/distance(km)			0.123 (0.024)***	
bi_srh06			0.270 (0.021)***	
Male			-0.349 ^f (0.096)***	
Age 65–69			Reference	
Age 70–74			0.243 (0.067)***	
Age 75–79			0.221 (0.183)	
Age 80–84			0.258 (0.250)	
Age 85–			-0.181 (0.195)	
equiv_inc <= 159			0.226 (0.167)	
equiv_inc 159–225			0.059 (0.045)	
equiv_inc 225–275			0.031 (0.142)	
equiv_inc >275			Reference	
equiv_inc_missing			0.118 (0.090)	

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.
^b "bi_srh" denotes binary self-rated health (excellent or good = 1; otherwise = 0).
^c "equiv_inc" denotes equivalized income categorized by interquartile.
^d In Model 4, the two equations were estimated simultaneously.
^e In first-stage regression of 2SLS of Model 4, F-statistics was 63.498 ($p = 0.015$), and partial R-square was 0.039.
^f In Model 4, the estimates of participation on self-rated health in 2008 was significant even when using the worst two categories, 1.202 (0.349)***.

Table 3 shows estimates by probit model (Model 3) and bivariate probit model (Model 4). In Models 3–4, the dependent variable was dichotomized self-rated health in 2008 (excellent or good = 1; otherwise = 0), and baseline self-rated health in 2006 (excellent or good = 1; otherwise = 0), categorical age, sex, categorical equivalized income, and salon program participation were included as independent variables.

Table 4
Treatment effect model estimates of participation on self-rated health in 2008.

	Categorical ^b age and equivalized income (N = 1549)	One-item ^c age and equivalized income (N = 1150)
The inverse of the distance (Model 2 in Table 2)	0.456 (0.075) *** ^a	0.527 (0.083) ***
Raw distance	0.399 (0.086) ***	0.549 (0.142) ***

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.
^b Models with categorical age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age 65–69, age 70–74, age 75–79, age 80–84, age 85–, equiv_inc <=159, equiv_inc 159–225, equiv_inc 225–275, equiv_inc >275, and equiv_inc_missing.
^c Models with one-item age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age and equivalized income.

Table 5
Bivariate probit estimates of participation on self-rated health in 2008.

	Categorical ^b age and equivalized income (N = 1549)	One-item ^c age and equivalized income (N = 1150)
The inverse of the distance	0.578 (0.033)*** ^a (Model 4 in Table 3)	0.728 (0.194)***
Raw distance	0.744 (0.218)***	1.189 (0.218)***

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.

^b Models with categorical age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age 65–69, age 70–74, age 75–79, age 80–84, age 85–, eqiv_inc <= 159, eqiv_inc 159–225, eqiv_inc 225–275, eqiv_inc >275, and eqiv_inc_missing.

^c Models with one-item age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age and equivalized income.

In Model 3, the variable of salon program participation was used as is (not instrumented by distance) to compare with the results of instrumented participation in Models 4. In Model 3, better self-rated health in 2006 and younger age were significantly predictive of good self-rated health in 2008, as was the category of equivalized income from 225 to 275 million yen. Salon program participation was also associated with good self-rated health in 2008.

In Model 4, we estimated a bivariate-probit model with estimated participation. In the equation with the dependent variable of participation, the inverse of the distance to the salon was significantly associated with participation. In addition, in the equation with the dependent variable of self-rated health, the estimated participation was significantly associated with better self-rated health in 2008.

Lastly, we confirmed the robustness of Model 2 and Model 4 when using raw distance instead of the inverse of the distance, and when using one-item age and equivalized income instead of multinomial categorical variables. Specifically, we estimated the treatment effect model with the inverse of the distance & one item, raw distance & category, and raw distance & one item (Table 4). We also estimated the bivariate probit model with the inverse of the distance & one item, raw distance & category, and raw distance & one item (Table 5). The number of samples is fewer in models with one-item age and equivalized income due to the lack of missing category in equivalized income. The estimates in Tables 4 and 5 show that the significant link between salon participation and self-rated health remain regardless of the use of raw distance or one-item age and equivalized income.

Table 6
2SLS estimates of participation on self-rated health in 2008.

