

中学生における近隣の地域環境の質、個人レベルの social capital と抑うつ症状との関連

アサクラ タカシ
朝倉 隆司*

目的 中学生の認知に基づき身近な地域環境の質と個人レベルの認知的ならびに構造的 social capital (以下 SC と略す) を測定し、地域環境の質と個人レベルの認知的 SC との関連、そして地域環境の質と個人レベルの SC が抑うつ症状とどのような関連にあるかを明らかにする。さらに、抑うつ症状に対する地域環境の質と個人レベルの認知的 SC の交互作用の効果を検討する。

方法 まず、中学生の身近な地域環境への認知を明らかにするため質的調査を行った。続いて、中学2年生を対象に自記式質問紙調査を行った。分析に用いた変数は、Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) 10項目版、地域環境の質、個人レベルの SC (認知、構造) と人口学的属性である。関連は、モデルに用いた全変数に不明のない1,786人を対象に一般化推定方程式を用いた重回帰モデルにより検討した。

結果 身近な地域環境の質的特性を測定する7尺度、個人レベルの認知的 SC ならびに構造的 SC の指標を作成した。重回帰モデルにより、属性を制御した上で、「利便性と施設・サービスの充実」、「近隣の人間関係の結束」、「憩いやスポーツの場」、「治安の悪さ、事故の危険性」、「自発的な地域活動」、「街の美観と静謐さ」が認知的 SC と有意な関連にあること、「利便性と施設・サービスの充実」、「治安の悪さ、事故の危険性」、「密集・猥雑・非衛生」、認知的 SC が抑うつ症状と有意な関連にあることを明らかにした。また、「密集・猥雑・非衛生」と認知的 SC の交互作用が抑うつ症状と有意な関係にあることを示した。

結論 サービスの利便性、衛生、安全や社会秩序など身近な地域環境の質を社会施策や自主的な社会活動により改善することで、思春期の精神健康の推進に寄与できる可能性がある。また、地域の良好な社会関係を経験することで醸成される認知的 SC も、精神健康に重要な役割を果たしていると考えられる。

Key words : 身近な地域環境の質、個人レベルの social capital, 精神健康, 中学生, 一般化推定方程式重回帰モデル

I はじめに

Social capital (SC) 概念は未成熟であるが、概ね社会関係における相互作用により集団、組織あるいは個人の内に醸成され、人と人、人と社会制度などを結びつける基盤となる特性を指すと考えられる。このような社会的特性は多数考えられるが、Putnam は共通の目標や公共の幸福の達成に向けた人々の協働を可能にし、民主主義社会の維持と円滑な運用に欠かせない公共財と捉え、その核は社会参加と信頼であると考えた^{1,2)}。さらに、互惠性の規範

や共有される価値もその要素と考えられる²⁾。このような SC は、ネットワークの形成・維持に不可欠で、ソーシャル・サポートの生成や利用の基盤ともなる^{3,4)}。

先行研究における SC の操作的定義では、4つの次元があるが、本研究ではその内の2つに焦点を当てた。すなわち、人が社会的相互作用を通して認知する SC (信頼、価値の共有、互惠性) とその機会提供の基となる構造的 SC (社会的活動への参加) である⁵⁾。とりわけ健康を促進する協調行動に不可欠である信頼、規範、価値観などを認知的 SC として研究対象に加えた意義は大きいと評価されており⁶⁾、本研究でも注目した。

このような社会理念の具現化に関わる特性が、個人と社会の健康水準にどう関連するのか、公衆衛生

* 東京学芸大学養護教育講座
連絡先: 〒184-8501 東京都小金井市貫井北町 4-1-1
東京学芸大学養護教育講座 朝倉隆司

学的にも興味深い。今のところ、SCは個人と社会の健康において、いくつか異なった道筋により利益をもたらすと推測される。すなわち、健康行動やライフスタイルに関する情報交換、援助の提供や動員、地域や組織により良い社会資源が備わるような組織的行動、健康・安全に関する規範形成や危険行動の抑制などにより、個人や集団レベルのストレス緩和や健康促進に寄与する可能性がある^{7,8)}。

そしてSCが、子どもや思春期の若者のwell-beingや精神健康を促進する可能性も、欧米の研究を中心に指摘されている^{9,10)}。とくに思春期は、社会的危険行動を減じる向社会的行動特性が発達する重要な時期であり、その鍵となる要素は信頼と互惠性である^{11,12)}。しかも信頼と互惠性の発達に関する社会心理学の実験では、それらの行動は年齢に伴い増加し16歳から22歳までに一定水準に達する¹²⁾。さらに、思春期の社会参加体験が信頼を高めることを示す研究もあり^{13,14)}、自発的社会参加等を通じ、地域社会で共有されている信頼や協力、連帯と公共心(地域SC)が個人のSCとして内面化されると考えられる¹⁵⁾。よって、SCは地域社会や社会組織の特性であるとともにその構成員内に社会的に構成された特性でもある。ただし、健康との関連では、個人SCの方が地域SCより有益な特性を示すとの指摘がある¹⁶⁾。

そこで、未来の社会の担い手となる思春期の若者のSCと健康に関する研究は、彼らの健康な発達の保障と健康な社会の構築にとり重要な課題であり¹⁰⁾、本研究では個人レベルで彼らの認知的SCと構造的SCの測定を試み、健康との関連を検討しようと考えた。

