

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

オオタ
太田ひろみ*

目的 個人レベルのソーシャル・キャピタル (Social Capital, 以下SC とする) と主観的健康感, 抑うつとの間には, 関連があるとする結果が多いものの一致した結果は得られていない。また, 関連に男女でどのような違いがあるのかを明らかにした研究も十分とはいえない。そこで本研究では, 地域在住高齢者の個人レベルの SC が, いくつかの交絡要因を調整したうえでも主観的健康感および抑うつと関連するか, 男性と女性では関連は異なるかという2つを明らかにすることを目的として検討を行った。

方法 対象は要介護認定を受けていない65歳以上80歳未満の高齢者2,400人である。東京都 A 市の住民に実施した郵送自記式質問紙調査のデータを利用した。主観的健康感と抑うつを目的変数とし, 説明変数である SC 指標は, 認知的 SC (他者に対する信頼と互酬性の規範) と構造的 SC (地区組織への参加) を用いた。調整因子として年齢・経済的ゆとり・教育期間・慢性疾患の既往・高次活動能力・婚姻状況・在住期間を投入した多重ロジスティック回帰分析を行い検討した。

結果 1,776人 (男性887人, 女性889人, 有効回答率74.5%) のデータを分析した。

主観的健康感と関連する認知的 SC 要因は男性では信頼であり, 主観的健康感不良に対するオッズ比は, 「信頼できない」1.58 (95%CI ; 1.07-2.34, $P=0.022$) であった。女性では信頼は主観的健康感に関連せず, 互酬性の規範の低さが主観的健康感不良と関連し, オッズ比1.63 (95%CI ; 1.10-2.41, $P=0.014$) であった。

抑うつに関しては, 男女共通して「信頼できない」, 「互酬性の規範が低い」ことが関連した。

「地区組織への不参加」は女性のみ主観的健康感不良と抑うつに関連し, それぞれのオッズ比は1.68 (95%CI ; 1.16-2.44, $P=0.007$) と2.24 (95%CI ; 1.49-3.38, $P<0.001$) であった。

結論 男性では「信頼できない」が主観的健康感不良と関連し, 「互酬性の規範が低い」が抑うつと関連した。女性では「信頼できない」が抑うつと関連し, 「互酬性の規範が低い」, 「地区組織への不参加」が主観的健康感不良と抑うつの両健康指標と関連した。男女とも関連する SC が低いことが主観的健康感不良・抑うつを促進する方向に働くことが示唆され, 関連する SC の要因には男女で違いがみられた。SC と健康には相互の因果関係があると考えられることから, 縦断的調査を実施することによって SC が人々の健康にとって望ましい効果をもつかどうかを明らかにすることが今後の課題である。

Key words : ソーシャル・キャピタル, 主観的健康感, 抑うつ, 地域高齢者, 男女別

日本公衆衛生雑誌 2014; 61(2): 71-85. doi:10.11236/jph.61.2_71

I 緒 言

わが国では, 急速な高齢化の進展と相まって人と人とのつながりが薄れ, 地域がもつ力が弱まっていることが指摘されている。このような中, 高齢者が住み慣れた地域でいかにして健康的な日常生活を送っていくかが課題となり, そのための一つの資源と

* 杏林大学保健学部看護学科
連絡先: 〒192-8508 東京都八王子市宮下町476
杏林大学保健学部看護学科看護養護教育学専攻課程
太田ひろみ

して「ソーシャル・キャピタル」の存在が注目されている。

ソーシャル・キャピタル (Social Capital, 以下 SC とする) とは、人々の自発的協力関係を促進することにより、経済の発展、地域の防犯、高齢者の孤立防止、健康寿命の延伸など、個人や集団に利益をもたらす可能性があるというものであり、その構成要素は(1)そこに存在する一般的信頼、(2)互酬性の規範、(3)市民社会の中での水平性と多様性のあるネットワークの3つが重要であるとされる^{1,2)}。社会学、経済学、政治学などの分野で発展してきた SC であるが、公衆衛生学の分野においても人と人とのつながりがもたらす力に対する期待が高まり、SC が人々の健康にどのような影響を及ぼすのかについて生命予後、循環器疾患の罹患、精神的健康、児童虐待のリスク、主観的健康感などを目的変数として SC との関連を分析する研究が行われている。

SC を定量的に把握するにあたっては、SC を「個人レベルの特徴」とする Bourdieu³⁾ や Baker ら⁴⁾ による考え方と、「集団レベルの特徴」とする Coleman⁵⁾ や Putnam¹⁾ による考えの2つの流れが存在し、SC と健康の関連について、個人レベルと集団レベルの両方で多くの研究がなされている。

SC を個人レベルの変数として扱った先行研究では、Niemenen ら⁶⁾ が信頼と互酬性の規範、社会参加のレベルが高いことが良好な主観的健康感と精神的健康に関連することを明らかにした。また、Phongsavan ら⁷⁾ は人々への信頼、地域での安全、社会的互酬性が高いことが抑うつ危険性の低さと関連したことを報告するなど、多くの研究で SC と良好な主観的健康感、精神的健康の間には有意な関連があることが明らかにされている^{8~13)}。しかし、信頼や互酬性の規範は身体的健康と精神的健康に関連しなかったという結果¹⁴⁾ や、組織への参加は主観的健康感、抑うつと関連がみられなかったという結果¹⁵⁾ も示されている。さらには国¹¹⁾、年齢層¹⁶⁾、性別^{17,18)} によって SC と健康の関連が異なるという報告があり、SC と健康との関係について更なるデータを蓄積していくことが必要である。

SC に関するこれまでの研究では、性別の違いについてあまり関心が向けられなかったという指摘がある^{19~21)}。SC についてジェンダーの視点から分析を行った Lowndes²²⁾ は、女性は男性と同じ程度の SC を持つのか、男女で SC のタイプは同じか、その利用の仕方には違いがあるのかについて検討した。Lowndes によると、女性は SC を生活のための資源として駆使し、家庭と仕事の競合する要求のバランスをとるためや、自分自身や家族の健康や幸福を守

るために利用する。男性がフォーマルな組織に参加するのに対し女性はインフォーマルな地域内の組織や近隣のネットワークに強く埋め込まれており、これは女性にとって有効な社会資源になるが、同時にこのことが政治活動への参加を妨げる方向にも作用するとしている。また、Molyneux²³⁾ は SC が豊かになることは女性のボランティアや無給の労働に携わるといった負担が生じるかもしれないと述べ、SC が誰にでも平等に有効な資源となるのではなく、弱い立場にあるものには不利に作用することを述べている。

一方、Antonucci²⁴⁾ は高齢者のソーシャルサポート利用に関して、女性は男性より大きなネットワークがあり多様な資源からサポートを受け取るが、男性は女性よりもっぱら妻に頼る傾向にあること、高齢になるにしたがってネットワークのサイズは減少し、とくに男性で大きく減少することを報告した。また Boneham²⁵⁾ は高齢女性に対して質的研究を行い、母親であり介護者である女性は自身の個人的な信頼や互酬性の経験を生かしてストレスフルな時にサポートネットワークを利用し、生活の中でのフォーマル、インフォーマルな役割から力や健康を獲得することを示し、女性が SC を有効に利用していることを報告した。

以上のように、SC のタイプや作用は男性と女性では異なるという知見が示されており、健康との関連も性別によって異なる可能性が考えられる。Hhitley¹⁹⁾ は同じ近隣内でもサブグループ間で SC は異なる可能性があり、性別を変数とした研究を行うことが今後の課題であると提言している。

超高齢社会を迎えたわが国にとって、高齢者が健康を維持して生活の質を高く保ち、豊かな生活を送ることはますます重要となっている。地域の人々の間に存在する信頼・互酬性・ネットワークは高齢者の健康と関連するのか、どのような SC 要因が高齢者の健康と関連するのか、男性と女性にとって SC は同じ作用をもたらすのかを明らかにすることは、地域の中で SC の醸成を効果的に進めていく方法や SC を活用する方法について示唆を得るために重要な意義があると思われる。