	Categorical ^b age and equivalized income (N = 1549)	One-item ^c age and equivalized income (N = 1150)
The inverse of the distance	0.606 (0.094) *** ^a F-statistics = 71.019 (p = 0.014) Partial R-square = 0.040 Test of exogeneity ^d	1.030 (0.069) *** F-statistics = 74.274 (p = 0.013) Partial R-square = 0.030 Test of exogeneity
Raw distance	0.286 (0.148) * F-statistics = 113.012 (p = 0.009) Partial R-square = 0.040 Test of exogeneity	0.808 (0.118) *** F-statistics = 77.263 (p = 0.013) Partial R-square = 0.033 Test of exogeneity
	F-statistics (Durbin-Wu–Hausman test) = 33.379 (p = 0.029)	F-statistics (Durbin-Wu–Hausman test) = 65.955 (p = 0.015)
	F-statistics (Durbin-Wu–Hausman test) = 0.261 (p = 0.660)	F-statistics (Durbin-Wu–Hausman test) = 19.340 (p = 0.048)

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.

^b Models with categorical age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age 65–69, age 70–74, age 75–79, age 80–84, age 85–, eqiv_inc <= 159, eqiv_inc 159–225, eqiv_inc 225–275, eqiv_inc >275, and eqiv_inc_missing.

^c Models with one-item age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age and equivalized income.

^d In test of exogeneity, null hypothesis is that variables are exogenous.

Discussion

The results of the models that we estimated showed significant link between salon participation and self-rated health. Our analyses suggest that participation in the newly-opened community salon was associated with a significant improvement in self-rated health over time. However, we need to discuss the validity of our model specification. Firstly, we examined whether distance is a weak instrument. Instruments that correlate poorly with endogenous variables have been shown to give an inconsistent estimator of the effect of the endogenous variables on the outcome (Hahn & Hausman, 2002). However, just-identified instrumental variable (one exposure variable is estimated by one instrument) has been shown to be median-unbiased and therefore unlikely to be subject to a weak instruments critique (Angrist & Pischke, 2008). In the present study, participation in salon programs is instrumented by a single instrument, i.e. the distance to the salons, and the distance to the salons is significant and improves the fit of first-stage regression. This suggests that distance to the salons is not a weak instrument. Furthermore, the first stage regression yielded an F statistic of 71.019, which is considerably larger than the general cutoff value of 10 (Staiger & Stock, 1997). We showed F statistics when using raw distance and/or one-item age and equivalized income in Table 6. Except for the model with raw distance & categorical age and equivalized income, the null hypothesis of test of exogeneity was rejected. Secondly, using the variables in Model 2, we tested the exogeneity of the regressor with a null hypothesis that the variable of participation is exogenous. The F statistics of the Durbin-Wu–Hausman test was 33.379 (p = 0.03), and the null hypothesis was rejected.

In the sequence of analyses described above, we observed several implications. Firstly, we showed the validity of using distance to the salons as an instrument for participation in the salon programs. Moreover, the test for weak instruments showed that distance to the salons had sufficient correlation to explain the participation in salon programs. It is true that there is a possibility of other instrumental variables such as time distance, and time distance may reflect the concept of opportunity costs in economics more than spatial distance. For the elderly, however, the physical strain of walking is likely more important factor for salon participation than opportunity cost. It is therefore conceivable that spatial distance correlates more strongly to the variable of salon participation than time distance. Studies are needed to compare time distance to spatial distance to find a better instrument. Secondly, from the results of Models 1–4, we can conclude that salon program participation had a beneficial effect on the maintenance of

good self-rated health. These conclusions were robust to the instrumental variable approach which took into consideration self-selection bias by using the treatment effect model. Following the transformation of the coefficients of the probit regression into coefficients logistic regression by Amemiya (1981), the odds ratio of participation in the salon programs for reporting excellent or good self-rated health in 2008 from the results of bivariate probit in Model 4 was 2.52 (95% CI 2.27–2.79).

Here, we mention some limitations of the present study. First of all, the relatively low response rate to the 2006 (48.5%) and 2008 (56.0%) surveys in this study may have affected the study results. Secondly, data used in this study is limited to a small geographic area in Japan. Thus the generalization of results is limited. Thirdly, the study is not a true experiment. We adopted a quasi-experimental intervention study design using an instrumental variable estimation approach. It is possible that our results may differ from the results of true experiments that are conducted in the future.