一方で、SC概念の再発見により、地域の凝集性や集合的効力感、社会的信頼などが脚光を浴び、地域環境も自然科学的特性のみでなく、地域の人々の社会経済的な構成や文脈的特性と健康の関連に関心が寄せられている¹⁷⁾。これまで人々の社会経済的な構成の違いを反映する地域社会の指標は、社会格差の観点から取り上げられてきたが、人々が体験する地域社会の様相とかけ離れている可能性があり¹⁸⁾、近隣地域での体験を基にした地域の文脈的、すなわち質的な特性に注目し、健康との関連を検討する必要がある。たとえば地域の社会秩序の乱れ、近隣の結びつき、事故や犯罪の危険性の認知などは、地域の人々の社会経済的構成よりも、一貫して抑うつなど精神健康と密接な関連が報告されている¹⁹⁾。

ところが、近隣の地域特性と健康の関係においても、日本では研究が少なく、しかも成人や高齢者が対象である^{20,21)}。思春期は、家庭や学校の影響が弱

まり近隣地域の影響が強まる時期であり、どの地域特性が彼らの健康やwell-beingと関連するのか明らかにする必要がある^{14,22,23)}。

では、近隣地域での体験を基にした文脈的な環境特性をどのようにして把握するのか。先行研究では、人々に安全、綺麗さ・清潔、汚染、連帯、サービスへの利便性といった側面から近隣の評価を尋ねている^{24~28)}。たとえば、Zierschら²⁷⁾は、主観的な地域の特性を捉える枠組みとしてSC概念を援用し、近隣の社会関係、物理的環境、安全、市民性、地域サービスの利便性など人々の生活に根差した地域環境の認知を質問した。Yangら²⁵⁾は、治安・安全、地域参加、集合的効力感、ソーシャル・サポートなどからなる認知的な環境の質を測定する尺度を開発している。

しかし、これらは近隣環境に対する大人の認知であり、思春期の認知と異なる可能性があり、彼らが近隣地域の環境をどのように認知しているのか明らかにするために、自由記述や描画などの質的な方法が用いられてきた^{29~31)}。そこで本研究もMorrowの方法^{29,31)}を参考にしながら、SC概念を援用して地域環境の質的特性を捉える枠組みを適用し^{25,27,31)}、近隣環境に対する思春期の若者の認知を理解したうえで、尺度開発しようと考えた。

では、地域環境の質やSCとどのような健康との関連を検討するのか。Cattell³²⁾によると、SCが乏しい人々は、不安、抑うつ感などの精神症状を覚え、頭痛、胃の不調、疲労感、倦怠感、めまい、痛みなどの広範な身体の自覚症状を経験しがちである。また、ネガティブな地域の環境特性に対する認知は、包括的な精神健康や主観的健康感に影響すると考えられる^{24,33)}。しかも、国際的に思春期は、抑うつが生じ精神健康の問題を抱えやすい時期とされており³⁴⁾、日本でも中学生の時点有病率が4.9%、生涯有病率は8.8%という報告があり³⁵⁾、思春期の抑うつは社会的要因の解明は重要である。そこで、本研究では抑うつ症状との関連を取り上げることにした。

さらに、EllenとTurner²²⁾によれば、集団的社会化、地域サービスの質、社会秩序、地域の利便性などの社会的経路により、地域特性は個人の健康などに影響するが、両者の関係性は個人特性により異なる可能性があり、心理社会的メカニズム解明のためには、そのような個人特性を明らかにする必要がある。上述した地域SCと個人SCの関係を考え合わせると、個人SCが地域環境の質的特性と個人のアウトカム(健康など)の関係に介在する個人特性である可能性がある³⁶⁾。そこで本研究は、これを分析

枠組みとし³⁶⁾、身近な地域の質的特性、個人 SC、抑うつ症状の関係を検討しようと考えた。

対象者に関しては、地域の影響や愛着という観点から、思春期中期（14歳から16歳）が最も影響を受けやすい重要な時期との指摘がある³⁷⁾。そこで本研究では、中学生生活を1年間通して経験していること、高校受験時期は調査依頼が難しいことを考慮し、全学年に結果を一般化できないが、14歳が中心の中学2年生とした。

本研究の目的は次の4点である。まず(1)中学生の認知に基づき身近な地域環境の質を測定する尺度、個人レベルの認知的 SC と構造的 SC を測定する尺度を開発する。これらを用いて、(2)地域環境の質、個人レベルの構造的 SC と個人レベルの認知的 SC との関連、(3)地域環境の質、個人レベルの SC と抑うつ症状との関連を明らかにする。さらに、(4)抑うつ症状に対する地域環境の質と個人レベルの認知的 SC の交互作用の効果を検討することである。

II 研究方法

1. 質的調査

身近な地域環境に対する中学生の認知を理解するために、東京都下の中学校（2校）の2年生（合計242人）を対象に、自由記述式の質問紙を作成して質的調査を行った。具体的には、今住んでいる周囲の地域の環境について、「ふだんから危険、怖い、不快、不衛生、不便などと感じている地域の環境」を尋ね、身近な地域環境におけるネガティブな特徴について記述による回答を得た。同様に、良い面についても、「ふだんから快適、良い、安全、自慢できると感じている身近な地域の環境」について回答を得た。なお、生徒にとっての身近な地域の範囲や意味は、Morrow の指摘³¹⁾を参考に、「今住んでいる周囲の地域の環境」と漠然と記述し、彼らの認識に委ねた。調査期間は2005年10月～2006年2月である。