そこで、本研究では個人レベルの SC が地域在住高齢者の一般的信頼、互酬性の規範、ネットワークが高齢者の主観的健康感、抑うつと関連するか、男性と女性では SC と健康との関係は異なるかについて、慢性疾患の既往、高次活動能力、婚姻状況、在住期間などの交絡要因を調整したうえで検討を行った。

II 研究方法

1. 調査対象と調査方法

1) 調査対象

対象は東京都A市在住の要介護認定を受けていない65歳以上80歳未満の高齢者である。第1次抽出単位を調査区、第2次抽出単位を年齢とし、高齢者保健福祉実態調査基本台帳から等間隔抽出法で市全体の8中学校区からそれぞれ300人の計2,400人を抽出した。対象に介護保険利用者が含まれないことを介護保険認定データで確認した。転居や宛先不明で戻った16部を除いた総配布数は2,384、回収数は1,913（回収率80.2%）、分析に用いた調査項目に欠損値があったもの（ $n=137$ ）を除いた1,776人（男性887人、女性889人、有効回答率74.5%）を分析対象とした。

2) 調査対象地域の概況

A市の2007年の人口は約17万人、高齢化率は18.7%、要介護認定率は16.0%である。大規模マンションの建設などにより局地的な人口の増加がみられる地区もあるが、戸建を中心とした住宅地では世代交代が進展しにくく、人口・児童数の減少が目立っている。

自治会への加入率は61.7%で、約半数の自治会が高い加入率を保っている。また、A市は障害者の生活を豊かにするために住民、行政、医療、患者や家族が連携して医療福祉の向上を目指した活動が全国に先駆けて行われた自治体の一つである。

3) 調査方法

市健康増進プランの中間評価のために2008年2月に自記式調査票を用いた郵送調査が実施され、この調査から情報の提供を受けた。A市の個人情報保護条例に基づく情報提供審査会の審査を受け（2007年12月15日）、許可を得た後に情報は提供された。また、研究の実施に際し杏林大学保健学部倫理審査委員会の承認を得（2007年12月26日）、個人情報を保護し倫理的に配慮した研究を実施した。

2. 分析に使用した変数

1) 目的変数

主観的健康感：主観的健康感は、身体面の健康だけでなく、精神面の健康や所得、住環境などの要因によっても規定される総合的な健康指標であるとされ^{26,27)}、現在および将来の健康状態の予測力があることが確立している。質問は「現在のあなたの健康状態はいかがですか」に対し、「とてもよい、まあよい、あまりよくない、よくない」の4つの選択肢から選んで回答するもので、「良好」、「不良」の2群に分けた。

抑うつ：うつ状態の自己評価スケールは、イエサページ（Yesavage, 1983）²⁸⁾が開発した高齢者抑うつ尺度（Geriatric Depression Scale）15項目の日本語版（以下GDS-15）²⁹⁾を用いた。GDS-15は①認知障害を持つ患者への使用でも信頼性が得られている、②高齢者は身体症状の訴えが多く、うつ状態がない場合にも高得点になる可能性があるため、総得点と相関を示さない身体症状の質問が削除されている、③「はい・いいえ」の2段階評定で回答が容易である、等のことから高齢者の抑うつ尺度として有用であるとされている^{30,31)}。得点範囲が0~15点で、得点が高いほど抑うつが高いことを示す。Shreiner³²⁾やFriedmanら³³⁾により、カットオフポイントを5/6にしたときの信頼性、妥当性が高いことが示されており、本研究ではカットオフポイントを5/6とし、5点以下を「抑うつなし」、6点以上を「抑うつ状態の可能性あり」とした。

2) 説明変数

(1) ソーシャル・キャピタル

SCの定量的な把握を行うにあたり、平成15年、平成17年度の内閣府調査^{34,35)}を参考に調査項目を設定した。SCは、その要素の特徴によって主観的・認知的なものである認知的SCと、客観的で構造的なものである構造的SCとに分類され³⁶⁾、この2つの構成要素は健康アウトカムに対して異なる関連をもつとされる。本研究では認知的SCとして他者に対する「信頼」と「互酬性の規範」、構造的SCとして「地区組織への参加」を用いた。

信頼：これまでの研究では普遍化信頼を測る「一般的に言って、人は信頼できますか」の質問が用いられてきた。しかしASCAT（Adapted Social Capital Assessment Tool）³⁷⁾やSubramanianら³⁸⁾は、より近い人への信頼を尋ねる質問「一般的に言って、この地域における人々は信頼できますか」を用いており、本調査ではこの質問を用いた。同時に「ここでいう地域は、あなたが日頃生活する範囲とお考えください」の説明を記載し、人による「地域」の解釈の違いを少なくするように配慮した。回答は「信頼できる」、「どちらかというとも信頼できる」、「どちらとも言えない」、「どちらかというとも信頼できない」、「信頼できない」の5件法で回答を得た。分析に際しては「信頼できる」、「どちらかというとも信頼できる」を「高信頼群」に、「どちらとも言えない」、「どちらかというとも信頼できない」、「信頼できない」を「低信頼群」に2分した。「どちらとも言えない」は信頼しているとは言えないという判断のもと、「低信頼群」に含めた。

互酬性の規範：「近所の誰かが助けを必要とした

ときに、近所の人たちは手をさしのべることをいとわない」について「そう思う」、「どちらかというと思う」、「どちらともいえない」、「どちらかというと思う」、「そう思わない」の5件法で回答を得、分析に際しては「そう思う」、「どちらかというと思う」、「そう思わない」、「どちらともいえない」、「どちらかというと思う」、「そう思わない」の回答を「低い」に2分した。「どちらともいえない」は互酬性が高いとは言えないという判断のもと、「低い」群に含めた。

地区組織への参加：地区組織は老人会・婦人会などの地縁組織、スポーツの会、ボランティアや市民活動グループ、趣味・生涯学習の会、宗教団体、政治・業界団体の6種類の地域組織に加入しているかどうかを調査した。一つでも加入している者を「参加あり」、いずれの組織にも参加していない者を「参加なし」とした。

(2) ソーシャル・キャピタル以外の説明変数

高次活動能力：「老研式活動能力指標」³⁹⁾を用いて高次の生活上の活動能力を測定した。それぞれの質問項目について「できる」を1点、「できない」を0点とし、合計得点(13点満点)の点数が高いほど高齢者の生活機能が自立していることを表す。社会生活を営んでいる高齢者は、13点満点となるものが多く、本研究では、13点満点を活動能力が「高い」、12点以下を活動能力が「低い」とした。

慢性疾患の既往の有無：14種類の疾病(高血圧、脳卒中、心臓疾患、糖尿病、腎臓疾患、肝臓疾患、胃腸疾患、骨粗しょう症、関節炎・関節リウマチ、腰痛症・神経痛、呼吸器疾患、排泄障害、精神・神経疾患、悪性新生物、その他)の有無について多重回答を求め、既往がない、1つある、2つ以上あるに回答を3分した。

経済的暮らしむき：本研究では「所得」に代わる因子として経済的暮らしむきを尋ねる質問を用いた。経済的な暮らしむきに対して、「ゆとりがあり全く心配ない」、「あまりゆとりはないが、それほど心配なく暮らしている」、「ゆとりがなく、多少心配」、「家計が苦しく、非常に心配」の4段階の回答を得た。分析に際しては「ゆとりがあり全く心配ない」、「あまりゆとりはないが、それほど心配なく暮らしている」を「ゆとりがある」群に、「ゆとりがなく、多少心配」、「家計が苦しく、非常に心配」を「ゆとりがない」の2群に分けた。

教育年数：「教育期間」は「6年未満」～「13年以上」からの選択とし、「答えたくない」の回答も含めた。分析は9年以下を義務教育以下、10年以上を高等教育以上とし、2群に分けた。「答えたくない」と回答した者は男性0.9%、女性1.5%と少なかったため、分析対象から除いた。

