

# 個票によるソーシャルキャピタルの測定における 地域の文脈の把握に関する検証

—知多半島の199集落に居住する高齢者10,448人のデータから—

A study on extracting regional contexts in measuring social capital with individual questionnaires  
—Using data of 10,448 aged people living in 199 rural settlements in Chita peninsula—

市田 行信\* 吉川 郷主\*\* 埴淵 知哉\*\*\* 平井 寛\*\*\*\* 近藤 克則\*\*\*\* 小林 慎太郎\*\*  
Yukinobu Ichida\*, Yoshikawa Goshu\*\*, Hanibuchi Tomoya\*\*\*, Hiroshi Hirai\*\*\*\*, Katsunori Kondo\*\*\*\*,  
and Shintaro Kobayashi\*\*

(\*三菱UFJリサーチ&コンサルティング \*\*京都大学大学院地球環境学堂  
\*\*\*大阪商業大学 \*\*\*\*日本福祉大学)

(\*Mitsubishi UFJ Research and Consulting, \*\*Graduate School of Global Environmental Studies, Kyoto University,  
\*\*\*Osaka University of Commerce, and \*\*\*\*Nihon Fukushi University)

## I. はじめに

### 1. 背景と目的

ソーシャルキャピタル(以下、SC)の定義は、論者により違いがあるが、アメリカの政治学者パットナムによれば「協調的な諸活動を活発にする事によって社会の効率性を改善できる、信頼、規範、ネットワークといった、社会組織の特徴」<sup>1)</sup>と定義されている。近年、人々の間このような関係が公共政策学・開発学・政治学・社会学・公衆衛生学等の多くの分野で注目されている。これまで、SCが、灌漑施設や共有地の管理<sup>2)</sup>・治安<sup>3)</sup>・地域住民の健康<sup>4)</sup>・家計所得<sup>5)</sup>などのパフォーマンスに好ましい影響を与えることが実証研究で示されてきている。

パットナムは、イタリアの州制度パフォーマンスとSCの関係性を分析した著書<sup>1)</sup>の中で、SCを州の変数として測定し、ダグラス・ノースの経路依存性概念に依拠しながら、中世からの歴史的経路の違いがSCの多寡が生じた原因であると指摘しており、SCは地域の文脈(=context)を反映するものとして捉えられている。パットナムの研究は、州制度パフォーマンスの高低を地域の文脈により説明(=contextual explanation)を与えたものといえる。

しかし、多くの実証研究において、SCは個人へのアンケートの回答内容を地域ごとに平均値や割合として集計することで行われることが多いが<sup>6)</sup>、SCがそういった地域の文脈といった部分を反映しているか否かは必ずしも自明ではない。現に、Portesら(1996)<sup>7)</sup>のように、「集団のSCは個人的なSCの単なる総計ではあり得ず集計によるSC推定値は、集団の(空間的な)SCを正しく測定で

きていない」という主張も存在する。

一方、個人アンケートに対する回答内容が回答者の所得などのSCとは無関係な回答者の属性と相関があること及びそれによりSCが地域の文脈を反映せず回答者の個人的属性だけを反映している可能性があることが指摘されている<sup>8,9)</sup>。例えば、市田ら(2005)<sup>10)</sup>は個人アンケートに基づき校区単位でSCを測定し、健康指標を被説明変数としたモデルを用いて高齢者の健康にSCが好影響を及ぼすこと示しているが、もしSCとして集計されたものが、住民の構成(たとえば、高所得の住民の割合が多いなど)だけを表しているのであれば、地域住民一人ひとりの健康を住民の構成だけで説明(=compositional explanation)できることになり、分析は個人の属性と個人の健康の関係を見る手法がより有効になる。また、平均所得といった従来の分析枠組みで用いられてきた変数だけで説明が可能であれば、新たにSCという概念を導入する意義は薄れる。