質的データの分析は、全回答を丹念に読みこみ、コード化を行い、小カテゴリーから大カテゴリーへとまとめあげながら、共同研究者と協議しテーマを抽出した。その際に、先行文献^{25,27,29,31)}で指摘されている特性をフレームワークとして参照しながら、新たなテーマの可能性にも十分な注意を払った。

2. 量的調査

1) 調査対象

量的調査は、協力が得られた地域性の異なる4地域の中学校において、2年生を対象に実施した。すなわち、首都から遠く離れ海岸部から山間部まで広がるI県M市（11校、計561人）、首都圏近郊のベ

ッドタウンで海岸から畑の多い内陸へと広がるC県I市（5校、計1,000人）、東京都区部で鉄道駅周辺に商業地域と住宅地域が密集して混在するS区（2校、計239人）、東京都下の多摩地域にあり商業、住宅地として開発された市街地だが、まだ畑や自然が残る郊外のK市（2校、計202人）である。各学校での調査は2006年10月から2007年12月に集合調査で行い、回収した調査票の総数は2,002票、回収率は94%～100%であった。

2) 測定項目

まず、質的分析の結果を基に、身近な地域環境の特性を測定する30項目を作成し、回答は「非常によくあてはまる(4)」から「全くあてはまらない(1)」の4段階評価とした。また、それらの特性の併存的妥当性を検討するため「地域の住み心地の良さ」（「非常によい(5)」から「非常に悪い(1)」の5段階評価）との関連を検討した。

SC は、個人レベルの認知的 SC と構造的 SC を測定した。認知的要素^{5,38)}の内、予備調査で中学生の回答可能性を探索し、他者への一般的信頼と対人的信頼からなる社会的信頼、友人と助け合う規範を行動レベルで尋ねた互惠性、家庭や学校など身近な社会で共有される価値（社会規範、社会関係のルール）からなる13項目を作成した。各項目は「非常によくあてはまる(4)」から「全くあてはまらない(1)」までの4段階評価である。

構造的 SC として Lundborg³⁹⁾は、政治的活動からレストランやディスコ、友達のパーティ、親族の集まりへの参加まで思春期の活動を幅広く尋ねているが、広範な地域活動への参加は中学生には当てはまりにくい³⁷⁾と判断し、学校行事を中心とした活動への参加（生徒会の委員やクラスの役員、体育祭・学園祭・林間学校など学校行事の運営や手伝い、放課後の部活動）に、祭り・バザーなど地域の行事や活動、ボーイスカウトやガールスカウト・ボランティアなどの社会的活動、学校以外でのスポーツのクラブやサークル活動などを加えた8つの活動領域において、過去1年間の参加領域数を個人レベルの構造的 SC の指標とみなした。

精神健康の指標は Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) の10項目の短縮版⁴⁰⁾を使用した。抑うつ感情を表す4項目（気分が落ちこんでいたなど）、精神的活動の低下の4項目（普段は何でもないことがわずらわしかったなど）、そして肯定的感情の2項目（逆転項目）、（将来に希望があると感じたなど）で構成されている。確認的因子分析による3因子モデルの適合度は Comparative Fit Index (CFI) = 0.94, Standardized Root

Mean Square Residual (SRMR) = 0.049, Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.062であり、因子負荷量も有意であることから構成概念妥当性はまずまず良好と判断でき、 α 信頼性係数(0.78)も良好であった。

人口学的属性は、性別、居住年数、同居家族、学校、区市である。同居家族は、両親と同居、母親と同居、父親または祖父母と同居に分類し、ダミー変数を作成した。区市もダミー変数に変換した。

3) 分析方法

身近な地域環境特性の項目に対し、尺度構成を行うために、SASにより探索的因子分析(重みなし最小二乗法、プロマックス回転)を行い、固有値1.0以上の因子を抽出した。因子間相関を確認した後、各因子を構成する項目群別にEQS6.1を用いて確認的因子分析を行い、適合度の良好な因子モデルをもとに下位尺度を作成した^{41,42)}。同様に、個人レベルの認知的SCの項目に対し探索的因子分析(最尤法、プロマックス回転)を繰り返し行い、因子負荷量の小さな項目を削除した後、因子相関モデルを構成して確認的因子分析を適用した。測定モデルの適合度指標は、CFI, SRMR, RMSEAを取り上げた。CFIは1.0に近いほど良く、0.95以上が良好と見なされている。SRMRは0.05以下が良好と判断され、0.08以下だとまずまずの適合度である。RMSEAも0.05以下が良好であり、0.08以下だとまずまずの適合度である⁴²⁾。これらの基準に照らして尺度の構成概念の妥当性を検討した。尺度の信頼性は α 信頼性係数により判断した。

地域環境の質、構造的SCと認知的SCとの関係性、そして地域環境の質、個人SCとCES-Dとの関連を検討するために、上記の人口学的属性をモデルに入れて統制し、重回帰分析を行った。その際、学校単位の内部相関を制御するため、学校を繰り返し変数とした一般化推定方程式により非標準化回帰係数とそのrobustな標準誤差の推定値を得た。