For the direction of future researches, as the data used in this current study is limited to a small geographic area in Japan, researches with the same study design should be carried out in other areas of Japan and in other countries. In addition, intervention studies with a community-level Randomized Controlled Trial are also needed in order to confirm that the interventions to promote social participation can enhance the health of older residents. Finally, studies are needed to clarify in detail the mechanisms by which the programs promote and maintain continuous social participation and by which social participation enhances self-rated health. In the current study, activities carried out in the salons ranged from arts and crafts to cultural activities (singing, playing instruments, haiku composition), as well as free socializing. It is still unclear what kind of programs are essential. Future studies should also test whether there are direct effects from the contents of the program on self-rated health.

Conclusion

Although previous longitudinal epidemiological studies (Bygren et al., 1996; Glass et al., 1999; Kiely et al., 2000; Ramsay et al., 2008; Rodriguez-Laso et al., 2007; Sampson et al., 2009) and a meta-analytic review (Holt-Lunstad, Smith, & Layton, 2010) have suggested that social participation is associated with improved functional status in the elderly (conducting a PubMed search on April 14, 2011 for longitudinal studies in which mortality was used as an outcome retrieved 6 studies on social participation), causal inference remains to be determined in these studies. Our study utilized an instrumental variable estimation approach, and found social participation (via community-based salons) to be associated with an improvement in self-rated health among participants over time, even after controlling for causal inference. Our study provides novel empirical support for the notion that interventions to promote social participation can enhance the health of older residents. In a qualitative study published previously by our group, we interviewed 33 participants in the salon programs, and 85% participants responded that their perception of emotional social support had increased after participation (Takeda, Kondo, & Hirai, 2009). It remains to be seen whether these beneficial changes translate over time into maintenance of functional and cognitive status, and hence, the prevention of long-term care dependency.

Acknowledgements

The assistance provided by Atsushi Sannabe, Kyohei Matsushita, Yohei Kobayashi, Haruko Noguchi, S V Subramanian, and all participants of this project are gratefully acknowledged. This study used data from the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES),

conducted by the Nihon Fukushi University Center for Well-being and Society as one of their research projects. This study was supported by MEXT-Supported Program for the Strategic Research Foundation at Private Universities, 2009–2013, for the Nihon Fukushi University, Center for Well-being and Society, Health Labour Sciences Research Grant, Comprehensive Research on Aging and Health (H22-Choju-Shitei-008) from the Japanese Ministry of Health, Labour and Welfare, and a Grant-in-Aid for Scientific Research on Innovative Areas 2010 (No.22119506) from the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology, Japan.