い」と回答した者は男性0.9%、女性1.5%と少なかったため、分析対象から除いた。

その他の項目：その他の項目として年齢(65～69歳・70～74歳・75～79歳の3階級)、婚姻状況(伴侶と「同居」・「別居・離別・死別・未婚」の2群)、居住年数(10年未満・10年～30年未満・30年以上の3階級)を含めた。

3. 分析方法

男女間で関連要因に違いがあるかどうか検討するために、男女別にロジスティック回帰分析を行った。分析に際しては、目的変数「主観的健康感」については「良好」群を、「抑うつ」については「抑うつ症状なし」群をそれぞれ参照カテゴリーとした。

説明変数として年齢、教育期間、経済的ゆとり、疾患の数、高次活動能力、婚姻状況、在住期間、認知的SC、構造的SCを用いて分析し、オッズ比と95%信頼区間を算出し、結果を併記した。

分析を行うにあたり、説明変数間の相関係数を求め共線性を検討した。分析モデルにおいて、変数間のVIF(Variance Inflation Factor)は1.019～1.141であり、共線性の問題がないことを確認した。また、クロス集計における回答の比率の検定には χ^2 検定を用いた。統計処理にはSPSS for Windows ver.16.0を用い、有意水準は5%とした。分析では、変数により欠損値が異なるため、分析ごとに対象数が異なる。

III 研究結果

1. 対象の属性

回答者の基本属性については表1に示した。平均年齢は男性71.2歳(標準偏差SD:4.0)、女性70.9歳(SD:3.9)であり、統計学的に男女の平均年齢に差はなかった。老研式活動能力得点では女性の方が満点の者が多く、婚姻状況は、男性の90%、女性の67.5%が配偶者と同居していた。男性の就業率は38.3%、女性21.3%で、就業している男性が女性のおよそ1.8倍であった。

対象者の平均在住期間は男性32.2年(SD:16.6)、女性30.8年(SD:14.6)で、64.8%の住民が30年以上同地域に住んでいた。

主観的健康感は、「とてもよい(男性18.6%、女性13.0%)、まあよい(男性63.7%、女性65.5%)」を合わせ約8割(男性82.3%、女性78.5%)が自分の健康を「良好」と答えた。不良と答える者の割合は女性の方が有意に高かった(表2)。

抑うつの可能性があったのは男性14.9%、女性17.2%であった。

表1 分析対象者の属性 性別比較

	男性		女性		χ^2 検定
	(人)	(%)	(人)	(%)	
対象者数合計	887	49.9	889	50.1	
年齢構成					
65～69歳	376	42.4	400	45.0	n.s.
70～74歳	299	33.7	308	34.6	
75～79歳	212	23.9	220	24.7	
教育期間					
高等教育以上	715	80.6	638	71.8	$P < 0.001$
義務教育以下	172	19.4	251	28.2	
経済的ゆとり					
心配ない・それほど心配ない	676	76.2	690	77.6	n.s.
多少心配・とても心配	211	23.8	199	22.4	
慢性疾患の既往					
なし	187	21.1	193	21.7	n.s.
1つ	319	36.0	332	36.9	
2つ以上	381	42.9	364	41.4	
老研式活動能力得点					
13点満点	394	44.4	515	57.9	$P < 0.001$
12点以下	493	55.6	374	42.1	
配偶者との同居					
同居	798	90.0	600	67.5	$P < 0.001$
別居・離婚・未婚・死別	89	10.0	289	32.5	
収入がある仕事					
している	335	38.3	187	21.3	$P < 0.001$
していない	540	61.7	691	78.7	
在住期間					
10年未満	99	11.2	104	11.7	n.s.
10～30年未満	210	23.7	213	24.0	
30年以上	578	65.1	572	64.3	

n.s. : 有意差なし

 χ^2 検定は各項目の男女間の比較

2. ソーシャル・キャピタルの回答頻度

SCの回答頻度について表3に示した。認知的SCに関しては、信頼と互酬性の規範ともに男性と女性の回答割合に有意な差はなかった。構造的SCでは、男性に比べ女性の方が一つ以上の地区組織に参加している者の割合が高かった。

3. ソーシャル・キャピタルと健康の関係

1) 認知的SCと主観的健康感・抑うつとの関係

主観的健康感不良を従属変数とし、認知的SC要因それぞれに分析した結果を表4に示した。男性では「信頼できない」と主観的健康感不良の間に有意な関連がみられ、自分が住む地域の人々は信頼でき

表2 主観的健康感・抑うつ症状ありの回答頻度の性別比較

	男性		女性		χ^2 検定
	(人)	(%)	(人)	(%)	
主観的健康感					$P = 0.048$
良好	730	82.3	698	78.5	
不良	157	17.7	191	21.5	
抑うつ症状 GDS-15 (5/6 カットオフポイント)					n.s.
なし	729	85.1	712	82.8	
あり	128	14.9	148	17.2	

n.s. 有意差なし
 χ^2 検定は各項目の男女間の比較

表3 認知的・構造的ソーシャル・キャピタル指標回答頻度の性別比較

	男性		女性		χ^2 検定
	(人)	(%)	(人)	(%)	
認知的 SC					
この地域に住む人は					n.s.
信頼できる	546	62.3	572	65.8	
信頼できない	331	37.7	297	34.2	
「近所の誰かが助けを必要としたときに、近所の人たちは手をさしのべることをいとわない」					n.s.
そう思う	614	69.4	622	71.1	
そう思わない	266	30.6	247	28.9	
構造的 SC					
一つ以上の地区組織に					$P < 0.001$
参加している	469	53.6	545	62.0	
参加していない	416	46.4	343	38.0	

n.s. 有意差なし
 χ^2 検定は各項目の男女間の比較

ると答えた群を基準にすると「信頼できない」とする群のオッズ比は1.58 (95%CI ; 1.07-2.34, $P = 0.022$)であった。女性は信頼と主観的健康感との間に有意な関連が認められなかった。

互酬性に関しては、男性では互酬性が低いことと主観的健康感不良との間に統計学的に有意な関連は認められず (オッズ比1.41, 95%CI ; 0.95-2.11, $P = 0.092$)、女性で有意な関連がみられ、互酬性の規範が高い群を基準にすると「互酬性の規範が低い」群のオッズ比は1.63 (95%CI ; 1.10-2.41, $P = 0.014$)であった。以上のように主観的健康感と認知的SCとの関連は男女で違いがみられた。