さらに、認知的SCと地域環境特性との交互作用については、統計面と解釈面の理由から各尺度得点の平均を0にセンタリングした後、交互作用項を重回帰モデルに追加して検討した⁴³⁾。有意な交互作用の解釈を容易にするためsimple slope analysisの手法に従い、認知的SC(-1SD, 0=平均, +1SD)、地域環境特性(-1SD, 0=平均, +1SD)、両変数の交互作用項、切片からなる重回帰式を用いて抑うつ症状得点の推定値を算出し、作図した。

3. 倫理的配慮

調査への参加は任意として依頼し、無記名で行った。本研究は、著者が所属する大学の研究倫理委員

会で承認されたものである(平成22年1月14日付)。

Ⅲ 結 果

1. 質的調査の結果

質的データを分析した結果、身近な地域環境の問題点に関するテーマは9点にまとめられた。ほとんどの回答では、自宅を中心とした範囲や通学路、塾や買い物・遊び等の日常の行動範囲に含まれる街の中心部が「身近な地域」に想定されていた。まず、(1)「不審者・危険を感じさせる集団」には、駅をうろつく変な格好の不審者、公園・コンビニ・駅周辺にたむろする不良っぽい集団などが含まれる。(2)「公共の場でのマナー違反・規範のなさ」は、歩きたばこ、ごみのポイ捨てなどである。(3)「近隣の人間関係の希薄さ」は、挨拶をしない、お互い無関心、地域の行事への不参加などで構成された。(4)「地域の環境を汚す動物・鳥、それに関わる人間の行動」は、路上の猫や犬の糞、ゴミをあさるカラス、野良猫の餌付けなどを含む。(5)「公共的な施設・サービスの整備(量と質)とアクセスの問題」は、公園が無いあるいは小さい、図書館・運動施設・児童館・医療機関等が少ないあるいは遠い、応対が悪いといった内容からなる。(6)「街の不衛生な状態」とは、路上の吸い殻・ごみ、嘔吐物、悪臭など、(7)「街の景観・自然と風紀の問題」は、建物等の落書き、ゴミ捨て場化した建物、工事による緑の減少、風俗店・パチンコ店、猥褻なビラなどからなる。さらに、(8)「地域の治安の悪さ、事故の危険性」は、スクールゾーンをスピード出して通行する自動車、街灯の暗さ、交通量の多さ、路上駐車の高さ、でこぼこの道路、地域で発生した犯罪や事故の伝聞、ひと気の少ない場所などである。最後に(9)「近隣の物理的環境や利便性の問題」は、近隣の騒音、子どもの遊び場・空間の少なさ、交通や買い物の不便さなどで構成された。

地域環境のポジティブな側面は、基本的には、先に示した9点の特徴の逆であった。新たなテーマとしては、「誇りに思う街のシンボル/ランドマーク」であり、湧水など美しい自然、史跡や歴史的建造物・庭園、交通の要所となる大きな駅、大規模スーパーやデパートなど地域のシンボルやランドマークが存在することである。

2. 近隣の地域環境の質を測定する尺度

分析方法の手順に従い、近隣の地域環境の質を表す7因子を抽出した後、各因子を構成する項目群別に確認的因子分析を適用して構成概念の妥当性を検証した上で、下位尺度を構成した(表1)。ちなみに、首都圏と地方小都市に分けた因子分析でも、抽

表1 近隣の地域環境の質を測定する項目に対する確認的因子分析の結果

因子と項目	因子負荷量 (標準化)	適合度尺度
A. 利便性と施設・サービスの充実 (n=1,850)		
A1. バスや電車など公共の交通が便利	0.66 ¹⁾	CFI = 1.00, SRMR = 0.017, RMSEA = 0.030 (0.015-0.046)
A2. 通学が便利	0.65	
A3. 買い物, ショッピングなどが便利	0.73	
A4. 道路がよく整備されている	0.66	
A5. 学校, 図書館, 体育館, 児童館, 公園などの公共施設が整っている	0.70	
A6. 学校, 図書館, 体育館, 児童館, 公園などの公共施設が利用しやすい	0.67	
誤差相関 e5-e6	0.59	
B. 近隣の人間関係の結束 (n=1,885)		
B1. お互いによく挨拶や話をする	0.78 ¹⁾	CFI = 0.98, SRMR = 0.024, RMSEA = 0.076 (0.058-0.096)
B2. 困ったことがあると, 助けあう	0.77	
B3. お互いに顔見知りである	0.63	
B4. 何か地域でトラブルがあると, 一緒に解決しようとする	0.68	
B5. お互いにマナーや地域のルールをよく守っている	0.55	
誤差相関 e2-e4	0.36	
C. 憩いやスポーツの場 (スペース) (n=1,885)		
C1. 公園など憩 (いこ) いの場所がある	0.62 ¹⁾	CFI = 1.00, SRMR = 0.009, RMSEA = 0.049 (0.016-0.092)
C2. 子どもの遊び場がある	0.63	
C3. 青少年がスポーツや運動できる場所がある	0.81	
C4. 地域の人が誇りに思っている場所や施設がある	0.60	
誤差相関 e1-e2	0.45	
D. 治安の悪さ, 事故の危険性 (n=1,871)		
D1. 近隣の地域は, 夕方や夜でも安全で安心できる (R)	0.31	CFI = 0.99, SRMR = 0.021, RMSEA = 0.043 (0.025-0.065)
D2. 近隣の地域で不審な人や迷惑な行動する人を見かける	0.53 ¹⁾	
D3. 悪質ないたずらや落書き, 物が壊されることがある	0.51	
D4. 交通事故にあう危険を感じる場所がある	0.66	
D5. 犯罪のひ害にあう危険を感じる場所がある	0.87	
誤差相関 e2-e3	0.25	
E. 密集・猥雑, 非衛生 (n=1,878)		
E1. ごみやチラシ広告, タバコの吸いがらなどが散らかっている	0.63 ¹⁾	CFI = 0.89, SRMR = 0.057, RMSEA = 0.168 (0.141-0.195)
E2. くさいにおいがする, 空気が悪いなど, 衛生的でない場所がある	0.62	
E3. 住宅や店, 建物, 人が密集して, ごみごみしている	0.61	
E4. 自動車の交通量が多い	0.52	
F. 自発的な地域活動 (n=1,903)		
F1. 祭りなどの行事やボランティア活動などが活発である	0.78	Just identified model.
F2. 子ども達を事故や犯罪から守るための活動をしている	0.73	
F3. 清掃など道路や街をきれいにする活動をしている	0.64 ¹⁾	
G. 美観と静謐さ (n=1,881)		
G1. 静かで落ち着いた雰囲気である	0.71	Just identified model.
G2. 緑や自然が多い	0.55	
G3. きちんと手入れされた家が多く, 街並がきれい	0.52 ¹⁾	