References

- Aida, J., Hanibuchi, T., Nakade, M., Hirai, H., Osaka, K., & Kondo, K. (2009). The different effects of vertical social capital and horizontal social capital on dental status: a multilevel analysis. *Social Science & Medicine*, 69(4), 512–518.
- Amemiya, T. (1981). Qualitative response models: a survey. *Journal of Economic Literature*, 19(4), 1483–1536.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton Univ Press.
- Bygren, L. O., Konlaan, B. B., & Johansson, S. E. (1996). Attendance at cultural events, reading books or periodicals, and making music or singing in a choir as determinants for survival: Swedish interview survey of living conditions. *British Medical Journal*, 313(7072), 1577–1580.
- Card, D. (1993). *Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling*. NBER working paper series, 4483.
- Fishback, P. V., Flores-Lagunes, A., Horrace, W. C., Kantor, S., & Treber, J. (2011). The influence of the Home Owners' Loan Corporation on Housing Markets During the 1930s. *Review of Financial Studies*, 24(6), 1782–1813.
- Gates, S., Fisher, J. D., Cooke, M. W., Carter, Y. H., & Lamb, S. E. (2008). Multifactorial assessment and targeted intervention for preventing falls and injuries among older people in community and emergency care settings: systematic review and meta-analysis. *British Medical Journal*, 336(7636), 130–133.
- Glass, T. A., de Leon, C. M., Marottoli, R. A., & Berkman, L. F. (1999). Population based study of social and productive activities as predictors of survival among elderly Americans. *British Medical Journal*, 319(7208), 478–483.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis Upper Saddle River*. NJ: Prentice Hall.
- Hahn, J., & Hausman, J. (2002). Notes on bias in estimators for simultaneous equation models. *Econometric Letters*, 75, 237–241.
- Hanibuchi, T., Ichida, Y., Hirai, H., & Kondo, K. (2007). Does the history of local community affect social capital?: Analyzing a large-scale questionnaire survey by using old topographical maps (in Japanese). *Theory and Applications of GIS*, 15(2), 11–22.
- Hannan, P. J. (2006). Experimental social epidemiology—controlled community trials. In J. M. Oakes, & J. S. Kaufman (Eds.), *Methods in social epidemiology*. San Francisco: Jossey Bass.
- Hirai, H. (2010). Change in individual-level social capital indicators among elderly salon program participants (in Japanese). *Journal of Rural Planning Association*, 28 (special issue).
- Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., & Layton, J. B. (2010). Social relationships and mortality risk: a meta-analytic review. *PLoS Med*, 7(7), e1000316.
- Ichida, Y., Kondo, K., Hirai, H., Hanibuchi, T., Yoshikawa, G., & Murata, C. (2009). Social capital, income inequality and self-rated health in Chita peninsula, Japan: a multilevel analysis of older people in 25 communities. *Social Science & Medicine*, 69(4), 489–499.
- Idler, E. L., & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health & Social Behavior*, 38(1), 21–37.
- Kiely, D. K., Simon, S. E., Jones, R. N., & Morris, J. N. (2000). The protective effect of social engagement on mortality in long-term care. *Journal of the American Geriatrics Society*, 48(11), 1367–1372.
- Kondo, K. (2005). *Kenko Kakusa Shakai - Naniwa Kokoro to Kenko wo Mushibamunoka [Health Gap Society - what undermining mental health and society?]*. Tokyo: Igakushoin (in Japanese).
- Kondo, K. (2012). *Iryou Kuraishisu wo Koete - Igrisu to Nihon no Iryou Kaigo no Yukue [Beyond 'healthcare crises' - Prospects of health and long-term care in the UK and Japan]*. Tokyo: Igaku-Shoin (in Japanese).
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maluccio, J. (1998). *Endogeneity of schooling in the wage function: Evidence from the rural Philippines*. International Food Policy Research Institute. FCND discussion paper (54).
- Ministry-of-Health-Labour-and-Welfare. (2009). *Kaigo Yobou Manual Gaiyouban [A brief summary edition of the manual for preventing long-term disability]*. Health-Labor-and-Welfare-Ministry (in Japanese).
- Murata, C., Kondo, K., Hirai, H., Ichida, Y., & Ojima, T. (2008). Association between depression and socio-economic status among community-dwelling elderly in Japan: the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES). *Health Place*, 14(3), 406–414.

- Nishi, A., Kondo, K., Hirai, H., & Kawachi, I. (2011). Cohort profile: the AGES 2003 cohort study in Aichi, Japan. *Journal of Epidemiology*, *21*(2), 151–157.
- Ramsay, S., Ebrahim, S., Whincup, P., Papacosta, O., Morris, R., Lennon, L., et al. (2008). Social engagement and the risk of cardiovascular disease mortality: results of a prospective population-based study of older men. *Annals of Epidemiology*, *18*(6), 476–483.
- Rassen, J. A., Schneeweiss, S., Glynn, R. J., Mittleman, M. A., & Brookhart, M. A. (2009). Instrumental variable analysis for estimation of treatment effects with dichotomous outcomes. *American Journal of Epidemiology*, *169*(3), 273–284.
- Rodriguez-Laso, A., Zunzunegui, M. V., & Otero, A. (2007). The effect of social relationships on survival in elderly residents of a Southern European community: a cohort study. *BMC Geriatrics*, *7*, 19.
- Rogers, W. H. (1993). Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin*, *13*, 19–23.
- Rose, G. (1985). Sick individuals and sick populations. *International Journal of Epidemiology*, *14*(1), 32–38.
- Sampson, E. L., Bulpitt, C. J., & Fletcher, A. E. (2009). Survival of community-dwelling older people: the effect of cognitive impairment and social engagement. *Journal of the American Geriatrics Society*, *57*(6), 985–991.
- Staiger, D., & Stock, J. H. (1997). Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, *65*, 557–586.
- Takeda, T., Kondo, K., & Hirai, H. (2009). Preventive intervention of senile dementia focusing on psychosocial factors: Intervention theory based on the population health approach and its evaluation of midterm outcomes (in Japanese). *The Journal of Japanese Occupational Therapy Association*, *28*(2), 178–186.
- Tsutsui, T., & Muramatsu, N. (2007). Japan's universal long-term care system reform of 2005: containing costs and realizing a vision. *Journal of the American Geriatrics Society*, *55*(9), 1458–1463.