

傾向スコア・マッチング法を用いた中・高年齢層の ソーシャル・キャピタルと主観的健康感との関連

—滋賀県民のアンケート調査による横断研究—

イノウエ ヒデヤ ナカムラ ノシタ エイジ フジヨシ アキラ
井上 英耶*1 中村 ひとみ*3 井下 英二*2 藤吉 朗*4

目的 主観的健康感とは、従来の罹患率や死亡率といった客観的健康指標を超えた生活の質をも含む指標として注目されている。主観的健康感とソーシャル・キャピタル（以下、SC）との関連についての既存の研究は一致していない。その理由の一部として不十分な交絡制御の可能性がある。そこで、観察研究での交絡因子の調整において有効な手法である傾向スコア・マッチング法により共変量を調整し、その関連性を解析した。

方法 平成27年度「滋賀の健康・栄養マップ調査」（以下、平27調査）参加者を対象に、40歳未満、または必要変数に欠損のある者を除外した男性1,245人（平均年齢62.9歳）、女性1,470人（平均年齢63.2歳）を対象とした。平27調査項目である“地域の人々が互いに助け合っているか”および“あなたの現在の健康状態はいかがですか”の設問をもとにSCの『SCの自覚有り』『SCの自覚無し』および主観的健康感『良好』『良好でない』をそれぞれ定義した。傾向スコア算出モデルは、ロジスティック回帰分析にてAkaike's Information Criterionを指標とした変数増減法により共変量を選択した。傾向スコアを用いてマッチングしたSCの『SCの自覚有り群』と『SCの自覚無し群』のペア間での主観的健康感良好群の割合を比較した。

結果 傾向スコア算出モデルに選択された共変量は「性別」「年齢」「世帯員数」「住んでいる市町名」「食事内容（野菜摂取量、果実類摂取量、食塩摂取量）」「1年以上の運動習慣」「徒歩10分の場所への移動手段」「高血圧および高脂血症の既往歴の有無」「過去1年間の健診受診有無」「喫煙の肺がんへの影響に関する知識」であった。マッチングにてSCの自覚有り・無し各群1,121人を選んだ。両群における各共変量に有意な差は認められず（ $p > 0.10$ ）、また、Standardized Difference scoreの絶対値も0.1未満であった。主観的健康感『良好群』の割合は、SCの自覚有り群では49.3%、SCの自覚無し群では40.8%と有意な差があった（ $p < 0.01$ ）。

結論 傾向スコアを用いた交絡因子の調整を行った結果、SCが住民の主観的健康感と関連があることが示唆された。このことより、充実したSCの構築が健康や生活の質を高める可能性がある。

キーワード 傾向スコア・マッチング法、主観的健康感、ソーシャル・キャピタル

I はじめに

主観的健康感とは、健康度自己評価、自覚的健康感とも言われ、自分自身の健康状態の主観的評価である。主観的健康感とは死亡リスク予測

当性の高い指標であることが示されてきたのみならず、死亡率、有病率等の客観的指標では表せない個人の生活の質を包括的に評価できる指標として注目されている^{1)~3)}。また、健康づくり対策の一環として主観的健康感を向上させる

* 1 滋賀県衛生科学センター主任技師 * 2 同所長 * 3 滋賀県医療保険課副参事

* 4 和歌山県立医科大学衛生学講座教授

取り組みもなされている⁴⁾⁻⁶⁾。

ソーシャル・キャピタル（以下、SC）は欧米諸国で1990年代より公衆衛生学などの保健医療分野において重要な研究概念の1つとされており、近年主観的健康感と関連するとの報告が散見され、SCの重要性に関して注目されている⁷⁾⁻¹⁰⁾。

一方、SCと主観的健康感とは関連が認められないとの報告もあり、両者の関連についての意見は一致していない¹¹⁾⁻¹³⁾。その理由の1つとして、これまでの研究では交絡制御が不十分であった可能性が考えられる。すなわち、既存の研究のほとんどが、交絡制御のため共分散分析およびそれに類似した手法を用いてきたが、この手法の問題点として、目的変数と共変量の間には線形関係を仮定しており、真の関連が非線形であった場合には誤った結果が導かれる可能性がある¹⁴⁾。