(R)は逆転項目。

¹⁾ モデルを識別するために, 1.0に固定した。

出された因子は全体と同じ構造の 7 因子であった。

それぞれの因子と確認的因子分析による適合度尺度は、(1)「利便性と施設・サービスの充実」(6 項目, CFI=1.0, SRMR=0.017, RMSEA=0.03, α 係数=0.85), (2)「近隣の人間関係の結束」(5 項目, CFI=0.98, SRMR=0.024, RMSEA=0.076, α 係数=0.82), (3)「憩いやスポーツの場 (スペース)」(4 項目, CFI=1.0, SRMR=0.009, RMSEA=0.049, α 係数=0.79), (4)「治安の悪さ, 事故の危険性」(5 項目, CFI=0.99, SRMR=0.021, RMSEA=0.043, α 係数=0.73), (5)「密集・猥雑・非衛生」(4 項目 CFI=0.89, SRMR=0.057, RMSEA=0.168, α 係数=0.68), (6)「自発的な地域活動」(3 項目, α 係数=0.76), (7)「街の美観と静謐さ」(3 項目, α 係数=0.61) と解釈できた。3 項目で構成された just identified model の 2 尺度を除き, 適合度の判断基準 (CFI $\geq$ 0.95, SRMR $\leq$ 0.05, RMSEA $\leq$ 0.05) に照らせば, 「密集・猥雑・非衛生」以外は, ほぼ良好といえる。また, 固定した項目以外の因子負荷量も有意であり, クロンバックの α 係数も 0.7 以上であった。なお, 「密集・猥雑・非衛生」は, RMSEA の適合度が不良で改善の余地はあるが, 因子負荷量は有意で, α 係数も 0.68 とまずまずであるため, 以後の分析に用いた。また「街の美観と静謐さ」は α 係数が 0.61 とやや低いが, 解釈可能な因子であり, 先行研究^{21,24-28,44)}でも取り上げられた重要な特性であるため, 分析に用いた。

ちなみに 7 因子の因子相関モデルで確認的因子分析を行った場合も, 適合度はこの因子構造が妥当であることを示唆している (CFI=0.90, SRMR=0.067, RMSEA=0.048)。

該当項目の合計得点から成る 7 尺度の相互関連は, 「利便性と施設・サービスの充実」と「憩いやスポーツの場」($r=0.50$), 「治安の悪さ, 事故の危険性」と「密集・猥雑・非衛生」($r=0.48$), 「近隣の人間関係の結束」と「自発的な地域活動」($r=0.49$) において中程度の関連が認められたものの, 多くの相関は有意だが強い相関ではない。

包括的評価である「地域の住み心地の良さ」(3.5 $\pm$ 0.87, レンジ 1-5) との関連では, 7 尺度とも予測された方向に有意な相関が認められた。ただし, その相関係数の大きさは $r=|0.20\sim0.35|$ と比較的小さかった。

3. 個人レベルの SC

同様に, 分析方法に従い, 個人レベルの認知的 SC を測定する 13 項目の内, 因子負荷量が小さな不信を表す 2 項目と一般的マナーの 2 項目を削除し, 3 因子 (9 項目) を抽出した。それらは「互恵性」,

表 2 個人レベルの認知的 SC¹⁾を測定する項目に対する確認的因子分析の結果 (n=1,846)

因子と項目	因子負荷量 (標準化)
A. 互恵性	
A1. わたしは, 友達が悩んだり困っているときに, よく助けている	0.81 ²⁾
A2. 友達は, 自分が悩んだり困っているときに, よく助けてくれる	0.77
A3. 友達との約束をよく守っている	0.55
B. 社会的信頼 ³⁾	
B1. 世の中の人はいいてい信頼できる	0.48 ²⁾
B2. 近所に住んでいるたいいていの人, 信頼できる	0.59
B3. 先生を信頼している	0.59
B4. わたしの家族を信頼している	0.71
C. 身近な社会規範の遵守	
C1. 家のルールや決められたことをよく守っている	0.70 ²⁾
C2. クラスや学校で決められた約束ごとをよく守っている	0.68

