厚生労働科学研究費補助金（長寿科学政策研究事業）
分担研究報告書

地域単位のソーシャル・キャピタルがその後の孤立・閉じこもりに及ぼす影響
～大規模パネルデータより～

研究分担者　斉藤　雅茂（日本福祉大学社会福祉学部　准教授）

研究要旨

本研究では，介護予防を推進する地域づくりを戦略的に進めるための基礎資料として，地域単位の特性が高齢者のその後の閉じこもりや社会的孤立に及ぼす影響を検討した．日本老年学的評価研究（JAGES）プロジェクトによって実施された 2010 年と 2013 年の質問紙調査データを使用した．両時点ともに「あなたが外出する頻度はどのくらいですか」という設問に「週 1 回程度」未満と回答した人を閉じこもり，「友人・知人と会う頻度はどのくらいですか」という設問に「年に数回」ないし「会っていない」と回答した人を社会的孤立と判断した．地域単位の特性としては，2010 年調査時点での市民参加・社会的連帯・互酬性で構成される健康関連ソーシャル・キャピタル指標（Saito et al. in press）を使用した．なお，地域単位の集計値については外れ値を考慮し，回答者が 50 名未満の学区は分析から除外した．分析の結果，第 1 に，分析に使用した健康関連ソーシャル・キャピタル指標は，過去の結果と類似した分布であり，かつ，因子構造も一致していたため，本指標の交差妥当性が示唆された．第 2 に，学区単位でみた場合に，追跡調査において新たに閉じこもりになった人の割合には 0.0～20.6%（平均：4.2%），新たに孤立した人の割合には 3.1～40.4%（平均：14.8%）までの散らばりがあることが確認された．第 3 に，個人の諸特性を調整したうえでも，互酬性得点が高い地域は，その後，閉じこもりに至るリスクが 0.91 倍（95%CI: 0.84-0.99），孤立に陥るリスクが 0.92 倍（95%CI: 0.88-0.97）であった．他方で，市民参加得点が高い地域では，孤立に至りやすい（PR=1.11, 95%CI: 1.06-1.16）という結果も得られた．なお，閉じこもりや孤立からの改善に関しては，地域単位のソーシャルキャピタルは有意な影響を及ぼしていなかった．また，個人単位での市民参加・社会的連帯・互酬性については，いずれもその後の閉じこもり・孤立に対して概ね保護的な影響を示していた．

A. 研究目的

人との交流の乏しさで定義される社会的孤立（social isolation）」と外出頻度の乏しさで定義される「閉じこもり（housebound）」のいずれも国内では関心の高い保健福祉の課題である．とくに，後者の閉じこもりは介護予防の重点課題の１つとして位置づけられている．高齢者の社会的孤立についても閉じこもりについても，個人レベルの関連要因（性別や学歴などの背景要因，ライフイベント，心身の健康，については既に膨大な蓄積がなされている. 性格特性, 対処行動の特性, 社会活動の参加度など）しかし，ポピュレーション戦略への示唆・可能性を検討する上では，個人レベルだけでなく，地域レベルの関連要因の解明も必要である．この点で，孤立や閉じこもりに至りやすい地域の特性については，一部，犯罪率や騒音，大気汚染を含む周辺環境の劣悪さ（K

rause 1993）や居住地域の貧困率（Tigges 1998）が有意な関連があると報告しているが，その蓄積はまだ乏しい．とくに，大規模な縦断データ（パネルデータ）に基づく研究は極めて乏しいといえる．

そこで，本研究では，JAGES（Japan Gerontological Evaluation Study）プロジェクトによる大規模なマルチレベルの縦断データを用いて，個人単位での諸特性を考慮した上で，高齢者が孤立しにくい地域・閉じこもりにくい地域の関連要因を検討した．その際に，地域単位のソーシャル・キャピタルに着目した．ソーシャル・キャピタルが人々の健康や保健行動と密接な関連があることは多くの研究で報告されている（De Silva et al. 2005；De Silva 2006；Murayama et al. 2012；Story et al. 2013；Nyqvist et al. 2013；McPherson et al. 2013；Nyqvist et al. 2014；Choi et al. 2014）．ソーシャル・キャピタル自体にも多様な定義が存在するが，ここでは，前年度に大規模調査データに基づいて開発した地域単位の健康関連ソーシャル・キャピタル指標（Saito et al. in press）を使用した．