そこで、本研究では、複数の共変量と目的変数の回帰関係を特定しなくてもよい傾向スコア・マッチング法¹⁴⁾を用いた交絡因子制御により、SCと主観的健康感との関連を検討することを目的とした。

Ⅱ 方 法

(1) 対象集団

対象は、滋賀県民から無作為抽出され、「滋賀の健康・栄養マップ調査（平成27年度）」¹⁵⁾に参加した男性5,274人、女性6,007人のうち、40歳未満、または必要変数に欠損のある者を除外した男性1,245人（平均年齢62.9歳）、女性1,470人（平均年齢63.2歳）である。

(2) 調査方法

「滋賀の健康・栄養マップ調査」は、滋賀県における健康づくり、栄養・食生活改善に関する施策の基礎資料を作成する目的で昭和61年から4～6年に一度行われている。県内19市町ごとに世帯数の約1%となる世帯数を割り当て、住民基本台帳から無作為に世帯を抽出し、その世帯の満1歳以上の世帯員を対象としている。

平成27年度調査においては平成27年11月中の1日を調査日とし、県内の健康推進員が自記式アンケートを対象者宅に直接手渡し、1週間以内に回収し、管内各健康福祉事務所において回答内容を確認した。その際、すべての質問に対し無回答だった対象者は集計段階で除外した。

本調査は食物摂取状況調査および生活状況調査からなり、前者は世帯構成員ごとの日曜・祝祭日以外で特別に食物摂取に変化がないと考えられる1日の摂取状況を、使用した食材および調味料ごとに量を記録してもらい、それをもとに「医薬基盤・健康・栄養研究所 栄養疫学研究部 国民健康・栄養調査研究室、食事しらべ2015.」¹⁶⁾を用いて栄養素等摂取量を算出した。

1) 主観的健康感

主観的健康感の指標として「あなたの現在の健康状態はいかがですか」の設問を用いた。設問に対し、「よい、まあよい、ふつう、あまりよくない、よくない」の5件法で回答を得、「よい」「まあよい」と回答した人を「良好群」、「ふつう」「あまりよくない」「よくない」と回答した人を「良好でない群」とした。

2) SC（ソーシャル・キャピタル）

SCの指標として「地域の人々が互いに助け合っているか」の設問を用いた。この設問では「強くそう思う、どちらかといえばそう思う、どちらともいえない、どちらかといえばそう思わない、全くそう思わない」の5件法で回答を得ており、「強くそう思う」「どちらかといえばそう思う」と選択した人を「SCの自覚有り群」に、「どちらともいえない」「どちらかといえばそう思わない」「全くそう思わない」と選択した人を「SCの自覚無し群」に分けた。既報と同様に、「どちらともいえない」は、SCの自覚があるとは言えないとの判断のもと「SCの自覚無し群」に区分した¹³⁾。

3) 共変量

事前知識に基づき、主観的健康感に関連すると考えられる項目を傾向スコア算出モデルに投入する共変量の候補として選択した¹⁴⁾¹⁷⁾。具体的には、年齢、性別、世帯員数、住んでいる市町名、自記式アンケートに基づく身長・体重か

ら算出した体格指数 (body mass index : 体重 [kg] ÷ 身長 [m]² (BMI)), 運動習慣, 喫煙習慣, 喫煙の疾病に及ぼす影響に対する知識, 生活習慣病リスクを高める飲酒習慣, 野菜摂取量, 食塩摂取量 (塩化ナトリウム以外も食塩相当量として含む), 過去1年間の健診受診有無, 生活習慣病の既往歴の有無, 歯科健診の受診の有無, 残歯数を候補として選択した。各項目の具体的な質問内容は, 当該調査に関連するホームページに記載されている¹⁵⁾。