次に抑うつを従属変数とした分析の結果を表5に示した。男女とも信頼できない、互酬性の規範が低いことと抑うつとの間には有意な関連があった。信

表4 認知的ソーシャル・キャピタル（信頼，互酬性）の主観的健康感不良に関するロジスティック回帰分析

説明変数	信 頼		互 酬 性	
	男性 (n=877)	女性 (n=869)	男性 (n=880)	女性 (n=869)
	オッズ比 (95%信頼区間)	オッズ比 (95%信頼区間)	オッズ比 (95%信頼区間)	オッズ比 (95%信頼区間)
信頼				
信頼できる	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
信頼できない	1.58(1.07-2.34)	1.13(0.77-1.68)	1.41(0.95-2.11)	1.63(1.10-2.41)
互酬性				
高い				
低い				
年齢階級				
65～69歳	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
70～74歳	1.02(0.64-1.62)	1.27(0.82-1.96)	0.95(0.60-1.51)	1.27(0.82-1.95)
75～79歳	1.42(0.88-2.31)	1.30(0.81-2.09)	1.35(0.84-2.18)	1.32(0.82-2.12)
教育期間				
高等教育以上	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
義務教育以下	1.15(0.71-1.84)	1.22(0.81-1.81)	1.25(0.77-2.03)	1.23(0.83-1.84)
経済的				
ゆとりあり	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
ゆとりがない	1.62(1.05-2.49)	2.08(1.37-3.15)	1.16(0.72-1.86)	2.01(1.33-3.04)
慢性疾患の既往				
なし	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
1つ	11.57(2.73-49.07)	4.23(1.84-9.70)	11.78(2.78-49.94)	4.08(1.77-9.38)
2つ以上	42.21(10.19-174.79)	11.18(4.99-25.04)	41.96(10.13-173.73)	11.24(5.01-25.21)
老研式活動能力得点				
13点満点	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
12点以下	2.41(1.56-3.73)	3.67(2.50-5.39)	2.43(1.57-3.76)	3.58(2.44-5.25)
婚姻状況				
同居	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
別居・離別・死別・未婚	1.71(0.94-3.11)	0.75(0.50-1.13)	1.74(0.96-3.15)	0.78(0.52-1.16)
在任期間				
30年以上	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
10年未満	1.08(0.58-2.02)	1.61(0.93-2.81)	1.18(0.64-2.19)	1.42(0.81-2.48)
10～30年未満	1.04(0.66-1.65)	1.14(0.55-1.34)	1.00(0.63-1.59)	0.78(0.50-1.22)
<モデルの適合度>				
Hosmer-Lameshowの検定	P=0.63	P=0.94	P=0.63	P=0.27

ref. は基準カテゴリ

n.s. : 有意差なし

表5 認知的ソーシャル・キャピタル（信頼、互酬性）の抑うつ状態ありに関するロジスティック回帰分析

説明変数	信 頼		互 酬 性	
	男性 (n = 847)	女性 (n = 844)	男性 (n = 850)	女性 (n = 844)
	オッズ比 (95%信頼区間)	オッズ比 (95%信頼区間)	オッズ比 (95%信頼区間)	オッズ比 (95%信頼区間)
信頼	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
できる	2.21(1.46-3.36)	1.97(1.30-2.98)	P=0.001	
できない				
互酬性				
高い				1.0(ref.)
低い			P=0.002	1.88(1.22-2.89)
年齢階級				
65~69歳	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
70~74歳	0.57(0.34-0.94)	1.50(0.94-2.41)	n.s.	1.45(0.91-2.31)
75~79歳	1.06(0.64-1.77)	1.11(0.65-1.89)	n.s.	1.09(0.64-1.86)
教育期間				
高等教育以上	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
義務教育以下	1.46(0.91-2.35)	0.97(0.63-1.50)	P=0.051	0.98(0.63-1.51)
経済的				
ゆとりあり	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
ゆとりがない	2.19(1.41-3.40)	3.09(2.00-4.75)	P<0.001	3.27(2.13-5.03)
慢性疾患の既往				
なし	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
1つ	2.73(1.34-5.53)	1.36(0.69-2.68)	n.s.	1.35(0.68-2.65)
2つ以上	3.41(1.71-6.79)	2.93(1.54-5.55)	P=0.001	2.90(1.53-5.51)
老研式活動能力得点				
13点満点	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
12点以下	2.94(1.79-4.81)	3.45(2.26-5.28)	P<0.001	3.49(2.28-5.33)
婚姻状況				
同居	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
別居・離別・死別・未婚	2.33(1.28-4.24)	0.93(0.60-1.43)	n.s.	0.97(0.63-1.49)
在任期間				
30年以上	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)	1.0(ref.)
10年未満	1.01(0.53-2.00)	1.66(0.93-2.95)	n.s.	1.60(0.89-2.86)
10~30年未満	1.80(1.13-2.89)	0.97(0.60-1.58)	n.s.	0.91(0.56-1.48)
<モデルの適合度>				
Hosmer-Lameshow の検定	P=0.78	P=0.43	P=0.85	P=0.74

ref. は基準カテゴリ
n.s. : 有意差なし

頼できる群を基準にすると「信頼できない」群のオッズ比は男性2.21 (95%CI; 1.46-3.36, $P < 0.001$), 女性1.97 (95%CI; 1.30-2.98, $P = 0.001$)であった。互酬性の規範に関しては、互酬性の規範が高い群を基準にすると「互酬性の規範が低い」群のオッズ比は男性1.95 (95%CI; 1.29-2.96, $P = 0.002$), 女性1.88 (95%CI; 1.22-2.89, $P = 0.003$)であった。

2) 構造的SCと主観的健康感・抑うつとの関係

「地区組織への参加」は女性の主観的健康感と関連し、男性では有意な関係がみられなかった。女性の地区組織に参加している群を基準にすると、主観的健康感不良に対する「地区組織に参加していない」群のオッズ比は1.68 (1.16-2.44, $P = 0.007$)であっ

た(表6)。

地区組織に参加していないことは女性の抑うつと関連があり、地区組織に1つ以上参加している群を基準にすると「地区組織に参加していない」群のオッズ比は2.24 (95%CI; 1.49-3.38, $P < 0.001$)であった。男性では「地区組織への参加」の項目は抑うつと関連しなかった(表7)。以上のように、構造的SCと主観的健康感・抑うつとの関連は男女で違いがみられた。

4. SC以外の説明変数との関係

主観的健康感・抑うつとSC指標以外の説明変数との関係をみると、男女とも「経済的ゆとりがない」、「慢性疾患の既往がある」、「老研式活動能力得点が満点でない」の項目が主観的健康感不良・抑うつ

表6 構造的ソーシャル・キャピタル(地区組織への参加)の主観的健康感不良に関するロジスティック回帰分析

説明変数	男性 (n=885)		女性 (n=888)	
	オッズ比(95%信頼区間)	P値	オッズ比(95%信頼区間)	P値
地区組織への参加				
参加している	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
参加していない	1.20(0.81-1.77)	n.s.	1.68(1.16-2.44)	$P = 0.007$
年齢階級				
65~69歳	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
70~74歳	0.98(0.62-1.56)	n.s.	1.27(0.82-1.95)	n.s.
75~79歳	1.35(0.83-2.17)	n.s.	1.23(0.77-1.97)	n.s.
教育期間				
高等教育以上	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
義務教育以下	1.17(0.73-1.87)	n.s.	1.08(0.77-1.72)	
経済的				
ゆとりあり	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
ゆとりがない	1.59(1.04-2.44)	$P = 0.034$	2.01(1.33-3.02)	$P = 0.001$
慢性疾患の既往				
なし	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
1つ	11.87(2.80-50.26)	$P = 0.001$	4.73(2.06-10.86)	$P < 0.001$
2つ以上	43.50(10.52-179.95)	$P < 0.001$	12.78(5.69-28.71)	$P < 0.001$
老研式活動能力得点				
13点満点	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
12点以下	2.48(1.60-3.85)	$P < 0.001$	3.25(2.22-4.78)	$P < 0.001$
婚姻状況				
同居	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
別居・離別・死別・未婚	1.74(0.96-3.14)	n.s.	0.74(0.49-1.10)	n.s.
在住期間				
30年以上	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
10年未満	1.16(0.63-2.16)	n.s.	1.54(0.89-2.66)	n.s.
10~30年未満	1.02(0.65-1.62)	n.s.	0.82(0.53-1.27)	n.s.
<モデルの適合度>				
Hosmer-Lameshowの検定		$P = 0.99$		$P = 0.86$

ref. は基準カテゴリ

n.s.: 有意差なし

つの可能性ありと関連する要因であった。教育歴については有意な関連がみられず、教育が健康と関連するという結果は得られなかった。男性においては、婚姻状況と抑うつとの間に関連があり、配偶者との「同居」を基準にすると「別居・離別・死別・未婚」の層のオッズ比が有意に高く、配偶者と同居している者よりおよそ2倍、抑うつ症状を呈しやすい可能性があることが示された(表5, 表7)。

Ⅳ 考 察

個人レベルの認知的SCと構造的SCが高齢者の主観的健康感・抑うつと関連するか、男性と女性ではその関連に違いがあるかについて分析を試みた。その結果、認知的SCに関しては男女とも一貫して