B. 研究方法

１．データの概要

2010年に実施された31市町村・577学区に居住している要介護認定を受けていない高齢者を対象にした調査への回答者112,123名をベースラインにした（郵送法，回収率66.3%）．なお，地域単位の集計値の算出に際しては，外れ値を考慮して，学区あたりの回答者が50名未満の414学区・92,254名について分析した．その後，2013年に同様の質問紙調査を実施しており（郵送法，832学区・129,739名，回収率71.1%），縦断データとしては両時点に回答した381学区・58,683名について分析した．

２．従属変数：閉じこもり・社会的孤立

「あなたが外出する頻度はどのくらいですか」という設問に「週１回程度」未満と回答した人を閉じこもりと判断した．なお，チェックリストの定義（週１回未満）と比べるとやや広めの定義になっている。つづいて，「友人・知人と会う頻度はどのくらいですか」という設問に「年に数回」ないし「会っていない」と回答した人を社会的孤立と判断した．対面頻度だけでなくメールや電話などの非対面での交流について，また，友人や知人だけでなく別居の家族や親戚との交流について把握できていないこともあり，ここでは「年に数回」以下というより厳しい水準で交流の乏しさを定義している．

本分析では，2010年と2013年時点での状態像の組み合わせから，非閉じこもり継続（非閉じこもり→非閉じこもり）・閉じこもり化（非閉じこもり→閉じこもり）・閉じこもり継続（閉じこもり→閉じこもり）・非閉じこもり化（閉じこもり→非閉じこもり），および，非孤立継続（非孤立→非孤立）・孤立化（非孤立→孤立）・孤立継続（孤立→孤立）・非孤立化（孤立→非孤立）という４群に分類した．

３．独立変数：ソーシャル・キャピタル

ソーシャル・キャピタル自体にも多様な定義が存在し，様々な指標が開発されている（Kouvonen et al. 2006；Takakura et al. 2014；Paiva et al. 2014；Looman et al. 2006；Primack et al. 2014）．他方で，多くの先行研究では，対象地域が限られているほか，二次分析に基づく分析であるために，たとえば認知的側面と構造的側面のようなソーシャル・キャピタルの多次元性を捉えることができていないという課題もある（De Silva 2006；Harpham 2008）．こうした中で，前年度には大規模調査データに基づいて，妥当性と信頼性が担保された地域単位でのソーシャル・キャピタル指標の開発を試みた．ここでは当該指標（Saito et al. in press）を使用した．具体的には，2010 年調査における当該学区の単位でのボランティア活動への月１回以上参加者の割合，スポーツの会への

月１回以上参加者の割合，趣味の会への月１回以上参加者の割合，学習・教養サークルへの月１回以上参加者の割合，特技や経験伝達の活動への月１回以上参加者の割合，「あなたの地域の人々は、一般的に信用できると思いますか」という問いにとても・まあ信用できると回答した人の割合，「あなたの地域の人々は、多くの場合、他の人の役に立とうとすると思いますか」という問いにとても・まあそう思うと回答した人の割合，「あなたは現在住んでいる地域にどの程度愛着がありますか」という問いにとても・まあ愛着があると回答した人の割合，あなたの心配事や愚痴（ぐち）を聞いてくれる人がいる人の割合，心配事や愚痴を聞いてあげる人がいる人の割合，あなたが病気で数日間寝込んだときに、看病や世話をしてくれる人がいる人の割合の 11 項目（３因子；市民参加・社会的連帯・互酬性）で構成される．ここでは，使用可能な変数の制約上，学習・教養サークルへの参加割合，および，特技や経験伝達の活動への参加割合を除外した 9 項目で分析を試みた．なお，選択バイアスを考慮し，これらの集計値に関しては，両時点の調査に回答した（できた）人々ではなく，2010 年調査のみに回答した人々を含めた値を使用した．

４．調整変数

地域単位のソーシャル・キャピタルが高齢者個人の閉じこもりや社会的孤立に及ぼす影響を検討するために，まずは個人単位でのソーシャルキャピタル指標への回答も使用した．具体的には，ボランティア活動・スポーツの会・趣味の会について月１回以上参加しているものをカウントした値，信頼感・互酬性の規範・地域への愛着について，概ね同意（とても・まあそう思うなど）の回答をカウントした値，心配事や愚痴を聞いてくれる人・聞いてあげる人・看病や世話をしてくれる人について，どういう間柄であれ「いる」ものをカウントした値を使用した（いずれも０～３点）．なお，不明についてはダミー変数として投入している．

そのほか，考慮すべき個人の基本属性として，性別，年齢，修学年数，婚姻状態，老研式活動能力指標（古谷野ら 1987），等価世帯所得を使用した．居住地域の基本属性として，当該学区の可住地人口密度（100/km^2）を使用した。