(3) 統計解析

傾向スコア・マッチングを行うにあたり, まず傾向スコア算出モデルを作成した。すなわち, SCの自覚の有無を目的変数とするロジスティック

回帰分析においてAkaike's Information Criterion (AIC) を基準とする変数増減法により, 上述した候補から最終的にモデルに投入する共変量を絞り込み, あわせてモデルの予測精度の指標であるc統計量を算出した¹⁸⁾。この際, AICの最小値から+2までの共変量を選択した¹⁹⁾。

作成したモデルを用いてSCの自覚有りの傾向スコアを算出後, スコアの分布がSCの自覚有り群と無し群とで等しくなるようキャリパー制限をかけた最近傍法により両群の対象者を選択 (マッチング) した。マッチング前後でのSCの自覚有り群, 無し群の主観的健康感の「良好群」の割合の差は, χ^2 にて検定を行った。傾向スコア・マッチングの評価方法は, t検定

および χ^2 検定を行うとともに, Standardized Difference score (SDスコア) の絶対値が0.1未満である場合に妥当であるとした²⁰⁾。

解析にはR Version3.3.0を用い, キャリパー制限をかけた最近傍マッチング法は, MatchITパッケージを用いた²¹⁾22)。

(4) 倫理的配慮

本研究は既に作成されている非識別加工情報を用いた研究であるため, 「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」の対象ではない。

Ⅲ 結 果

マッチング前の全対象者 (n = 2,715) の基本属性をSCの自覚の有無ごとに表1に示す。傾向スコア算出モデルに最終的に投入したのは以下の14共変量である: 年齢, 世帯員数, 性別, 1年以上の

表1 SCの自覚の有無別にみたマッチング前の全対象者属性

	SCの自覚有り (n = 1,561)	SCの自覚無し (n = 1,154)	p 値
年齢, (歳) (平均値±標準偏差)	63.5± 11.2	61.9± 10.7	<0.01 ^{a)}
世帯員数, (人) (平均値±標準偏差)	3.3± 1.5	3.1± 1.3	<0.01 ^{a)}
性別 男性, 人 (%)	665(42.6)	580(50.3)	<0.01 ^{b)}
BMI, (kg/m ²) (平均値±標準偏差)	22.6± 2.9	22.7± 3.0	0.50 ^{a)}
健康のため意識的に運動している, 人 (%)	745(47.7)	567(49.1)	0.48 ^{b)}
1年以上続けている運動がある, 人 (%)	777(49.8)	605(52.4)	0.18 ^{b)}
徒歩10分の場所への移動手段, 人 (%)			
徒歩	648(41.5)	478(41.4)	
自転車	472(30.2)	322(27.9)	0.28 ^{b)}
自動車やバイク等	441(28.3)	354(30.7)	
緑黄色野菜, (g/日) (平均値±標準偏差)	126.9±101.3	122.2±101.9	0.23 ^{a)}
その他野菜, (g/日) (平均値±標準偏差)	178.8±125.6	190.3±133.1	0.02 ^{a)}
野菜ジュース, (g/日) (平均値±標準偏差)	9.0± 42	10.5± 44.1	0.37 ^{a)}
漬け物, (g/日) (平均値±標準偏差)	11.4± 21.6	11.6± 22.6	0.87 ^{a)}
果実類, (g/日) (平均値±標準偏差)	129.2±137.4	135.3±143.5	0.27 ^{a)}
食塩摂取量, (g/日) (平均値±標準偏差)	10.2± 4.3	10.6± 4.4	0.03 ^{a)}
高血圧既往歴, 人 (%)	671(43.0)	448(38.8)	0.03 ^{b)}
糖尿病既往歴, 人 (%)	285(18.3)	225(19.5)	0.43 ^{b)}
高脂血症既往歴, 人 (%)	761(48.8)	590(51.1)	0.22 ^{b)}
喫煙習慣あり (%)	140(9.0)	126(10.9)	0.10 ^{b)}
喫煙の肺がんへの影響, 人 (%)			
影響がある	1 504(96.3)	1 088(94.3)	
どちらともいえない	41(2.6)	52(4.5)	0.02 ^{b)}
関係ない	14(0.9)	14(1.2)	
病気を知らない	2(0.1)	-(-)	
生活習慣病のリスクを高める量を飲酒している, 人 (%)	120(7.7)	95(8.2)	0.65 ^{b)}
過去1年間の健診受診有無, 人 (%)	1 358(87.0)	973(84.3)	0.06 ^{b)}
残歯数, (本) (平均値±標準偏差)	21.3± 8.0	22.0± 7.5	0.02 ^{a)}
定期的な歯科健診の受診 (%)			
受けている	580(37.2)	400(34.7)	
受けていない	649(41.6)	515(44.6)	0.26 ^{b)}
受けたり受けなかったりする	332(21.3)	239(20.7)	
住んでいる市町名 (%)			
19市町	2人(0.1)~ 454人(29.1)	2人(0.2)~ 318人(27.6)	<0.01 ^{b)}