精神的健康と有意な関連がみられたが、主観的健康感との間の関連には男女で違いがあることが示唆された。信頼のレベルが低いことは男性のみの主観的健康感不良と関連がみられ、互酬性が低いことは女性のみの主観的健康感不良と関連が認められた。構造的SCの要因である地区組織に参加しないことは女性の主観的健康感不良、抑うつと有意な関連があったが、男性では有意な関連が認められなかった。

以上のことから男女一貫した認知的SCと精神的健康との関連、女性の構造的SCと主観的健康感・精神的健康との関連が示され、SCと健康の関連は男女で異なる可能性が示唆されたと言える。人口の高齢化や核家族化の進行による家族機能の低下が指摘される中で、人と人とのつながりから生じる住民

表7 構造的ソーシャル・キャピタル(地区組織への参加)の抑うつ状態ありに関するロジスティック回帰分析

説明変数	男性 (n=855)		女性 (n=859)	
	オッズ比(95%信頼区間)		オッズ比(95%信頼区間)	
地区組織への参加				
している	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
していない	1.32(0.87-2.02)	n.s.	2.24(1.49-3.38)	P<0.001
年齢階級				
65~69歳	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
70~74歳	0.54(0.33-0.89)	P=0.015	1.51(0.95-2.41)	n.s.
75~79歳	1.00(0.60-1.66)	n.s.	1.00(0.58-1.73)	n.s.
教育期間				
高等教育以上	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
義務教育以下	1.50(0.94-2.41)	n.s.	1.03(0.61-1.75)	n.s.
経済的				
ゆとりあり	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
ゆとりがない	2.33(1.51-3.59)	P<0.001	3.34(2.17-5.13)	P<0.001
慢性疾患の既往				
なし	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
1つ	2.80(1.39-5.66)	P=0.004	1.62(0.82-3.19)	n.s.
2つ以上	3.72(1.88-7.38)	P<0.001	3.39(1.78-6.47)	P<0.001
老研式活動能力得点				
13点満点	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
12点以下	3.08(1.88-5.04)	P<0.001	3.19(2.08-4.89)	P<0.001
婚姻状況				
同居	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
別居・離別・死別・未婚	2.32(1.29-4.16)	P=0.005	0.94(0.61-1.44)	n.s.
在住期間				
30年以上	1.0(ref.)		1.0(ref.)	
10年未満	1.15(0.60-2.20)	n.s.	1.73(0.97-3.08)	n.s.
10~30年未満	1.75(1.10-2.80)	P=0.018	0.94(0.58-1.53)	n.s.
<モデルの適合度>				
Hosmer-Lemeshowの検定	P=0.79		P=0.5	

ref. は基準カテゴリ

n.s. : 有意差なし

同士の信頼と自発的な協力関係が、高齢者の健康課題の解決に活用できる可能性が期待できる。また、一つの市という狭い範囲内でも、男性と女性では健康に関連するSC要因に違いがある可能性が示されたという点で本研究は意義があり、SC醸成の男女別の効果的なアプローチの開発や健康づくりの政策面でSC活用を考えるうえで示唆を提供できると思われる。

一方、これらの知見には研究方法の限界が影響していることが考えられる。男女別に分析してSCの各要因と健康状態の関連を男女間で比較した本研究では、それぞれの性の関連の特徴を示すことができたが性差に関する検討が不十分である。SCと健康の関連における性差を検討するためには、性別とSCの交互作用項を含めた分析が必要となるが、本研究では対応できていない。同様の研究が行われたときに、男女の有意な関連が消失したり、男女別の信頼区間を比較して重なりが多くあるところでは結果が逆転することも考えられ、有意差のみに着目してSCの効果が性別によって変わると結果を解釈することには十分な注意を払う必要がある。

また、本研究は横断的研究を行ったものであることから、SCが高齢者の健康にとって望ましい因果的効果をもつかどうかは今回の断面的調査から判断することはできない。健康レベルが高く他者からの支援を必要としない場合は互酬性の規範が低くなる可能性や、疾患や抑うつがあることが地域活動への参加を妨げるなど、逆因果が結果に反映されている可能性が考えられる。また、健康状態の悪い者は最初からアンケートに回答しないことも十分予測される。

さらに本研究は自記式質問紙を用いた調査を行っていることから、独立変数と従属変数を同じ回答者から同様の手法で収集することにより、変数間の因果関係が偏った結果に陥るというコモモンメソッドバイアスが生じている可能性がある。自分の健康をネガティブにとらえる傾向にある者が信頼や互酬性の規範を低く見積もったり、反対にポジティブな者がSCを高く見積もるといった心理学主義的錯誤が起り、SCと健康の関連を表す指標が関連を強める方向に偏りが生じている可能性が考えられる。他人への信頼や助け合いの精神といった社会的望ましさなどの要素が含まれる質問に対して無意識のうちに回答を望ましい方向に答えている可能性も考えられる。また、社会との交流に積極的か消極的かという性格的特性や子ども時代の環境、遺伝的要因などの測定不可能な先行要因はSCと健康の関係の交絡要因となる可能性がある。これらの個人的特徴を研究

の中でコントロールすることには限界があるが、Fujiwaraら⁴⁰⁾はふたごを対象にSCと健康との関係を調査し、ふたごが共有する遺伝的要因や子ども時代の家族環境などの影響を取り除いても、信頼、所属の意識、地域への参加などのSCは健康によい影響を及ぼしていることを明らかにした。Fujiwaraらの研究は、測定不能な遺伝情報や幼少時の環境などの先行要因はSCと健康との関係を説明する交絡要因にならないことを示したものであり、本研究においてもこれらのバイアスの影響をある程度取り除いて考えて、SCと健康との間に関連があるという結果が得られたと判断することが可能であると考ええる。

加えて、一つの市を対象とした調査であるため、調査対象地域の特徴が反映された結果である可能性が挙げられる。対象地域住民のうち約6割が30年以上同地域に住んでいたことから、市全体でみると人口流動が穏やかな地域であることがSCの形成に影響している可能性が考えられる。交通・医療施設へのアクセス・地区組織の数・福祉サービスの充実度などの特徴もSCの形成や健康に影響していることが考えられるなど、結果の一般化可能性については検討が必要である。

いくつかの方法論的な限界があるが、本研究は一つの市を分析単位にしたことにより同質性を維持することができた。さらに、対象者を在宅で生活する介護保険を利用していない高齢者に限定したことにより、回答者の身体的、精神的健康の差をある程度取り除くことができた。また、先行研究で用いられた交絡因子に加えて、高齢者の身体的、精神的健康に大きく影響すると考えられる「慢性疾患の既往の有無」、「高次活動能力」を分析に投入して個人の属性を調整したことにより、内的妥当性を高めることができたと考ええる。

1. 男女別にみた認知的SCと健康指標との関連

一般的に、信頼や互酬性は社会的ネットワークを促進し、社会的不安を減少し、人々との結束を強める関係強化の側面を持つと考えられ、健康に対しても同じ効果があると予測される。しかし、本研究では男性の信頼と主観的健康感の間に有意な関連が認められたが女性では有意な関連が認められなかった。

横断研究により信頼と主観的健康感との関連を男女別に検討した5本の先行研究をみると、3論文^{41~43)}で男女とも信頼できないことと主観的健康感不良との間に関連があり、1論文で男性の関連が認められず⁴⁴⁾、1論文⁴⁵⁾で女性の関連が認められていない。