５．解析方法

はじめに，2010 年時点での地域単位での集計データ（n=414）に基づいて，健康関連ソーシャルキャピタル指標の分布，および，因子構造（探索的因子分析，最尤法，プロマックス回転）を確認し，当該指標の交差妥当性を検討した．つづいて，2010 年と 2013 年のパネルデータ（n=295）に基づいて，新たに閉じこもり状態，ないし，孤立状態へと移行した高齢者の割合が地域単位でどの程度散らばりがあるのかを確認した．なお，外れ値を考慮し，地域単位で２時点に回答した人が 50 名未満を除外しているため，対象地域数が少なくなっている．さいごに，ベースライン時点では閉じこもっていなかった，あるいは，孤立していなかった高齢者に限定して，その後の閉じこもり／孤立を従属変数にしたマルチレベルポアソン回帰分析を行った．加えて，ベースライン時点で閉じこもっていた，あるいは，孤立していた高齢者に限定して，その後の非閉じこもり／非孤立を従属変数にしたモデルも検討した．いずれも前述した独立変数と調整変数を同時投入した．解析には Stata 14 を使用した．

C. 研究結果

図表１は，使用した健康関連ソーシャルキャピタル指標の分布を示したものである．対象地域に一部相違はあるものの，各指標の分布はほぼ一致しており，地域単位の指標として概ね安定したものであることが示唆された．なお，最も異なっていたものでも「趣味関係のグループに参加する頻度（月１回以上%）」だが，本分析（2010 年横

図表１　健康関連ソーシャルキャピタル指標の分布（地域単位）

	本分析 2010 横断 (n=414)	参考 2013 横断 a) (n=702)
市民参加		
ボランティア・グループに参加する頻度 （月１回以上%）	11.4%	12.6%
スポーツ関係のグループやクラブに参加する頻度 （月１回以上%）	24.0%	25.9%
趣味関係のグループに参加する頻度 （月１回以上%）	38.1%	34.3%
学習・教養サークルに参加する頻度 （月１回以上%）	―	9.9%
特技や経験を他者に伝える活動に参加する頻度 （月１回以上%）	―	6.2%
社会的連帯		
地域の人々は一般的に信用できると思うか （とても・まあ信用できる%）	69.9%	68.6%
地域の人々は多くの場合，他の人の役に立とうとすると思うか （とても・まあそう思う%）	55.1%	52.1%
現在住んでいる地域にどの程度愛着があるか （とても・まあ愛着がある%）	80.4%	79.1%
互酬性		
病気で数日間寝込んだときに看病や世話をしてくれる人がいるか （いる%）	93.4%	94.7%
心配事や愚痴を聞いてくれる人がいるか （いる%）	92.0%	92.5%
心配事や愚痴を聞いてあげる人がいるか （いる%）	93.9%	94.3%

要介護認定を受けていない高齢者を対象にした結果より

a) Saito Kondo, Aida et al. in press

図表２　ソーシャル・キャピタル指標の因子構造：探索的因子分析

	本分析データ 2010 年横断			参考 2013 年横断 a)		
	市民参加 (F1)	社会的連帯 (F2)	互酬性 (F3)	市民参加 (F1)	社会的連帯 (F2)	互酬性 (F3)
ボランティア参加	**0.347**	0.062	0.006	**0.536**	0.119	-0.029
スポーツ参加	**0.756**	-0.039	0.047	**0.791**	-0.015	0.100
趣味関係参加	**0.973**	0.013	-0.038	**0.868**	-0.020	0.021
学習・教養参加	**—**	**—**	**—**	**0.706**	-0.023	-0.051
特技経験参加	**—**	**—**	**—**	**0.536**	0.003	-0.060
地域への信頼	0.138	**0.923**	0.002	0.055	**0.934**	-0.009
互酬性の規範	-0.086	**0.861**	-0.023	-0.058	**0.817**	-0.015
地域への愛着	-0.012	**0.758**	0.020	0.055	**0.716**	0.007
情緒的サポ受領	-0.075	0.002	**0.850**	-0.092	-0.005	**0.831**
情緒的サポ提供	0.138	-0.071	**0.741**	0.104	-0.097	**0.750**
手段的サポ受領	-0.044	0.255	**0.467**	-0.061	0.257	**0.486**
Correlation coefficient						
F1 & F2		-.136 (p=.000)			.154 (p=.000)	
F1 & F3		.287 (p=.000)			.065 (p=.087)	
F2 & F3		.508 (p=.000)			.436 (p=.000)	