本論文は、このような問いに答えるために、SC測定用のアンケートへの回答が、回答者個人の属性(年齢・性別・所得・学歴・婚姻状態)による影響を除いても、回答者が住む地域による差が残るかを見る。これにより、SC測定用のアンケートへの回答が、①SCの定義とは無関係な個人属性だけで決定されないこと及び、②回答者の個人属性とは独立に回答者の居住地により違いがあること、を示す。この分析により、SC測定用のアンケートへの回答に個人属性を除いても地域差が残れば、それこそが、それぞれの地域において歴史的に形成されてきた文化や行動様式の違いといったものを表す地域の文脈であると考えられるためである。地域の文脈については、後に示す統計モデル

の後に(3)式として明示した。

なお、海外では、シカゴの 847 の国勢調査の空間単位 (census tract) を元に 343 の地域社会の単位を分析者が作成し、同様の仮説を検証し、それを支持する研究<sup>8)</sup>が存在するが、本研究は日本語の設問により日本人を対象にそれを検証する点や、より自然村に近い農業集落でそれを検証する点で一定の意義があると考えられ、農地や灌漑施設の管理において基礎的な単位となる農業集落の SC を扱う上で重要な情報を提供すると思われる。例えば、農業集落の SC を向上させる方法を考える場合に、SC が地域の要因を強く反映しているのであれば地域ぐるみでの取り組みの重要性が高であろうし、一方、個人の要因だけを反映しているのであれば、個人への教育的な介入も必要になると考えられる。

## II. データの概略

本研究で用いるデータ (表 1) は、日本福祉大学による AGES(Aichi Gerontological Evaluation Study)プロジェクト<sup>11)</sup>の一環として集められたものの一部である。2003 年に愛

知県知多半島の 10 自治体ごとに、要介護認定を受けていない高齢者から無作為抽出した対象者または自治体内の全対象者に対して自記式調査票を郵送配布、郵送回収した。

本研究では農業集落ごとにサンプルを分割した。これは、以下のような意義を持つ。まず、第一に農業集落は自然村に近く、歴史的に形成されてきた文化や行動様式の違いといったものを表す地域の文脈が存在する単位であると考えられること、第二に農地や灌漑施設の管理において基礎的な単位となっていること、が挙げられる。

そのため、用いられるサンプルは、自治体の協力により、農業集落ごとにサンプルを分割することが可能であった南知多町、美浜町、阿久比町、武豊市 (以上 4 自治体は悉皆調査)、東海市、大府市、知多市、東浦町 (以上 4 自治体は抽出調査) に住む要介護状態にない 65 歳以上のアンケート協力者である (図 1)。市町村ごとに取られた各サンプルを東京大学 CSV アドレスマッチングサービスによるジオコーディングと農業集落界データにより 199 の農業集落 (当該市町村にある 200 農業集落の 99.5%) に分割した。これにより各サンプルに集落の番号を割り当てた。

表 1 ソーシャルキャピタルを測定するための質問項目

質問名	質問内容		変数の作成
犯罪解決力	質問	あなたの住む地域で、犯罪の頻発など地域で解決しなければならない問題が起きたとき、あなたの地域の人たちがとるだろうと思われる行動や考えについて、あてはまる番号に○をつけてください	選択された値に -1 をかけて用いた
	選択肢	1 . . . . . 2 . . . . . 3 . . . . . 4 . . . . . 5 地域の力でうまく解決できるだろう 地域の方では解決できないだろう	
一般的信頼感	質問	一般的に、人は信用できると思いますか	「はい」=3 「場合による」=2 「いいえ」=1 とし標準化した
	選択肢	1. はい 2. いいえ 3. 場合による	
友人に会う頻度	質問	友人と会う機会はどれくらいありますか	選択肢の順番はそのまま で標準化し -1 をかけた
	選択肢	1. ほとんど毎日 2. 週 2, 3回 3. 週 1 回程度 4. 月 1, 2回 5. 年に数回 6. ほとんどない 7. 別居の家族や親戚はいない	
新聞購読	質問	新聞を読んでいますか	「はい」を 1, 「いいえ」を 0 に変換した (ロジスティック回帰)
	選択肢	1 はい 2 いいえ	
8 組織参加数	質問	あなたは、次にあげる会や組織に入っていますか 「政治関係の団体や会」 / 「業界団体・同業団体」 / 「ボランティアのグループ」 / 「市民運動・消費者運動」 / 「宗教団体や会」 / 「スポーツ関係のグループやクラブ」 / 「町内会・老人クラブ・消防団など」 / 「趣味の会」	8 つの質問の中から得られた「はい」の数を足した
	選択肢	1 はい 2 いいえ (それぞれのグループ「」に対して)	
自主参加組織数	質問	あなたは、次にあげる会や組織に入っていますか 「ボランティアのグループ」 / 「市民運動・消費者運動」 / 「スポーツ関係のグループやクラブ」 / 「趣味の会」	4 つの質問の中から得られた「はい」の数を足した
	選択肢	1 はい 2 いいえ (それぞれのグループ「」に対して)	