男性で関連が認められなかった理由について、

Ginn⁴⁴⁾は婚姻状況、教育や収入などの社会経済的地位の要因を分析に含めると有意な関連がなくなったとし、SCの主観的健康感に対する説明力は社会経済的要因より弱いと述べている。本研究では社会経済的状态の要因を調整した後も男性の関連は残った。本研究は65歳以上の高齢者が対象であるが、先行研究の対象年齢は10代から80代と幅広い。Hyypäら⁴⁶⁾は30～65歳の女性では信頼と全死因死亡率・循環器疾患死亡率との間に関連がみられ、65歳以上の男性で信頼と全死因死亡率の間に関連がみられたが、他の年代では関連がみられなかったことを示し、信頼と健康指標の関連には年齢が関係すると指摘している。先行研究との結果の違いが生じた理由の一つは対象年齢の違いが影響している可能性も考えられ、性別に加えて年齢を考慮した分析を行うことが必要だと思われる。

女性の信頼と主観的健康感の間に有意な関連が認められなかったことについて、本研究で扱った一般的信頼は、地域をある程度限定してはいるが、相手が信頼できるかどうか見分ける根拠も情報もないけれど、とりあえず他人は信頼できるものと考えられていることである。子育ての多くの責任を負う女性は子守、育児情報の交換、学校行事などの交流を行う中で母親同士の相互依存的な近隣のネットワークに強くつながっている。また、家事や家族の介護を担う上では、生活に密着した情報や具体的支援を近隣の人々とのネットワークから得ることが重要になる。女性のネットワークの特徴としてLowenthal⁴⁷⁾は女性では最も信頼がおける人として子どもや親せき、友人を挙げた者は男性の約2倍いたと報告している。女性は病気になって支援が必要な時に親類や友人を頼ること²²⁾、支援が必要な場合、男性はすべての支援を配偶者に集めるのに対し、女性は自分のネットワークを動員すること⁴⁸⁾などが報告されており、女性にとっては顔が見える身近な人々との相互関係が重要であり、相手の顔も行動も知らない他者に対する一般的信頼と主観的健康感との関連は弱くなる可能性が考えられる。

互酬性に関しては、SCを構成する要素であるとされているが健康との関連を個人レベルで測定した先行研究は少ない。男女別に分析した論文は1論文⁴⁵⁾のみで、互酬性が低いことが女性の自覚症状の増加と関連したが男性では関連が認められなかったとしている。

本研究では男性の互酬性が低いことと主観的健康感不良の間の関連は、有意水準0.05は満たさなかったもののオッズ比1.41 (95%CI ; 0.95–2.11, $P=0.092$) が示されたことから、対象者の数が増える

ことにより有意な関連が認められる可能性がある。本研究で有意な結果が得られなかった理由として、対象男性の配偶者との同居率の高さが関連していることが考えられる。男性の90%が配偶者と同居しており、65歳以上の高齢男性の有配偶率80.6% (2010年高齢社会白書⁴⁹⁾)と比較すると高い数字であった。Okamotoら⁵⁰⁾は、65歳以上の男性では配偶者や子、親戚、友人からのサポートと主観的健康感の間に正の関連があったことを報告している。高齢男性の場合、配偶者を信頼のおける重要な人(confidant)とした者が最も多いという報告⁴⁷⁾や、男性は必要なすべての支援を配偶者に集めるという報告⁴⁸⁾から考えると、配偶者の存在が地域の人々との互酬性と主観的健康感との関連に影響を与えた可能性も考えられる。高齢男性の互酬性と主観的健康感の関係については継続した調査を行って検討していくことが必要であると考えられる。

2. 男女別にみた構造的SCと健康指標との関連

地区組織への不参加は女性の主観的健康度が低いこと・抑うつと関連が認められたが、男性では関連が認められなかった。

地区組織への参加と健康の関連について男女別に報告している先行研究10論文について、抑うつとの関連に関しては7論文のうち4論文^{41,51~53)}が男女とも活動への参加が抑うつ状態の低さと関連を認め、男性⁴⁴⁾1論文、女性2論文^{45,54)}で関連がなかったとしている。主観的健康感に関しては、男女とも組織活動への参加が良好な主観的健康感に関連があったとするものが2論文^{41,51)}、男性で関連を認めなかったもの2論文^{44,45)}、女性で関連を認めなかったものが4論文^{43,44,54,55)}である。以上のように先行研究による知見では、女性は主観的健康感と関連しないとする結果が多い。その理由について、経済的要因の影響(Carlson³⁸⁾)、ロシアにおける性役割、社会化のパターン、価値観の違いが影響している(Ferlander⁵⁵⁾)、などの説明がされている。国によって経済の発展状況、風習、性別役割意識等は大きく異なり、これらの背景がSCと健康との関連に影響していることが考えられ、研究結果の比較の際はこれらの要因を考慮しながら検討することが必要であると思われる。

男性の参加が主観的健康感・抑うつと関連が認められなかったことに関しては、本調査対象は、男性のほうが女性より地区組織に参加してない者の割合が高いという特徴があった。これには就業率の差が影響している可能性がある。本調査では、就業している男性が女性のおよそ1.8倍と男性の就業率が高かった。高齢者について、就業者は非就業者と比較

すると健康レベルが高い者が多いとする報告があり⁵⁶⁾、就業していることで地域の組織活動に参加する時間がなく、活動に不参加という結果になる。つまり、健康であることが不参加に繋がるという解釈もできる。また高齢社会白書⁴⁹⁾によると2007年度の60歳から64歳の女性の就業率は43.5%であるが男性の就業率は73.1%と女性より高い。男性のほうが退職後に職場関連のつながりを持つ機会が多いと考えられ、元気な男性は地域の組織活動以外の場所で有効なネットワークを築いている可能性が考えられる。本研究において女性で参加と健康指標との間に有意な関連が認められたことに関しては、地区組織に参加しないことが不健康をもたらすという因果関係とは逆で、健康状態が悪い結果として、また抑うつ状態があることによって地区組織への不参加に繋がった可能性も考えられる。

社会的ネットワークに関する先行研究を分析した Belle⁴⁸⁾は、男性の参加の特徴としてスポーツやレクリエーションなど一緒に活動するものを好み、グループ内で親密な関係を作ることは少なく、女性に比べると効果的なサポートを提供したりされたりすることが少ないと報告しており、男性と女性では組織内でのメンバーとの関係性の持ち方が異なるとしている。男性と女性では地区組織に参加する目的や組織内のつながりから得られる支援の量や機能が異なると考えられ、これらの関係も含めて地区組織への参加と健康との関連の違いについてさらに検討していくことが必要である。

海外の研究では地区組織の参加が男性の健康に好影響を与える可能性を報告している。国内の先行研究においても、高齢者の活動への参加が主観的健康感の向上や^{57,58)}抑うつ傾向抑制⁵²⁾に関連したという結果が示されており、本研究の結果をもって地区組織の参加が男性の健康に影響がないという結論を導くのは適切ではないと言えよう。この関係は縦断的な調査を今後行っていくことによって、より妥当性がある結果が得られると思われる。

本研究では組織への参加の有無と健康との関連について検討したもので、参加する組織の数や参加頻度については検討していない。国内の研究では、男性の参加数や参加頻度が高い者の生命予後が良好であった⁵⁹⁾という報告や高頻度の参加が精神的健康度の低下を抑制するといった報告⁶⁰⁾があり、ネットワークの数や頻度も含めて健康との関連を検討していくことが必要である。

3. 今後の課題

本研究の課題について以下の点があげられる。第1に SC と健康には相互の因果関係があると考えら

れることから、今後は縦断的調査を実施することによって SC が人々の健康にとって望ましい効果をもつかどうかを明らかにすることが課題である。第2に本研究は地域に住む個人が有する SC が健康に関連するかどうかを明らかにしようとしたもので、集団レベルの検討を行っていない。近年の SC 研究では、健康に影響する要因には個人の要因と社会的要因が存在することから、社会的要因は階層構造を考えた一つ上の集団レベルのデータとして個人レベルのデータと同時に分析し、両方で説明するマルチレベルモデルを用いた分析が多くとりいれられている。今後は地区の特徴を含めた学区を単位とした集団レベルの解析を行うことが課題である。