1) SC は Social Capital である。

2) モデルを識別するために, 1.0 に固定した。

3) B1 と B2 の誤差に相関を想定した ($r=0.23$, $P<0.05$)。

「社会的信頼」, 「身近な社会規範の遵守」と解釈でき, $r=0.51\sim0.73$ と中等度以上の相関の強さであった。そこで, 認知的 SC 尺度の構成概念を 3 因子相関モデルで構成し, 確認的因子分析により妥当性を検討した (表 2)。その結果, 因子相関モデルの適合度は CFI=0.94, SRMR=0.045, RMSEA=0.06 であり, 良好な適合度と見なせた。因子負荷量も, モデルを識別するために固定した項目以外は, 有意であった。 α 係数は 0.80 と, 尺度の信頼性も良好である。

学校行事を中心とした社会的活動への参加度 (構造的 SC の指標) と認知的 SC 指標との関連は $r=0.13$ ($P<0.0001$) と有意ではあるが弱い相関であった。

4. 重回帰モデル (一般化推定方程式) による検討

1) 重回帰分析に用いた変数の基本統計

重回帰分析の有効サンプルは表 3 の全変数に不明のない 1,786 人で, 男女はほぼ半々であり, 両親と同居する生徒が 83% と大半を占めている。地域では, C 県 I 市 (48.5%) と I 県 M 市 (30.3%) が多く, 都下 K 市を準拠カテゴリーとしたダミー変数を作成し統御変数とした。居住年数は, 10 年以上が 46.9% であることから, 中学 2 年生の年齢からすると, 転居経験者が半数以上である。地域環境の質の尺度の平均値は, 「利便性と施設・サービスの充実」

表3 重回帰分析に用いた対象者の基本的特性

(n = 1,786)

	平均（標準偏差）または％	得点のレンジ/ダミー・コード
性別		
女子	50.6％	女子=1, 男子=0
男子	49.4％	
家族背景		
両親との同居	83.0％	はい=1, いいえ=0
母親との同居	13.5％	はい=1, いいえ=0
父親またはそれ以外との同居	3.5％	はい=1, いいえ=0
地域		
I 県 M 市	30.3％	
C 県 I 市	48.5％	
都内 S 区	9.3％	
都下 K 市	11.9％	
現在の地域の居住年数		
1 年未満	4.5％	1-7
1 年から 3 年未満	11.2％	
3 年から 5 年未満	9.6％	
5 年から 7 年未満	9.8％	
7 年から 9 年未満	11.8％	
9 年から 10 年未満	6.3％	
10 年以上	46.9％	
近隣の地域環境の質（下位尺度）		
利便性と施設・サービスの充実	16.5(4.2)	6-24
近隣の人間関係の結束	13.8(3.4)	5-20
憩いやスポーツの場（スペース）	10.5(2.9)	4-16
治安の悪さ、事故の危険性	10.2(3.1)	5-20
密集・猥雑、非衛生	8.5(2.5)	4-16
自発的な地域活動	7.6(2.3)	3-12
街の美観と静謐さ	8.8(1.9)	3-12
個人レベルの SC ¹⁾		
構造的 SC	2.8(1.6)	0-7
認知的 SC	25.3(4.5)	10-40
CES-D（短縮版）スケール ²⁾	10.8(5.6)	0-30

¹⁾ SC は Social capital である。

²⁾ CES-D は Center for Epidemiologic Studies Depression Scale である。

など好ましい特性では理論的な中間値か、それをやや上回り、逆に「治安の悪さ、事故の危険性」などネガティブな特性では、中間値を下回っていた。

学校や地域の活動への参加数は、平均2.8領域であり、個人レベルの認知的 SC の平均は25.4とレンジの中間値である。CES-D-10（理論的レンジ 0-30）の平均値は10.8で、分布はほぼ正規分布していた。

2) 身近な地域環境の尺度、構造的 SC と認知的 SC との関連

地域環境の質の 7 尺度、構造的 SC と認知的 SC との関連について、基本的な関係性を知るため認知的 SC を目的変数とした単回帰分析（一般化推定方

程式）を行うと、人口学的属性、地域環境の 7 尺度、構造的 SC と有意な関連がみられた（表 4）。これら全てを説明変数として投入し重回帰分析を行った結果、人口学的属性では都内 S 区が基準と比べ有意に認知的 SC が低く、地域環境では「密集・猥雑・非衛生」を除く 7 尺度が有意な関連を示した。また構造的 SC との関連は消失した。

3) 身近な地域環境の尺度、個人レベルの SC と CES-D 得点との関連

同様に、地域環境の質の 7 尺度、個人 SC の 2 指標と CES-D 得点との関連を、単回帰分析で検討すると、全ての変数で CES-D 得点と有意な関連を認

表4 重回帰分析による近隣の地域環境の質、個人レベルのSC¹⁾とCES-D²⁾との関連³⁾

(n=1,786)