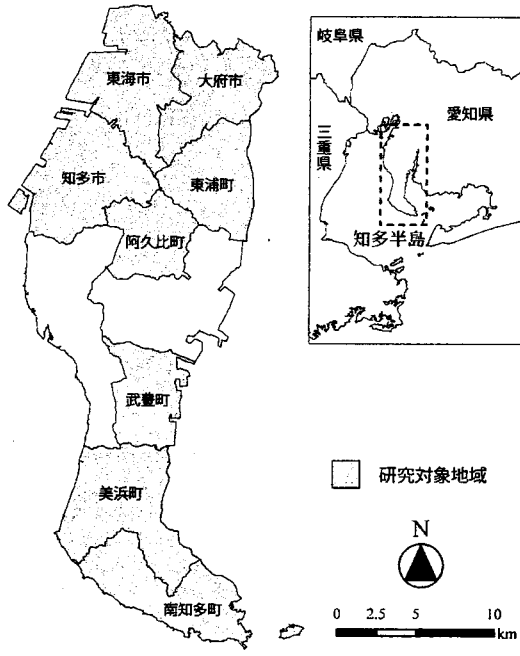


図1 研究対象地域

分析に用いたサンプル数は10,448人(有効回収率43%)で、アドレスマッチングにおいて地名の曖昧さによる変換誤りがなく、年齢、性別において欠損値をもたないものである。その他の変数で欠損値を持つものは、不明のダミー変数を作りモデルに投入した。

被説明変数は表1のそれぞれの質問への回答である。SCの定義から見て適切と考えられるものを選択した。最後の「自主参加組織数」は、八つの組織のうち参加が自主的な四つの組織への参加数である。また、新聞購読はパットナムのイタリアでの研究で用いられていたことから試行的に被説明変数に含めた。各質問において値が大きくなるほどSCが高くなるように変数を作成した。その方法については表の最右列に記した。

説明変数は、先行研究<sup>8)</sup>に従い、SCを測定するための個人アンケートの回答と相関があることが示されている年齢・性別・等価所得・学歴・婚姻状態を用いた。被説明変数・年齢・性別において欠損値が無く、等価所得・学歴・婚姻状態において欠損値を持つサンプルについては、先行研究<sup>8)</sup>に従い「不明」のカテゴリー変数を作成し分析に含めた。これは、データが偏ることを避けると同時に、より多くのサンプルを確保するためである(等価所得・学歴・婚姻状態のいずれかにおいて欠損値を持たないサンプルは8,116人であった)。等価所得の導出は、アンケートから得られた各所得階級の階級値(最大の階級「1,000万円以上」については1,000万円、「50万円未満」については

50万円)を、世帯人数の平方根で割った。

### III. 分析手法

本分析ではアンケート対象の個人が集落ごとのグループに分かれ、同じ集落に住む個人が似た回答をする予想される為マルチレベル分析<sup>12)</sup>を用いる。マルチレベル分析は、観測値がグループに分かれその中で相関を持つ恐れがある場合に用いられる手法で、誤って小さく推定されやすくなる標準誤差をより正しく推定できる。パラメータの推定は2次のテイラー展開による Predictive Quasi-Likelihood により行なった。ソフトは MLwiN2.02 を用いた。