a) Saito Kondo, Aida et al. in press

断データ）では 38.1%，先行研究（2013 年横断データ）は 34.3%と 4%ポイント程度であった．

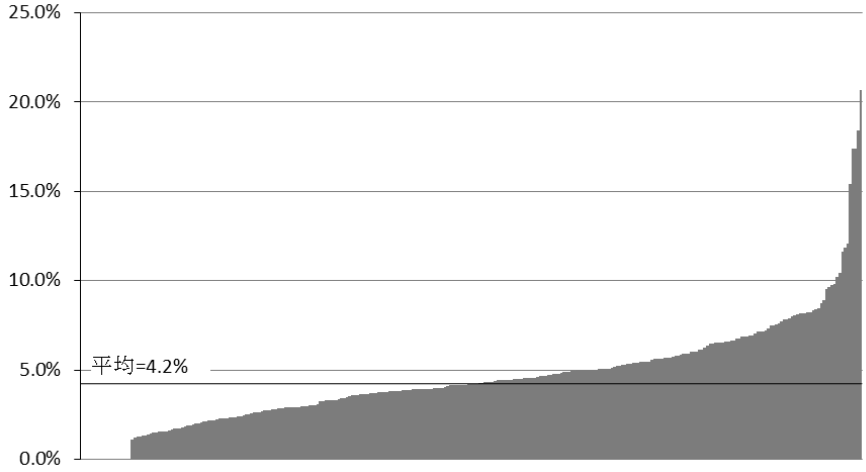
つづいて，図表２は，本データについて探索的因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行った結果である．これによれば，先行研究で示されたものと同様に，市民参加・社会的連帯・互酬性と命

名できる３因子が抽出された．因子負荷量についても，先行研究と類似する因子構造が得られ，本指標の因子的妥当性を示唆する結果が示された．なお，因子間相関については，本データでは社会的連帯因子と互酬性因子に強い正の相関が認められたほか，市民参加因子と社会的連帯因子に弱い負の相関，市民参加因子と互酬性因子に中等度の正の相関が認められた．

一方で，図表３は，追跡期間において各地域での閉じこもり・孤立状態に移行した（2010 年調査時点では非閉じこもり・非孤立だったが 2013 年調査時点では閉じこもり・孤立に該当した）高齢者の割合を示したものである．これによれば，まず，閉じこもりについては，地域単位での平均は 4.2%（標準偏差＝3.6），最小では 0.0%，最大では20.6%まで地域間で大きな差があることが確認された．孤立に関しても同様に，地域単位での平均は 14.8%（標準偏差＝7.2），最小では 3.1%，最大では41.1%までの開きがあることが確認された．