注 a) はt検定, b) は χ^2 検定

運動習慣、徒歩10分の場所への移動手段、緑黄色野菜摂取量、その他野菜摂取量、果実類摂取量、食塩摂取量、高血圧既往歴、高脂血症既往歴、喫煙の肺がんへの影響に関する知識、1年以内の健診受診有無、住んでいる市町名。算出モデルのc統計量は0.64であった。キャリパー制限をかけた最近傍マッチング法により、SC

の自覚の有無により各群それぞれ1,121人ずつを選択した(表2)。両群(計2,242人)のすべての共変量に統計的有意差を認めず、SDスコアも絶対値が0.1未満であった。両群の傾向スコアのヒストグラムは、どちらも一峰性・ベル型であり、おおむね同様であった(図1)。

マッチング後の主観的健康感良好群の割合は、

SCの自覚有り群で49.3%、SCの自覚無し群で40.8%であり、両者に有意差が認められた(p<0.01)。

表2 SCの自覚の有無別の傾向スコアマッチング後の基本属性

	SCの自覚有り (n=1,121)	SCの自覚無し (n=1,121)	p値	SDスコア ^{c)}
年齢、(歳)(平均値±標準偏差)	62.1±10.6	63.0±11.1	0.88 ^{a)}	0.07
世帯員人数、(人)(平均値±標準偏差)	3.1±1.3	3.2±1.4	0.45 ^{a)}	0.06
性別 男性、人(%)	513(45.8)	551(49.2)	0.46 ^{b)}	-0.03
1年以上続けている運動がある、人(%)	588(52.5)	568(50.7)	0.76 ^{b)}	-0.02
徒歩10分の場所への移動手段、人(%)				
徒歩	467(41.7)	461(41.1)		0.01
自転車	325(29.0)	321(28.6)	0.89 ^{b)}	0
自動車やバイク等	329(29.3)	339(30.2)		0
緑黄色野菜、(g/日)(平均値±標準偏差)	123.0±102.3	126.2±104.2	0.88 ^{a)}	0.03
その他野菜、(g/日)(平均値±標準偏差)	190.1±133.5	184.1±129.3	0.70 ^{a)}	-0.04
果実類、(g/日)(平均値±標準偏差)	136.4±142.8	132.4±136.0	0.77 ^{a)}	-0.03
食塩摂取量、(g/日)(平均値±標準偏差)	10.5±4.4	10.3±4.2	0.76 ^{a)}	0.06
高血圧既往歴、人(%)	443(39.5)	457(40.8)	0.82 ^{b)}	0.01
高脂血症既往歴、人(%)	572(51.0)	575(51.3)	0.93 ^{b)}	0
喫煙の肺がんへの影響、人(%)				
影響がある	1073(95.7)	1068(95.3)		0
どちらともいえない	35(3.1)	41(3.7)	0.77 ^{b)}	0
関係ない	13(1.2)	12(1.1)		0
過去1年間の健診受診有無、人(%)	962(85.8)	949(84.7)	0.46 ^{b)}	0.01
住んでいる市町名、人(%)				
19市町	2(0.2)~ 332(29.6)	2(0.2)~ 316(28.2)	>0.1 ^{b)}	0~0.01