本研究において用いるのは、定数項のみに地域レベルの誤差項を含んだ統計モデルで、A~Bの二種類を用いる。各モデルを(1)~(2)式に表した。変数の添字記号のpは定数項を除いた説明変数の順番を表している。iは個人、jは集落のレベルを表し、個人は集落により入れ子になっているとする。y<sub>ij</sub>は被説明変数、x<sub>ij,p</sub>は個人属性(年齢・性別・等価所得・学歴・婚姻状態)に関するp番目の説明変数であり、本分析では全部で18個ある。β<sub>p</sub>はその係数である。αは定数項、e<sub>ij</sub>は個人の誤差項、u<sub>j</sub>は集落の誤差項をそれぞれ表す。

$$\text{ModelA: } y_{ij} = \alpha + u_j + e_{ij} \quad (1)$$

$$\text{ModelB: } y_{ij} = \alpha + \sum_{p=1}^{18} \beta_p x_{ij,p} + u_j + e_{ij} \quad (2)$$

ただし

$$e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad \text{for } \text{var}(e_{ij}) = \sigma_e^2$$

$$u_j \sim N(0, \sigma_u^2) \quad \text{for } \text{var}(u_j) = \sigma_u^2$$

$$SC_j = \alpha + \text{composition}_j + \text{context}_j + \bar{e}_j \quad (3)$$

ただし

$$SC_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}}{n_j}$$

$$\text{composition}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (\beta_1 x_{ij,1} + \beta_2 x_{ij,2} + \dots + \beta_p x_{ij,p})}{n_j}$$

$$\text{context}_j = u_j$$

$$\bar{e}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} e_{ij}}{n_j}$$

分析の流れとして、まず、定数項と誤差項  $u_j$ ,  $e_{ij}$  を含むモデル A を推定し誤差項  $u_j$  の分散を求め、質問への回答に集落差が存在することを確認する。次に、モデル A に個人レベルの説明変数を加えたモデル B を推定し、個人レベルの説明変数がモデル A で得られた集落差を説明するかを確認し、また、それらによって説明されない集落差が残るかどうかを見る。

最終的に示したい内容は(3)となる。 $n_j$  は地域  $j$  のサンプル数を示している。(3)は(2)の両辺を地域ごとに平均値と

したものであり、測定された SC が個人属性(年齢・性別・等価所得・学歴・婚姻状態)の人口構成に関する部分(=composition)と地域の文脈(=context)の和になっていることを示している。