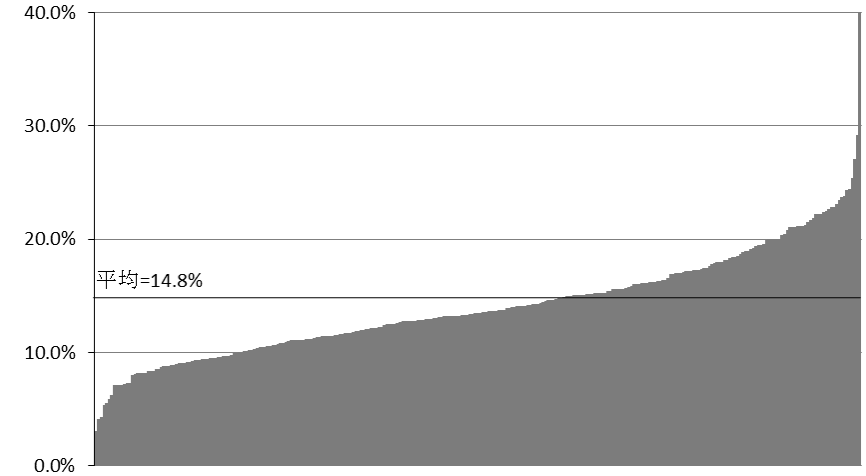
図表３　地域単位の閉じこもり・孤立状態への移行割合

＜非閉じこもり(2010年)→閉じこもり(2013年)の割合＞



平均値=4.2±3.6
最小－最大＝0.0－20.6
n=295

＜非孤立(2010年)→孤立(2013年)の割合＞



平均値=14.8±7.2
最小－最大＝3.1－40.4
n=295

それぞれ2010年時点で非閉じこもり・非孤立だった高齢者に限定している．
外れ値を考慮して，学区単位で2時点回答者が50名未満は除外した．

図表４　分析対象者の基本属性

		割合／平均
個人単位 (n=58,683)		
性別	男　性	46.2%
	女　性	53.8%
年齢	(平均±SD)	73.1±5.7
修学年数	６年未満	1.7%
	６～９年	43.5%
	10～12 年	33.3%
	13 年以上	17.2%
	その他	0.6%
	不明	3.6%
婚姻状態	配偶者あり	71.1%
	死別	19.9%
	離別	3.0%
	未婚	1.9%
	その他	0.5%
	不明	3.6%
老研式活動能力指標	11 点以下	28.4%
	12 点以上	59.9%
	不明	11.6%
等価所得	200 万円未満	40.1%
	200～400 万円未満	32.8%
	400 万円以上	7.0%
	不明	20.1%
市民参加	0	40.0%
	1	17.8%
	2	12.1%
	3	3.1%
	不明	27.0%
社会的連帯	0	10.1%
	1	15.7%
	2	19.2%
	3	47.2%
	不明	7.8%
互酬性	0	1.3%
	1	2.6%
	2	6.2%
	3	81.4%
	不明	8.5%
地域単位 (n=381)		
可住地人口密度(100/km^2)	(平均±SD)	65.3±47.5
市民参加･因子得点 a)	(平均±SD)	0.1±0.9
社会的連帯･因子得点 a)	(平均±SD)	-0.1±0.9
互酬性･因子得点 a)	(平均±SD)	0.0±1.0
閉じこもりの変化（2010→2013）(n=54,192)		
非閉じこもり→非閉じこもり		82.1%
非閉じこもり→閉じこもり		4.2%
閉じこもり→閉じこもり		4.2%
閉じこもり→非閉じこもり		9.6%
社会的孤立の変化（2010→2013）(n=51,374)		
非孤立→非孤立		66.9%
非孤立→孤　立		10.4%
孤　立→孤　立		14.7%
孤　立→非孤立		8.0%

a) 2010年調査に回答者が50名以上の地区（n=414）で因子分析を行い，標準化しているため，
本分析対象（パネルデータ）では平均が0，標準偏差が1になっていない.

さいごに, 地域単位のソーシャルキャピタル得点が, 高齢者個人の閉じこもりや孤立に及ぼす影響を検討した. 図表４は, 分析に使用した変数の分布をまとめたものである. 個人単位で見た場合, 2010 年調査と 2013 年調査で継続して非閉じこもりであった高齢者は 82.1%, 非閉じこもりから閉じこもりへと移行した高齢者が 4.2%, 閉じこもり状態を継続した高齢者が 4.2%, 閉じこもりから非閉じこもりへと移行した高齢者が 9.6%であった. すなわち, 2010 年調査時点で閉じこもり状態でなかった高齢者に限定すると, 約５%が新たに閉じこもり状態へ移行し, 閉じこもり状態だった高齢者に限定すると, 約７割がその後, 閉じこもり状態でなくなっていた. 同様に, 継続して非孤立であった高齢者は 66.9%, 非孤立から孤立へと移行した高齢者が 10.4%, 孤立状態を継続した高齢者が 14.7%, 孤立状態から非孤立へと移行した高齢者が 8.0%であった. 2010 年調査時点で孤立状態でなかった高齢者に限定すると, 約 14%が新たに孤立状態へ移行し, 孤立した高齢者に限定すると, 約 35%がその後, 孤立状態でなくなっていた.

図表５は, 閉じこもり状態への移行, および, 非閉じこもり状態への移行, ないし, 孤立状態への移行, および, 非孤立状態への移行を従属変数にしたマルチレベル・ポアソン回帰分析の結果である. まず, 独立変数を投入しない Null モデル時の地域単位での分散（切片）は, 閉じこもりへの移行および孤立状態への移行については一定の分散が認められたが, 非閉じこもりへの移行および非孤立への移行に関しては有意な分散は認められなかった. また, 独立変数を投入したことにより, 地域単位での分散は顕著に小さくなっており, 使用したソーシャル・キャピタルの変数等が地域ごとの相違の一部を説明できる変数であることが示された.