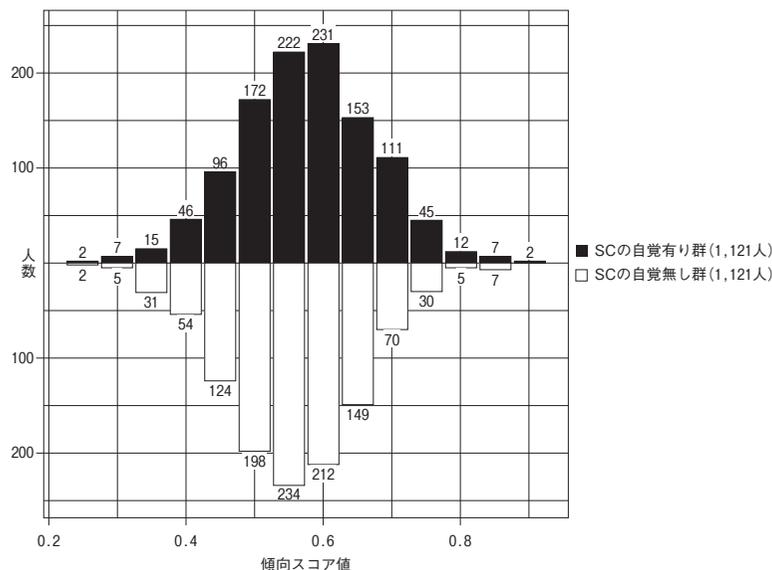
注 a) はt検定、b) はχ²検定
c) 0.1未満をマッチング後の適切なバランス指標とした

Ⅳ 考 察

傾向スコア・マッチング法を用いて共変量の調整を行ったうえで、SCと主観的健康感との関連を検討した結果、SCの自覚有り群のほうが、無し群に比べて、主観的健康感が良好な者の割合が有意に高かった。なお、マッチング後のSCの自覚有り・無し群の共変量には有意差を認めず、SDスコアの絶対値もすべて0.1未満であったことより、適切なマッチングがなされていると考えられた。なお、傾向スコア・マッチング法による交絡制御を行ってSCと主観的健康感との関連を研究した報告は、著者の知る限り本研究が初めてである。

本研究の結果より、地域の人々が助け合っていると感じている人は、感じていない人と比較して

図1 SCの自覚の有無別の傾向スコアの値と該当人数のヒストグラム



主観的健康感が高いことが示唆された。これは、傾向スコア・マッチング法により喫煙や運動習慣、食塩摂取量等といった生活習慣などの背景因子を調整したのちに認められた所見である。すなわちSCが喫煙やその他の要因とは独立して主観的健康感と正の関連があることを示しており、これまでの一部の報告²³⁾²⁴⁾と一致する結果である。正の関連を認める理由としては、望ましい生活習慣が伝播することなどの報告があるものの、SCは健康・健康感のアウトカムからは一見遠い要因であることもあり、すべての機序が解明されたわけではなく、さらなる研究が求められる²⁵⁾²⁶⁾。

主観的健康感とは、総死亡率以外にも日常生活動作能力と強く関連することが示唆されていることから、健康寿命を延伸するための施策を進める上でも、今後重要な指標となると考えられる²⁷⁾。今回の研究から、主観的健康感を高めるための1つの方策として、充実したSCの構築の重要性が示唆された。その他にもSCは、精神的なウェルビーイングに保護的に関連するとの報告や循環器系疾患の発生率を減らすとの報告もある²⁸⁾³⁰⁾。このように、SCを活用した介入が健康を向上させる可能性が多くの報告で示されているため、SCを向上させる活動が、地域に住む人々すべての健康に影響を与え、これが健康格差縮小や社会格差の負の影響の緩和にも効果を発揮する可能性がある²⁶⁾。