#### IV. 分析結果

モデル A~B の計算結果を表 2 に示した。ワルド検定を用いると、括弧内の推定値を標準誤差で割った値 (=検定

表 2 モデル A~B 計算結果

被説明変数(質問名) →		犯罪解決力	一般的信頼感	友人に会う頻度	新聞購読	8 組織参加数	自主参加組織数
モデル A (定数項, 集落および個人誤差項)	定数項	-2.97(-180)	0.003(0.28)	0.02(0.93)	2.34(49.07)	1.46(59.51)	0.6(36.36)
	集落誤差項の分散 [=A]	0.015 (3.38)	0.006 (2.47)	0.027 (5.16)	0.127 (3.40)	0.049 (4.74)	0.023 (4.92)
モデル B (モデル A に個人変数を加えたもの)	定数項	-3.16(18.69)	0.15(1.07)	1.39(10.12)	1.12(30.0)	3.47(16.78)	2.73(20.5)
	個人変数						
	年齢	0.003 (1.25)	0.001 (0.80)	-0.018 (10.2)	-0.003 (5.77)	-0.023 (8.56)	-0.024 (14.12)
	性別						
	女性	リファレンス					
	男性	-0.04(1.55)	0.17(7.98)	-0.3(14.32)	0.06(9.62)	0.07(2.20)	-0.1(4.95)
	等価所得(百万円)						
	<150	-0.02(0.36)	-0.33(5.95)	-0.12(2.05)	-0.01(0.51)	-0.28(3.37)	-0.16(3.08)
	1.50-1.99	-0.01(0.16)	-0.30(5.31)	-0.12(2.11)	0.01(0.56)	-0.25(3.07)	-0.11(2.09)
	2.00-2.49	0.03(0.41)	-0.17(3.14)	-0.08(1.37)	0.03(1.82)	-0.13(1.59)	-0.05(0.93)
	2.50-2.99	0.04(0.48)	-0.13(1.92)	-0.09(1.33)	0.02(1.32)	-0.10(1.04)	-0.09(1.38)
	3.00-3.49	0.01(0.15)	-0.09(1.43)	-0.01(0.17)	0.01(0.90)	0.03(0.34)	0.02(0.38)
	3.50-3.99	0.09(1.16)	-0.03(0.51)	0.00(0.01)	0.00(0.03)	0.18(1.93)	0.06(1.03)
	4.00-4.49	-0.01(0.12)	0.02(0.32)	0.02(0.30)	0.02(0.92)	0.18(1.75)	0.03(0.41)
	4.50-4.99	-0.07(0.70)	-0.08(0.92)	0.06(0.69)	0.03(1.12)	0.28(2.34)	0.15(2.00)
	≥ 5.00	リファレンス					
	不明	0.04(0.59)	-0.36(6.42)	-0.07(1.28)	-0.01(0.65)	-0.34(4.16)	-0.18(3.47)
	学歴						
	小学校卒まで	-0.02(0.25)	-0.24(4.09)	0.08(1.45)	-0.24(14.9)	-0.50(5.68)	-0.37(6.45)
	中学校卒まで	-0.02(0.55)	-0.13(3.75)	0.13(3.57)	-0.04(3.95)	-0.31(6.08)	-0.31(9.28)
	高校卒まで	0.03(0.71)	0.00(0.04)	0.11(3.02)	0.02(1.50)	-0.06(1.10)	-0.09(2.75)
	大学卒以上	リファレンス					
	不明	-0.02(0.19)	-0.20(2.22)	0.12(1.28)	-0.08(3.26)	-0.32(2.14)	-0.20(2.06)
	婚姻状態						
	結婚している	リファレンス					
	死別/離別	0.01(0.33)	-0.01(0.39)	0.10(3.75)	-0.02(3.06)	-0.05(1.34)	-0.04(1.67)
	未婚	-0.14(1.33)	0.03(0.35)	-0.24(2.87)	-0.10(4.23)	-0.42(3.34)	-0.20(2.50)
	不明	0.17(1.87)	-0.16(2.36)	0.07(1.05)	0.02(1.14)	-0.13(1.16)	-0.12(1.68)
集落誤差項の分散 [=B]	0.018 (3.57)	0.003 (1.67)	0.024 (4.85)	0.062 (2.03)	0.037 (4.17)	0.012 (3.79)	
個人変数により説明されなかった集落差の割合 [=B/A]	118% <sup>†</sup>	55% <sup>‡</sup>	89%	49%	75%	53%	
個人変数により説明された集落差の割合 [= (A-B)/A]	-18%	45% <sup>‡</sup>	11%	51%	25%	47%	

注) 括弧内は推定値を標準誤差で除した値

<sup>†</sup>個人変数をモデルに加え、分散が増加し100%より大きくなった。つまり、個人変数が説明した部分はなかった。

<sup>‡</sup>Bの部分は分散が大きく10%有意であった。

統計量)が2以上であれば、推定値が0であるという帰無仮説を、5%有意水準で棄却できると考えて良い。まず、モデルAの集落誤差項の分散の行を見ると、全ての質問項目で有意であり、個人要因の影響を除く前の段階ではどの質問への回答も集落差があることが分かる。