加えて, 諸特性（性別, 年齢, 老研式活動能力指標, 等価所得, 修学年数, 婚姻状態, 学区の可住地人口密度）を調整したうえでも, また, 本人が社会参加しているか否か, 社会的連帯を感じているか否か, 互酬性（ソーシャル・サポート）を有しているか否かに関わらず, 互酬性得点が１標準偏差高い地域に居住している高齢者は, その後, 閉じこもりに至るリスクが 0.91 倍（95%CI: 0.84-0.99), 孤立に陥るリスクが 0.92 倍 (95%CI: 0.88-0.97) になるという結果が得られた. 他方で, 市民参加得点が１標準偏差高い地域に居住している高齢者は, その後, 孤立状態に至りやすい（PR=1.11, 95%CI: 1.06-1.16）という結果も得られた.

なお, 社会的連帯（信頼感など）の得点は個人の閉じこもりや孤立への移行には有意な関連は認められなかった. また, 閉じこもりや孤立からの改善に関しては, 地域単位のソーシャル・キャピタルの要素はいずれも有意な影響を及ぼしていなかった. 加えて, 個人単位での市民参加・社会的連帯・互酬性については, いずれもその後の閉じこもり・孤立に対して概ね保護的な（市民参加をしている人ほど閉じこもり・孤立に移行しにくく閉じこもり・孤立から脱しやすい, 社会的連帯を感じている人ほど孤立に移行しにくく孤立から脱しやすい, 互酬性（サポート）が乏しい人のほうが閉じこもり・孤立に移行しやすい）傾向を示していた.

D. 考　察

これまでの公衆衛生におけるソーシャル･キャピタル研究では, ソーシャル・キャピタルの測定を目的にしたわけではない既存調査の二次分析に基づくものが多く, 測定の指標とともに結果も様々に報告されてきた. 投票率や犯罪率などをソーシャル･キャピタルの代理指標として用いた研究もあるが, それらは必ずしもソーシャル・キャピタルという概念を直接測定するものではない. 本分析によれば, 市民参加・社会的連帯・互酬性という３次元で構成される健康関連ソーシャル・キャピタル指標（Saito et al. in press）の指標としての交差妥当性を示唆する結果が得られ

図表５　ソーシャル・キャピタルが閉じこもり・孤立に及ぼす影響；マルチレベルポアソン回帰分析

		閉じこもり				社会的孤立			
		閉じこもり移行		非閉じこもり移行		孤立移行		非孤立移行	
		PR	(95%CI)	PR	(95%CI)	PR	(95%CI)	PR	(95%CI)
固定効果									
地域単位									
市民参加（1SD）		1.00	(0.93 - 1.08)	0.99	(0.95 - 1.03)	1.11***	(1.06 - 1.16)	0.96	(0.91 - 1.01)
社会的連帯（1SD）		1.04	(0.96 - 1.14)	1.01	(0.96 - 1.06)	0.99	(0.94 - 1.04)	1.04	(0.99 - 1.11)
互酬性（1SD）		0.91*	(0.84 - 0.99)	1.02	(0.97 - 1.07)	0.92**	(0.88 - 0.97)	1.01	(0.89 - 0.98)
個人単位									
市民参加 ref.=0	1	0.67***	(0.59 - 0.77)	1.18***	(1.08 - 1.29)	0.57***	(0.53 - 0.62)	1.41***	(1.28 - 1.54)
	2	0.38***	(0.31 - 0.47)	1.22**	(1.06 - 1.40)	0.39***	(0.35 - 0.43)	1.73***	(1.46 - 1.93)
	3	0.27***	(0.17 - 0.44)	1.26	(0.89 - 1.78)	0.29***	(0.23 - 0.36)	1.52*	(1.04 - 2.17)
社会的連帯 ref.=0	1	0.97	(0.83 - 1.14)	1.04	(0.94 - 1.17)	0.87**	(0.78 - 0.96)	1.12*	(1.01 - 1.27)
	2	0.89	(0.76 - 1.04)	1.07	(0.96 - 1.19)	0.77***	(0.70 - 0.85)	1.16**	(1.04 - 1.31)
	3	0.91	(0.79 - 1.05)	1.08	(0.98 - 1.19)	0.76***	(0.70 - 0.84)	1.24***	(1.12 - 1.39)
互酬性 ref.=3	2	1.39***	(1.19 - 1.62)	0.97	(0.87 - 1.08)	1.22**	(1.09 - 1.36)	1.00	(0.88 - 1.11)
	1	1.46***	(1.18 - 1.81)	0.94	(0.81 - 1.10)	1.58***	(1.31 - 1.79)	0.93	(0.79 - 1.08)
	0	1.00	(0.71 - 1.42)	1.04	(0.82 - 1.30)	1.68***	(1.35 - 2.08)	0.74*	(0.59 - 0.98)
変動効果									
切片の分散（SE）		.024 (.013)		< .000		.002 (.004)		< .000	