今回の研究の限界としては、研究デザインが横断研究であるため、主観的健康感とSCの自覚についての時間的關係が把握できないことである。今後は、コホート研究など時間的關係を加味できる方法で検討を重ねる必要がある。

また、傾向スコアを用いた多くの研究ではc統計量の目安は0.7以上とされているが、今回の研究ではc統計量は0.64であった³¹⁾。しかしながら、c統計量が0.7未満であっても、目的変数(今回の研究では主観的健康感)に関連の強い共変量を選択すれば、十分偏りのない調整が可能であることが報告されている¹⁴⁾¹⁷⁾。本研究では、主観的健康感に関連があるとの知見のある共変量を選択し、その後モデル選択を行っ

たため、大きな矛盾はないと考えられた。しかしながら、本研究で検討することができなかったものの、主観的健康感との関連が報告されているその他の要因として、うつ病、生活満足度や社会的・経済的地位がある³²⁾³³⁾。これらについては、本調査の質問項目に入っていなかったため考慮できていない。これらの項目を加味することで結果が変化するかどうかについては不明である。

V 結 語

今回の研究では、傾向スコア・マッチング法を用いて主観的健康感とSCの自覚との関連を検討した。解析の結果として主観的健康感とSCの自覚とは有意な関連が認められた。このことより、充実したSCの構築が健康や生活の質を高める可能性がある。

謝辞

本研究に当たり多大なご教授をいただきました滋賀県健康寿命延伸のためのデータ活用事業プロジェクト会議委員の方々に感謝申し上げます。

文 献

- 1) 神田晃, 尾島俊之, 柳川洋. 自覚的健康感の健康指標としての有効性-「健康日本21」に向けて-. 厚生指標 2000; 47(5): 33-7.
- 2) 長谷川直人, 佐藤和佳子. 要支援高齢者の主観的健康感の関連要因. 日本看護科学会誌 2011; 31(2): 13-23.
- 3) Kaplan GA, Camacho T. Perceived health and mortality: a nine-year follow-up of the human population laboratory cohort. Am J Epidemiol 1983; 117(3): 292-304.
- 4) Heidrich J, Liese AD, Lowel H, et al. Self-rated health and its relation to all-cause and cardiovascular mortality in southern Germany. Results from the MONICA Augsburg cohort study 1984-1995. Ann Epidemiol 2002; 12(5): 338-45.
- 5) 平井寛, 近藤克則, 尾島俊之, 他. 地域在住高齢者の要介護認定のリスク要因の検討. 日本公衆衛生雑誌 2009; 56(8): 501-12.
- 6) 岡戸順一, 艾斌, 巴山玉蓮, 他. 主観的健康感が