以下、モデルBを質問ごとに見ていく。なお、等価所得では500万円以上・学歴では大卒以上・婚姻状態では結婚しているグループをそれぞれリファレンス(基準)として叙述していく。まず、犯罪解決の列を見ると、犯罪解決力を説明する有意な個人要因は見当たらなかった。そのため集落誤差項の分散はモデルAの[A]0.015から[B]0.018へと予想に反して増加していた。つまり、モデルAで得られた犯罪解決力についての質問への回答の集落差(集落ごとに集計を行なった場合の差に対応)のうち、回答者自身の属性に帰されるものはなく、集落に帰されると考えられる。

一般的信頼感については、男性ほど高く、等価所得が250万円未満・学歴が中学校卒までで、それぞれ低くなっている。等価所得・学歴・婚姻状態における「不明」のカテゴリ変数をそれぞれ見ると、社会経済的地位が高くないカテゴリであることが示唆され、それぞれ有意となっている。例えば、等価所得の「不明」の係数は、150万円未満の係数-0.33よりも小さく、-0.36となっている。集落誤差項の分散はモデルAの[A]0.006から[B]0.003に減少した。欠損値を持つサンプルを分析に含めるか否かはしばしば議論になるため、公平性のため等価所得・学歴・婚姻状態のいずれかにおいて欠損値を持たないサンプル8,116人によりモデルBを推定したが、ほぼ同様の結果が得られた。

[B]の値の分散が大きいためワルド検定によるp値は0.095であったが、一定の集落差が存在することが確認できた。55%が集落差に帰され、45%が個人要因に帰されることを示唆する結果となった。友人に会う頻度は年齢が高く、等価所得が200万円未満、未婚者で少なく、男性、中学または高校卒、配偶者と死別/離別者で多くなっている。集落誤差項の分散は、個人変数の影響をモデルに含めることにより[A]0.027から[B]0.024へ11%減少したが、大部分(88%)が集落差に帰される結果となった。

新聞購読は、男性ほど多く、小中学校卒・死別/離別・未婚者で少なくなっている。所得よりも学歴の影響が大きく、この変数が購読できないという状態よりも購読しないという回答者の態度を表している点が興味深い。集落誤差項の分散は、個人変数の影響をモデルに含めることにより

[A]0.127(ワルド検定により $p=0.042$ )から[B]0.062へ51%減少したが、約半分(49%)が集落差に帰される部分として残ることが分かる。

8組織参加数および自主参加組織数を説明する個人変数はほぼ同じである。年齢が高く・等価所得が200万円未満・学歴が小中学校卒・未婚者で少なくなっている。なお、等価所得が450万円以上500万円未満の層では同500万円以上の層よりも多くなっており、高所得層が必ずしも全ての設問においてSCが高くなるような傾向を持つわけではないことが分かる。8組織参加数および自主参加組織数の集落誤差項の分散は[A]から[B]へといずれも減少しているが、前者では25%、後者では47%となり、趣味やスポーツの組織といった自主参加組織数において個人の変数で説明される割合が大ききという、納得しやすい結果となった。

## V. 考察

モデルBの分析結果から、個人要因の影響を取り除いても、概ね全ての設問において一定の集落差が残る事が分かった。これは、SCを測定する質問が、本来の目的通り地域の文脈を反映しているためと考えられ、少なくとも所得や学歴といった個人属性だけを反映しているとは考えにくい結果となった。

本研究は、SCが含む情報のうち地域要因による部分(=context)が歴史的に形成されてきた文化や行動様式の違いといったものを反映している最重要部分であるという立場を取るが、これはこの部分がSC概念の最も大きな独自性であると考えられるためである。しかし、実際には個人属性(年齢・性別・等価所得・学歴・婚姻状態)の人口構成に関する部分(=composition)も含めたSCが様々なパフォーマンスに影響していると考えられ、後者の重要性を否定するものではない。

本研究の分析結果は、SCの測定において、質問紙法により地域の文脈を測定することが可能であることを示唆しており、基礎的な研究として重要な意義を持つと考えられる。注意点として、本分析で用いられなかった個人要因により集落誤差項の分散の一部が説明される可能性もある。また、本分析で用いられたSCを測定するための設問項目は絶対的なものではなく、SCを測定するための設問の妥当性は、定義から見た適切性と、SCにより説明する対象、地域の文脈の反映度に総合的に依存すると考えられる。