Nullモデルの切片の分散・標準誤差は以下の通り

閉じこもり移行＝.074(.018)　非閉じこもり移行＝<.000　孤立移行＝.009（.005）　非孤立移行＝<.000

全て同時投入した結果．なお，性別，年齢，老研式活動能力指標，等価所得，修学年数，婚姻状態，学区の可住地人口密度を調整．また，個人単位のソーシャルキャピタル指標の不明はダミー変数として投入（記載省略）

た．これら３次元はソーシャル・キャピタル概念の基本的な要素であり（Murayama et al. 2012; Harpham 2008; Kawachi et al. 2014; Islam et al. 2006），理論的にも整合的といえる．

また，学区単位でみた場合に，追跡調査において新たに閉じこもりになった人の割合には 0.0～20.6%（平均：4.2%），新たに孤立した人の割合には 3.1～40.4%（平均：14.8%）までの散らばりがあることが確認された．これは健康な高齢者の閉じこもりや社会的孤立の予防や改善には，個人への介入だけでなく，地域環境員の要因にも着目する意味があることを示唆するものといえる．とくに，外出頻度の乏しさである閉じこもりと比べると人との交流の乏しさである孤立は移行する人が多く（4.7% vs 13.6%），改善する人は少なかった（69.6% vs 34.7%）点は，一度人との交流が少なくなった人に対する介入の難しさを示唆するものであり，人との交流を維持できる環境要因の解明が必要だと考えられる．

さいごに，個人単位でのサポート授受ではなく，互酬性得点が高い地域では，その後，閉じこもりに至るリスクも，孤立に陥るリスクも有意に低い傾向にあることが確認された．他者との支え合いが活発な地域では，本人の支え合いの有無を超えて，閉じこもりにくい・孤立しにくい地域環境を形成する可能性があることを示唆するものとえる．他方で，市民参加得点が高い地域では，孤立状態に至りやすいという結果も示されていた．個人単位でみると，市民参加をしていることは，閉じこもり・孤立への移行にも，閉じこもり・孤立の改善にも保護的な影響を示していたことを考慮すると，市民参加そのものは閉じこもりや孤立に対して有益なものだが，参加しない（できない）人々にとっては周囲が積極的に参加していることがむしろ外出や人との交流のしにくさを生む可能性があることを示唆するものといえる．ソーシャル・キャピタルの「負の側面」については，しばしば指摘されている（Portes 1998）が，閉じこもりや社会的孤立の軽減・改善の際にも，その点に留意する必要があることを示唆するものと考えられる．

＜引用文献＞

Choi M, Mesa-Frias M, Nuesch E, Hargreaves J, Prieto-Merino D, Bowling A, Snith GD, Ebrahim S, Dale C, Casas JP: Social capital, mortality, cardiovascular events and cancer: a systematic review of prospective studies. International Journal of Epidemiology. 2014;43(6):1895-1920.

De Silva MJ, McKenzie K, Harpham T, Huttly SR: Social capital and mental illness; a systematic review. Journal of Epidemiology and Community Health. 2005;59(8):619-627.

De Silva M: Systematic review of the methods used in studies of social capital and mental health. In: Social capital and mental health. Edited by McKenzie K, Harpham T, London: Jessica Kingsley Publishers. 2006;39-67.

Harpham T.: The measurement of community social capital through surveys. In: Social capital and health. Edited by Kawachi I, Subramanian SV, Kim D. New York: Springer. 2008;51-62.

Islam MK, Merlo J, Kawachi I, Lindström1 M, Gerdtham UG: Social capital and health: Does egalitarianism matter? A literature review. International Journal for Equity in Health. 2006;5:3.

Kawachi I, Berkman LF: Social capital, social cohesion, and health. In: Social epidemiology. Edited by Berkman LF, Kawachi I, Glymour MM, Second edition. Oxford: Oxford University Press. 2014;290-319.

古谷野亘・柴田博・中里克治ほか（1987）地域老人における活動能力の測定；老研式活動能力指標の開発．日本公衆衛生雑誌，34(3)：109-114.

Kouvonen A, Kivimaki M, Vahtera J, Oksanen

T, Elovainio M, Cox T, Virtanen M, Pentti J, Cox SJ, Wilkinson RG: Psychometric evaluation of a short measure of social capital at work. BMC Public Health. 2006;6:251.