V 結 語

地域の人々に対する信頼、困った時に助け合う互酬性の規範、ネットワークといった SC と健康との関連は男女で異なるかを検討した結果、男性では「信頼できない」が主観的健康感不良と関連し、「互酬性の規範が低い」が抑うつと関連した。女性では「信頼できない」が抑うつと関連し、「互酬性の規範が低い」、「地区組織への不参加」が主観的健康感不良と抑うつの両健康指標と関連した。

以上のように男女とも関連する SC が低いことが主観的健康感不良・抑うつを促進する方向に働くことが示唆され、主観的健康感・抑うつと関連する SC の要因には男女で違いがみられた。多くの先行研究で SC が健康に好影響を与える可能性があるという見解が示されているが、男性と女性を分けて SC と健康との関連を明らかにした研究は少なく、非常に多様な結果が示されている現状がある。近年、SC が豊かな地域が形成される要因や SC が豊かな地域を作るための具体的な方法についての提言が行われており^{61,62)}、SC を醸成していく方法に関する研究がさらに重要になっていくと思われる。SC と健康との関連を性別の視点を含めて分析する研究結果が明らかになることにより、SC 醸成の男女別の効果的なアプローチの開発や健康づくりに SC を活用していく方法を考えるうえでの示唆を提供することが可能になると思われる。

本稿をまとめるにあたり、ご指導ご校閲を頂きました杏林大学大学院保健学研究科照屋浩司教授に深謝申し上げます。また本調査にご協力いただきました皆様に厚く御礼申し上げます。

(受付 2012. 5.18)
採用 2013.11.18)

文 献

- 1) Putnum RD, Leonardi R, Nanetti RY. Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1993; 163-185.
- 2) 坂本治也. ソーシャル・キャピタルと活動する市民: 新時代日本の市民政治. 東京: 有斐閣, 2010; 57-83.
- 3) Bourdieu P. The forms of capital. In: Richardson JG, editor. Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education. Westport, CT: Greenwood Press, 1986; 241-258.
- 4) Baker WE. ソーシャル・キャピタル: 人と組織の間にある「見えざる資産」を活用する [Achieving Success Through Social Capital: Tapping Hidden Resources in Your Personal and Business Networks] (中島 豊, 訳). 東京: ダイヤモンド社, 2001; 3-42.
- 5) Coleman JS. Social capital in the creation of human capital. *AJS* 1988; 94(Suppl): S95-S120.
- 6) Nieminen T, Martelin T, Koskinen S, et al. Social capital as a determinant of self-rated health and psychological well-being. *Int J Public Health* 2010; 55(6): 531-542.
- 7) Phongsavan P, Chey T, Bauman A, et al. Social capital, socio-economic status and psychological distress among Australian adults. *Soc Sci Med* 2006; 63(10): 2546-2561.
- 8) 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.
- 9) Rose R. How much does social capital add to individual health? A survey study of Russians. *Soc Sci Med* 2000; 51(9): 1421-1435.
- 10) Berry HL, Welsh JA. Social capital and health in Australia: An overview from the household, income and labour dynamics in Australia survey. *Soc Sci Med* 2010; 70(4): 588-596.
- 11) Pollack CE, von dem Knesebeck O. Social capital and health among the aged: comparisons between the United States and Germany. *Health Place* 2004; 10(4): 383-391.
- 12) Forsman AK, Nyqvist F, Wahlbeck K. Cognitive components of social capital and mental health status among older adults: a population-based cross-sectional study. *Scand J Public Health* 2011; 39(7): 757-765.
- 13) 市田行信, 吉川郷主, 松田亮三, 他. 日本の高齢者: 介護予防に向けた社会疫学の大規模調査 ソーシャル・キャピタルと健康. *公衆衛生* 2005; 69(11): 914-919.
- 14) Ziersch AM, Baum FE, Macdougall C, et al. Neighbourhood life and social capital: the implications for health. *Soc Sci Med* 2005; 60(1): 71-86.
- 15) 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): 2799-2818.
- 16) Veenstra G. Social capital, SES and health: an individual-level analysis. *Soc Sci Med* 2000; 50(5): 619-629.
- 17) Hyypä MT, Mäki J, Impivaara O, et al. Individual-level measures of social capital as predictors of all-cause and cardiovascular mortality: a population-based prospective study of men and women in Finland. *Eur J Epidemiol* 2007; 22(9): 589-597.
- 18) Skrabski A, Kopp M, Kawachi I. Social capital in a changing society: cross sectional associations with middle aged female and male mortality rates. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57(2): 114-119.
- 19) Whitley R. ソーシャル・キャピタルと公衆衛生 [Social capital and public health: qualitative and ethnographic approaches]. In: Kawachi I, Subramanian SV, Kim D, editors. ソーシャル・キャピタルと健康 [Social Capital and Health] (藤澤由和, 高尾総司, 濱野強, 監訳). 東京: 日本評論社, 2008; 151-178.
- 20) Gidengil E, O'Neill B. Removing rose colored glasses: examining theories of social capital through a gendered lens. In: O'Neill B, Gidengil E, editors. *Gender and Social Capital*. New York: Routledge, 2006; 1-14.
- 21) Lowndes V. Women and social capital: a comment on Hall's 'Social capital in Britain'. *Br J Polit Sci* 2000; 30: 533-540.
- 22) Lowndes V. It's not what you've got, but what you do with it: women, social capital, and political participation. In: O'Neill B, Gidengil E, editors. *Gender and Social Capital*. New York: Routledge, 2006; 213-240.
- 23) Molyneux M. Gender and the silences of social capital: lessons from Latin America. *Dev Change* 2002; 33(2): 167-188.
- 24) Antonucci TC, Akiyama H. An examination of sex differences in social support among older men and women. *Sex Roles* 1987; 17(11/12): 737-749.
- 25) Boneham MA, Sixsmith JA. The voices of older women in a disadvantaged community: issues of health and social capital. *Soc Sci Med* 2006; 62(2): 269-279.
- 26) 杉澤秀博, 杉澤あつ子. 健康度自己評価に関する研究の展開: 米国での研究を中心に. *日本公衆衛生雑誌* 1995; 42(6): 366-378.
- 27) 星 旦二. 健康指標とQOL. 日本保健医療行動科学会, 編. *日本保健医療行動科学会年報 Vol. 3. クオリティ・オブ・ライフと保健医療*. 東京: メヂカルフレンド社, 1988; 59-68.
- 28) Yesavage JA, Brink TL, Rose TL, et al. Development and validation of a geriatric depression screening scale: a preliminary report. *J Psychiatr Res* 1982-1983; 17(1): 37-49.
- 29) 高橋龍太郎. うつ病のスクリーニング. 小澤利夫, 江藤文夫, 高橋龍太郎, 編. *高齢者の生活機能評価ガイド*. 東京: 医歯薬出版, 1999; 43-50.
- 30) Sheikh JI, Yesavage JA. Geriatric Depression Scale