【付記】

本研究は日本福祉大学研究倫理審査委員会の承認を受け同大学 21 世紀 COE プロジェクト・若手研究者育成のための助成を受けた。記して謝意を表す。また、研究過程で科学研究費（基盤研究 (B) ソーシャルキャピタル形成を基軸とした地域づくりモデルの構築、代表：小林慎太郎、課題番号：17380142）を用いた。

【引用文献】

- 1) Putnam, R. (1993): *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton University Press, New Jersey.
- 2) Krishna, A. and Uphoff, N. (1999): *Mapping and Measuring Social Capital: A Conceptual and Empirical Study of Collective Action for Conserving and Developing Watersheds in Rajasthan, India*. Social Capital Initiative Working Paper No. 13, The World Bank.
- 3) Kennedy, B.P., Kawachi, I., Prothrow-Stith, D., Lochner, K. and Gupta, V. (1998): Social capital, income inequality, and firearm violent crime. *Soc Sci Med*, 47(1), 7-17.
- 4) Subramanian, S.V., Kawachi, I. and Kennedy, B.P. (2001): Does the state you live in make a difference? Multilevel analysis of self-rated health in the US. *Soc Sci Med*, 53(1), 9-19.
- 5) Narayan, D. and Pritchett, L. (1999): Cents and sociability: Household income and social capital in rural Tanzania. *Economic Development & Cultural Change*, 47(4), 871.
- 6) Islam, M.K., Merlo, J., Kawachi, I., Lindstrom, M. and Gerdtham, U.G. (2006): Social capital and health: Does egalitarianism matter? A literature review. *Int J Equity Health*, 5(1), 3.
- 7) Portes, A. and Landolt, P. (1996): *The downside of social capital*. *The American Prospect*, 26(May-June), 18-21.
- 8) Subramanian, S.V., Lochner, K.A. and Kawachi, I. (2003): Neighborhood differences in social capital: a compositional artifact or a contextual construct? *Health & Place*, 9(1), 33-44.
- 9) 市田行信, 吉川郷主, 松田亮三, 近藤克則, 平井寛, 斎藤嘉孝, 村田千代栄, 竹田徳則, 石川加代子, 中出美代 and 「健康の不平等」研究会 (2005): 日本の高齢者--介護予防に向けた社会疫学的大規模調査(11)ソーシャルキャピタルと健康. *公衆衛生*, 69(11), 914-19.
- 10) 市田行信, 吉川郷主, 平井寛, 近藤克則 and 小林慎太郎 (2005) : マルチレベル分析による高齢者の健康とソーシャルキャピタルに関する研究--知多半島 28 校区に居住する高齢者 9,248 人のデータから-- (農村計画学会編, 『農村計画学会論文集』), 農林統計協会, 東京, 277-282.
- 11) 近藤克則, 平井寛 and 市田行信 (2005): 日本の高齢者--介護予防に向けた社会疫学的大規模調査(12・最終回)社会経済的地位と心理的健康の特徴的な知見と今後の研究課題. *公衆衛生*, 69(12), 990-4.
- 12) Subramanian, S.V. (2003): Multilevel methods for public health research: In Kawachi, I. and Berkman, L.F. (eds.), *Neighborhoods and Health*, Oxford University Press, New York, 65-111.

It is often the case that the measurement of social capital is dependent on aggregating the individual answers to the questions asking individual perception of trust, collective efficacy, and the degree of social participation. It is, however, reported that the answers to these questions are correlated with the respondents' attributes. This paper investigates the extent to which the difference of the answer can be ascribed to regional-level variations. Data for the analysis is based on 10,448 people over 65 years old living in 199 rural settlements in Chita peninsula. The results showed that significant regional difference in the answers to the questions of collective efficacy, and the degree of social participation remain after the adjustments of individual attributes such as age, sex, equalised income, educational attainment, and marital status.

(2008 年 5 月 16 日 受付)  
(2008 年 11 月 29 日 受理)