- 高齢者の生命予後に及ぼす影響. 日本健康教育学会誌 2003; 11(1): 31-8.
- 7) 浦野慶子. ソーシャル・キャピタルをめぐる保健医療社会学の研究展開. 保健医療社会学論集 2006; 17(1): 1-12.
 - 8) 近藤克則, 平井寛, 竹田徳則, 他. ソーシャル・キャピタルと健康. 行動計量学 2010; 37(1): 27-37.
 - 9) 日比野由利, 高木二郎, 神林康弘, 他. ソーシャル・キャピタルと主観的健康感: JGSS (日本版総合社会調査) データから. 日本予防医学会雑誌 2011; 6(1): 7-16.
 - 10) 市田行信, 吉川郷志, 松田亮三, 他. 日本の高齢者介護予防に向けた社会疫学的大規模調査ソーシャル・キャピタルと健康. 公衆衛生 2005; 69(11): 914-9.
 - 11) Ziersh AM, Baum FE, Macdougall C, et al. Neighbourhood life and social capital: the implications for health. Soc Sci Med 2005; 60(1): 71-86.
 - 12) Veenstra G, Luginaah I, Wakefield S, et al. Who you know, where you live: social capital, neighbourhood and health. Soc Sci Med 2005; 60(12): 2799-818.
 - 13) 太田ひろみ. 個人レベルのソーシャル・キャピタルと高齢者の主観的健康感・抑うつとの関連 男女別の検討. 日本公衆衛生雑誌 2014; 61(2): 71-85.
 - 14) 星野崇宏, 岡田謙介. 傾向スコアを用いた共変量調整による因果効果の推定と臨床医学・疫学・薬学・公衆衛生分野での応用について. J. Natl. Inst. Public Health 2006; 55(3): 230-43.
 - 15) 滋賀県. 平成27年度「滋賀の健康・栄養マップ調査」報告書 (<http://www2.pref.shiga.lg.jp/file/attachment/57165.pdf>) 2019. 8. 10.
 - 16) 国立研究開発法人医薬基盤・健康・栄養研究所 食事しらべ2015.
 - 17) 星野崇宏, 前田忠彦. 傾向スコアを用いた補正法の有意抽出による標本調査への応用と共変量の選択法の提案. 統計数理 2006; 54(1): 191-206.
 - 18) Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory (Petrov, B. N. and Caski, F, eds.), Budapest: Akademiai Kiado, 1973: 267-81.
 - 19) Burnham, K. P., and D. R. Anderson. Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach. Formal inference from more than one model: Multimodel inference (MMI), Second edition. New York: Springer, 2002: 149-205.
 - 20) Peter CA. An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observation Studies. Multivariate Behav Res 2011; 46(3): 399-424.
 - 21) R Core Team 2016. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. (<https://www.R-project.org/>) 2017.12.1.
 - 22) DE Ho, K Imai, G King, et al. MatchIt: nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference. Journal of Statistical Software 2011; 42(8): 1-28.
 - 23) Giordano GN, Lindstrom M. The impact of changes in different aspects of social capital and material conditions on self-rated health over time: A longitudinal cohort study 2010; 70(5): 700-10.
 - 24) Egolf B, Lasker J, Wolf S, et al. The Roseto effect: a 50-year comparison of mortality rates. Am J Public Health 1992; 82(8): 1089-92.
 - 25) Kawachi I, Berkman L. Social Cohesion, Social Capital, and Health. Berkman LF & Kawachi I (Eds.). Social epidemiology. New York: Oxford University Press, 2000: 174-90.
 - 26) 相田潤, 近藤克則. ソーシャルキャピタルと健康格差. 医療と社会 2014; 24(1): 57-74.
 - 27) 小川裕, 岩崎清, 安村誠司. 地域高齢者の健康度評価に関する追跡調査研究 - 日常生活動作能力の低下と死亡の余地を中心に. 日本公衆衛生雑誌 1993; 40(9): 859-71.
 - 28) Murayama H, Fujiwara Y, Kawachi I. Social Capital and Health: A Review of Prospective Multi-level Studies. Journal of Epidemiology 2012; 22(3): 179-87.
 - 29) Ali SM, Merlo J, Rosvall M, et al. Social Capital, the Miniaturisation of Community. Traditionalism and First Time Acute Myocardial Infarction: a Prospective Cohort Study in Southern Sweden. Social Science & Medicine 2006; 63(8): 2204-17.
 - 30) Sundquist J, Johansson SE, Yang M, et al. Low Linking Social Capital as a Predictor of Coronary Heart Disease in Sweden: A Cohort Study of 2.8 Million People. Social Science & Medicine 2006; 62(4): 954-63.
 - 31) 久繁哲徳. 検査の有用性の指標とROC分析. 臨床検査 2005; 49(12): 1335-40.
 - 32) Brookhart MA, Schneeweiss S, Rothmann KJ, et al. Variable selection for propensity score models. Am J Epidemiol 2006; 163(12): 1149-56.
 - 33) 渕野由夏, 溝上哲也, 徳井教孝, 他. 地域住民のライフスタイルと精神的健康度との関連. 日本公衆衛生雑誌 2003; 50(4): 303-13.