- (GDS): recent evidence and development of a shorter version. *Clin Gerontol* 1986; 5(1-2): 165-173.
- 31) 矢富直美. 日本における老人用うつスケール (GDS) 短縮版の因子構造と項目特性の検討. *老年社会科学* 1994; 16(1), 29-36.
- 32) Schreiner AS, Hayakawa H, Morimoto T, et al. Screening for late life depression: cut-off scores for the Geriatric Depression Scale and the Cornell Scale for Depression in Dementia among Japanese subjects. *Int J Geriatr Psychiatry* 2003; 18(6): 498-505.
- 33) Friedman B, Heisel MJ, Delavan RL. Psychometric properties of the 15-item geriatric depression scale in functionally impaired, cognitively intact, community-dwelling elderly primary care patients. *J Am Geriatr Soc* 2005; 53(9): 1570-1576.
- 34) 内閣府国民生活局, 編. ソーシャル・キャピタル: 豊かな人間関係と市民活動の好循環を求めて. 東京: 国立印刷局, 2003.
- 35) 内閣府経済社会総合研究所, 編. コミュニティ機能再生とソーシャル・キャピタルに関する研究調査報告書. 2005. <http://www.esri.go.jp/jp/prj/hou/hou015/hou015.html> (2013年12月25日アクセス可能)
- 36) Uphoff N. Understanding social capital: learning from the analysis and experience of participation. In: Dasgupta P, Serageldin I, editors. *Social Capital: A Multifaceted Perspective*. Washington, DC: The World Bank, 1999; 215-249. <http://documents.worldbank.org/curated/en/1999/09/439794/social-capital-multifaceted-perspective> (2013年12月25日アクセス可能)
- 37) Harpham T, Grant E, Thomas E. Measuring social capital within health surveys: key issues. *Health Policy Plan* 2002; 17(1): 106-111.
- 38) Subramanian SV, Kim DJ, Kawachi I. Social trust and self-rated health in US communities: a multilevel analysis. *J Urban Health* 2002; 79(4 Suppl 1): S21-S34.
- 39) 小谷野亘, 柴田 博, 中里克治, 他. 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* 1987; 34(3): 109-114.
- 40) Fujiwara T, Kawachi I. Social capital and health. A study of adult twins in the U.S. *Am J Prev Med* 2008; 35(2): 139-144.
- 41) Lindström M. Social capital, the miniaturisation of community and self-reported global and psychological health. *Soc Sci Med* 2004; 59(3): 595-607.
- 42) Mohseni M, Lindström M. Social capital, political trust and self-rated health: a population-based study in southern Sweden. *Scand J Public Health* 2008; 36(1): 28-34.
- 43) Carlson P. The European health divide: a matter of financial or social capital? *Soc Sci Med* 2004; 59(9): 1985-1992.
- 44) Ginn J, Arber S. Gender and the relationship between social capital and health. In: Morgan A, Swann C, editors. *Social Capital for Health: Issues of Definition, Measurement and Links to Health*. London: Health Development Agency, 2004; 133-156. http://www.nice.org.uk/niceMedia/documents/socialcapital_issues.pdf (2013年12月25日アクセス可能)
- 45) Tsunoda H, Yoshino R, Yokoyama K. Components of social capital and socio-psychological factors that worsen the perceived health of Japanese males and females. *Tohoku J Exp Med* 2008; 216(2): 173-185.
- 46) Hyypä MT, Mäki J, Impivaara O, et al. Individual-level measures of social capital as predictors of all-cause and cardiovascular mortality: a population-based prospective study of men and women in Finland. *Eur J Epidemiol* 2007; 22(9): 589-597.
- 47) Lowenthal MF, Haven C. Interaction and adaptation: intimacy as a critical variable. *Am Sociol Rev* 1968; 33(1): 20-30.
- 48) Belle D. Gender differences in the social moderators of stress. In: Barnett RC, Biener L, Baruch GK, editors. *Gender and Stress*. New York: Free Press, 1987; 257-277.
- 49) 内閣府, 編. 平成22年版高齢社会白書. 大分: 佐伯印刷, 2010.
- 50) Okamoto K, Tanaka Y. Gender differences in the relationship between social support and subjective health among elderly persons in Japan. *Prev Med* 2004; 38(3): 318-322.
- 51) 近藤克則, 編. 検証「健康格差社会」: 介護予防に向けた社会疫学の大規模調査. 東京: 医学書院, 2007; 83-90.
- 52) 青木邦男. 高齢者の抑うつ状態と関連要因. *老年精神医学雑誌* 1997; 8(4): 401-410.
- 53) Ellaway A, Macintyre S. Is social participation associated with cardiovascular disease risk factors? *Soc Sci Med* 2007; 64(7): 1384-1391.
- 54) Gautam R, Saito T, Kai I. Leisure and religious activity participation and mental health: gender analysis of older adults in Nepal. *BMC Public Health* 2007; 7: 299.
- 55) Ferlander S, Mäkinen IH. Social capital, gender and self-rated health. Evidence from the Moscow Health Survey 2004. *Soc Sci Med* 2009; 69(9): 1323-1332.
- 56) 遠藤秀紀, 近藤克則, 末盛 慶, 他. 日本の高齢者: 介護予防に向けた社会疫学の大規模調査 高齢者の就業状態と経済的不安: 主観的健康感・抑うつとの関連. *公衆衛生* 2005; 69(9), 747-750.
- 57) 中村好一, 金子 勇, 河村優子, 他. 在宅高齢者の主観的健康感と関連する因子. *日本公衆衛生雑誌* 2002; 49(5): 409-416.
- 58) 早坂信哉, 多治見守泰, 大木いずみ, 他. 在宅要援護高齢者の主観的健康感に影響を及ぼす因子. *厚生の指標* 2002; 49(15): 22-27.
- 59) 杉澤秀博. 高齢者における社会的統合と生命予後との関係. *日本公衆衛生雑誌* 1994; 41(2): 131-139.
- 60) 本田春彦, 植木章三, 岡田 徹, 他. 地域在宅高齢者における自主活動への参加状況と心理社会的健康および生活機能との関係. *日本公衆衛生雑誌* 2010; 57(11): 968-976.

- 61) 山内直人. コミュニティと関係性の再構築 コミュニティ活性化とソーシャル・キャピタル. 公衆衛生 2006; 70(1): 6-9.
- 62) 今村春彦, 園田紫乃, 金子郁容. コミュニティのちから: “遠慮がちな”ソーシャル・キャピタルの発見. 東京: 慶應義塾大学出版会, 2010.

Associations between individual-level social capital and self-rated health or depression among elderly men and women

Hiromi Ota*

Key words : social capital, self-rated health, depression, elderly people in communities, gender

Objectives Recent studies have investigated the relationship between social capital and health, although relatively few studies have evaluated the role of gender in this relationship. This study's aim was to investigate whether individual-level social capital in communities is associated with the self-reported health (self-rated health and depression) of urban elderly women and men living at home, even after adjusting for some confounding factors, and whether there is a gender difference in the association between social capital and health.

Methods A self-administered questionnaire was mailed to 2,400 people aged between 65 and 79 who were not receiving long-term care insurance services in City A (Tokyo). Indicators of social capital, as represented by cognitive social capital (trust in neighbors and reciprocity) and structural social capital (group membership in local associations), were tested with two self-reported health indicators: perceived health and depression. The associations between social capital and perceptions of health were analyzed for men and women respectively using multivariate logistic regression analysis with adjustments made for age, economic status, educational status, presence of chronic disorders, functional capability levels, marital status, and duration of residence.

Results The number of valid responses was 1,776 (men: $n = 887$, 71.2 ± 4.0 years; women: $n = 889$, 70.9 ± 3.9 years; mean \pm SD) with a response rate of 74.5%. Lower levels of cognitive social capital (civic mistrust) were associated with an odds ratio for poorer self-rated health of 1.58 (95% CI [1.07-2.34], $P = .022$) at the individual level in men. In women, lack of reciprocity (OR = 1.63, 95% CI [1.10-2.41], $P = .014$) was associated with poorer self-rated health. Civic mistrust and lack of reciprocity were associated with depression in men and women. Lack of group membership in local associations was associated with self-rated health (OR = 1.68, 95% CI [1.16-2.44], $P = .007$) and depression (OR = 2.24, 95% CI [1.49-3.38], $P < .001$) in women.

Conclusion Civic mistrust was associated with poorer self-rated health and a lack of reciprocity was associated with depression in men. In women, lack of reciprocity was associated with poorer self-rated health and depression, and lack of group membership in local associations was associated with self-rated health and depression. These results lead to the conclusion that there were noticeable gender differences in the relationship between the social capital and self-rated health of the elderly. A longitudinal study should be conducted to clarify the causal relationship between social capital and perceived health.

* Department of Graduate School of Health Sciences, Kyorin University, Tokyo, Japan
Public health Nursing, Department of Nursing, Faculty of Health Sciences, Kyorin University