説明変数	認知的 SC		CES-D	
	単回帰 estimate (se.)	重回帰 ⁴⁾ estimate (se.)	単回帰 estimate (se.)	重回帰 ⁴⁾ estimate (se.)
近隣の地域環境の質				
利便性と施設・サービスの充実	0.24 (0.04)***	0.12 (0.03)***	-0.22 (0.04)***	-0.13 (0.03)***
近隣の人間関係の結束	0.58 (0.03)***	0.37 (0.02)***	-0.23 (0.04)***	0.10 (0.06)
いやスポーツの場 (スペース)	0.38 (0.06)***	0.15 (0.03)***	-0.26 (0.04)***	-0.03 (0.06)
治安の悪さ、事故の危険性	-0.20 (0.03)***	-0.12 (0.03)***	0.40 (0.05)***	0.29 (0.05)***
密集・猥雑、非衛生	-0.16 (0.05)***	0.008 (0.05)	0.32 (0.08)***	0.15 (0.07)*
自発的な地域活動	0.60 (0.05)***	0.12 (0.05)*	-0.28 (0.06)***	-0.06 (0.07)
街の美観と静謐さ	0.84 (0.07)***	0.39 (0.07)***	-0.48 (0.12)***	0.001 (0.11)
個人レベルの SC				
構造的 SC	0.37 (0.11)***	0.09 (0.09)	-0.18 (0.09)*	-0.05 (0.07)
認知的 SC	—	—	-0.48 (0.04)***	-0.43 (0.04)***
性別 (女子=1, 男子=0)	0.66 (0.22)**	0.32 (0.19)	-0.04 (0.22)	-0.02 (0.25)
家族背景				
親との同居	reference	reference	reference	reference
母親との同居	-1.04 (0.36)**	-0.39 (0.31)	1.92 (0.40)***	1.42 (0.29)***
父親またはそれ以外との同居	-0.63 (0.78)	-0.52 (0.68)	1.77 (0.67)**	1.54 (0.64)*
地域				
I 県 M 市	-0.63 (0.39)	-0.31 (0.26)	0.28 (0.35)	-0.10 (0.34)
C 県 I 市	-1.43 (0.27)***	-0.28 (0.29)	0.19 (0.24)	-0.72 (0.26)**
都内 S 区	-2.12 (0.26)***	-1.59 (0.24)***	1.40 (0.46)**	0.21 (0.30)
都下 K 市	reference	reference	reference	reference
居住年数	0.18 (0.08)*	-0.02 (0.05)	-0.06 (0.06)	0.04 (0.06)
切片		13.6 (1.20)***		19.0 (1.62)***

1) 表中の SC は Social capital である。

2) 表中の CES-D は Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale である。

3) 一般化推定方程式 (GEE) により同一の学校に所属する被験者の級内相関の影響を制御した。表中の数値は非標準化回帰係数 (標準誤差) である。

4) 重回帰モデルでは、表中に結果を示した近隣の地域環境の質、個人レベルの SC、人口学的属性 (性別など) を説明変数として用いた。

*** $P < 0.001$, ** $P < 0.01$, * $P < 0.05$

めた (表 4)。次に、表 4 の全説明変数を投入して、CES-D 得点と身近な地域環境の質との関連を重回帰モデルで検討すると、他変数とは独立に有意な関連を認めたのは「利便性と施設・サービスの充実」($b = -0.18$, $P < 0.001$)、「治安の悪さ、事故の危険性」($b = 0.34$, $P < 0.001$)、「密集・猥雑・非衛生」($b = 0.15$, $P < 0.05$) と「認知的 SC」($b = -0.43$, $P < 0.001$) であった。なお、「近隣の人間関係の結束」と「自発的な地域活動」は予想に反し有意でなかったが、この 2 特性と強い関係がある認知的 SC を同時に重回帰モデルに投入した場合に、回帰係数が著しく低下することを確認した。

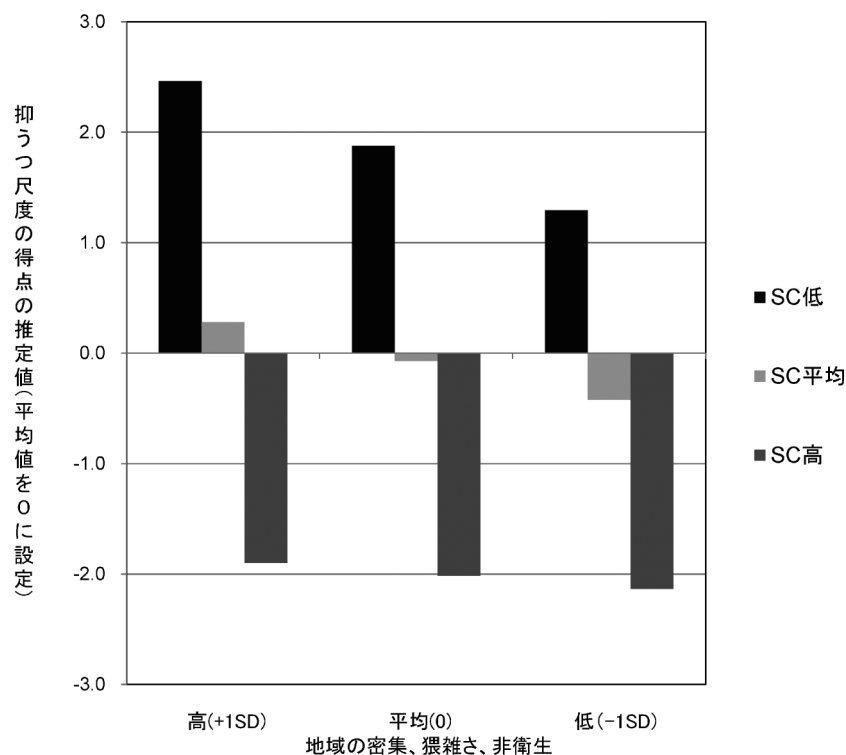
また、抑うつ得点は、両親同居と比べそれ以外の同居形態の生徒で高く、基準地域と比べ C 県 I 市の