Krause N. (1993) Neighborhood deterioration and social isolation in later life. *International Journal of Aging & Human Development*. 36(1): 9-38.

Looman WS: Development and testing of the social capital scale for families of children with special health care needs. Research in Nursing & Health. 2006;29(4):325-336.

McPherson KE, Kerr S, Morgan A, McGee E, Cheater FM, McLean J, Egan J: The association between family and community social capital and health risk behaviours in young people; an integrative review. BMC Public Health. 2013;13(1):971.

Murayama H, Fujiwara Y, Kawachi I: Social capital and health; a review of prospective multilevel studies. Journal of Epidemiology. 2012;22(3):179-187.

Nyqvist F, Forsman AK, Giuntoli G, Cattan M: Social capital as a resource for mental well-being in older people; a systematic review. Aging & Mental Health. 2013;17(4):394-410.

Nyqvist F, Pape B, Pellfolk T, Forsman AK, Wahlbeck K: Structural and cognitive aspects of social capital and all-cause mortality; a meta-analysis of cohort studies. Social Indicators Research. 2014;116(2):545-566.

Paiva PC, de Paiva HN, de Oliveira Filho PM, Lamounier JA, Ferreira e Ferreira E, Ferreira RC, Kawachi I, Zarzar PM: Development and validation of a social capital questionnaire for adolescent students (SCQ-AS). PLOS ONE. 2014;9(8):e103785.

Portes A (1998) Social capital: its origins and applications in modern sociology. *Annual Review of Sociology*, 24: 1-24.

Primack BA, Colditz JB, Cohen E, Switzer GE, Robinson GF, Seltzer DL, Rubio DM, Kapoor WN: Measurement of social capital among clinical research trainees. Clinical and Translational Scicence. 2014;7(1):33-37.

Saito M., Kondo N., Aida J., Kawachi I., Koyama S., Ojima T., Kondo K.: Development of an Instrument for Community-Level Health Related Social Capital among Japanese Older People: The JAGES Study. Journal of Epidemiology. (in press)

Story WT: Social capital and health in the least developed countries: a critical review of the literature and implications for a future research agenda. Global Public Health. 2013;8(9):983-999.

Takakura M, Hamabata Y, Ueji M, Kurihara A: Measurement of social capital at school and neighborhood among youg people. The Japanese Association of School Health. 2014;10:1-8.

Tigges LM. Browne I. & Green GP. (1998) Social isolation of the urban poor: race, class, and neighborhood effects on social resources. *The Sociological Quarterly.* 39(1): 53-77.

E. 研究発表

1. 論文発表

Tani Y., Kondo N., Noma H., Miyaguni Y., Saito M., Kondo K.: Eating alone yet living with others is associated with mortality in older men: The JAGES cohort survey. Journal of Gerontology: Social Sciences (in press)

Yamamoto T., Aida J., Kondo K., Fuchida S., Tani Y., Saito M., Sasaki Y.: Oral Health and Incident Depressive Symptoms: Ja

pan Gerontological Evaluation Study (JAGES) Project Longitudinal Study in Older Japanese. Journal of the American Geriatrics Society (in press)

Saito M., Kondo N., Aida J., Kawachi I., Koyama S., Ojima T., Kondo K.: Development of an Instrument for Community-Level Health Related Social Capital among Japanese Older People: The JAGES Study. Journal of Epidemiology. (in press)

Aida J., Kondo K., Yamamoto T., Saito M., Ito K., Suzuki K., Osaka K., Kawachi I. (2016) Is social network diversity associated with tooth loss among older Japanese adults? PLos ONE. 11(7): e0159970.

Koyama S., Aida J., Kondo K., Yamamoto T., Saito M., Ohtsuka R., Nakade M., Osaka K. (2016) Does poor dental health predict becoming homebound among older Japanese? BMC Oral Health. 16:51,

Koyama S., Aida J., Saito M., Kondo N., Sato Y., Matsuyama Y., Tani Y., Sasaki Y., Kondo K., Ojima T., Yamamoto T., Tsuboya T., Osaka K. (2016) Community social capital and oral health in Japanese older people: longitudinal cohort study. BMJ Open. 6:51.

竹田徳則・近藤克則・平井寛・尾島俊之・村田千代栄・鈴木佳代・斉藤雅茂・三澤仁平（2016）認知症を伴う要介護認定発生のリスクスコアの開発；ＡＧＥＳプロジェクト5年間のコホート研究．日本認知症予防学会誌，4(1)：25-35.

F. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

1.特許取得

な し

2.実用新案登録

な し

3.その他

な し