生徒は低かった。

5. 交互作用の検討

CES-D を目的変数とした重回帰モデルに、地域環境の質と認知的 SC の交互作用項を加えて検討したところ、「密集・猥雑・非衛生」と「認知的 SC」の交互作用に有意な効果を認めた。すなわち、切片 -0.07 (ns)、「密集・猥雑・非衛生」($b = 0.14$, $P < 0.05$)、「認知的 SC」($b = -0.43$, $P < 0.001$)、交互作用項 ($b = -0.02$, $P = 0.05$) であった。これらの関係を、方法で述べた手法⁴³⁾に従い抑うつ得点を推定し、図 1 に表した。他の条件が同じであれば、「密集・猥雑・非衛生」の得点が高い場合 (+1 SD)、認知的 SC が低い者 (-1 SD) の抑うつ得点は平均より約 2.5 点高く、認知的 SC が高い者 (+1

図1 地域の「密集、猥雑さ、非衛生」の尺度と認知的 Social Capital から推定した抑うつ尺度の得点



注) 地域の密集、猥雑さ、非衛生に対する認知には、該当する尺度を用いている。

凡例の SC は、認知的 Social Capital である。

「低」から「高」までの3段階の設定値は、各尺度得点の平均に標準偏差 (SD) の ± 1.0 倍、0倍 (平均) を加算した数値を使用した。たとえば、「SC 高」とは、SC の平均 (0 点に調整) より $1.0 \times SD$ 高い得点である。

SD) は平均より1.9点低いと推定され、抑うつ得点の差は4.4点となる。それが、「密集・猥雑・非衛生」の得点が低く (-1 SD) になると、認知的 SC が低い者は、抑うつ得点が2.5点から1.3点に低下するが、高い者では-1.9点から-2.1点へとほとんど変化せず、両者の差は1点ほど縮小する。

Ⅳ 考 察

本研究は、中学生を対象に身近な地域環境の質が個人の認知的 SC と関連していること、身近な地域環境の質、個人の認知的 SC が抑うつ症状と関連していることを明らかにした。さらに、地域環境の質と認知的 SC の交互作用項と抑うつ症状の間に有意な関連性を見いだした。

第一に、質的ならび量的研究により中学生の身近な地域環境特性の認知を測定する「利便性と施設・サービスの充実」などの7尺度を作成した。「近隣の人間関係の結束」と「自発的な地域活動」は SC の概念に含められる¹⁵⁾。しかし、残りの「利便性と施設・サービスの充実」、「憩いやスポーツの場」、「治安の悪さ、事故の危険性」などは研究により SC とみなされているが⁴⁵⁾、SC ではないとも指摘されている⁴⁶⁾。よって、本研究では地域環境の質の

尺度と総称した。これらの妥当性と信頼性については、確認的因子分析により構成概念の妥当性を検討し^{42,43)}、クロンバックの α 係数により内的一貫性を検討したところ、統計的に概ね良好な妥当性と信頼性が確保された尺度であると考えられた。

また、地域の住み心地の良さの評価は place attachment と概念化されており、多様な地域環境の特性の認知と関連していることが知られている⁴⁷⁾。本研究の結果では、7点の身近な地域環境の特性に対する認知と地域の住み心地の良さの関係では、矛盾無く予測された方向に有意な相関が認められ、併存的妥当性も認められた。

さらに、これらの尺度が測定している側面や内容は、大枠は Yang ら²⁵⁾、Ziersch ら²⁷⁾が測定した地域環境の特性と非常に近く、コンセプト・マッピングという質的研究法を使ってリストアップされた地域特性のカテゴリーや項目ともかなり共通しており⁴⁸⁾、先行研究との整合性も保たれている。したがって、内容的にも妥当な測定尺度であると考えられる。

ただし、本研究で明らかにしたのは、客観的な地域の社会経済状況や社会資源ではなく、地域特性に対する個人の認知である。これらの主観的な環境評

価は、地域環境の実情をどの程度反映しているのだろうか。思春期を対象にした研究は乏しいが、街や建物など人工物からなる都市部の環境の質の低さは、美観の悪さ、醜悪あるいは非衛生・汚染、落書きの多さ、緑などの自然や憩いのスペースの不足、施設やサービスの不足に対する認知などと結びついており、地域の犯罪や暴力の発生率、秩序の乱れは、恐れや危険などのネガティブな認知的評価と関連しているとの知見がある^{33,49)}。このように人々の身近な地域環境の特性に対する認知は、実際の環境の質的特性を反映した尺度であると思われる。しかも、上記の諸側面は、連帯や自発的活動など地域の人々の様子に関する特性を除くと、本研究の尺度の内容とほぼ重なることがわかる。

もちろん、精神的に抑うつ的な対象者は、環境を否定的に認知する可能性は否定できない。しかし、Ellaway ら⁵⁰⁾は、主観的な近隣環境のストレスと身体的な健康との関連は、心理的特性を制御した上でも、なお関連が認められ、この関連が単なる心理的な反応傾向によるバイアスではないことを示唆した。Aneshensel ら³³⁾、Weden ら⁵¹⁾は、主観的な環境特性は、客観的な環境特性と健康との関係を部分的に媒介する要因であること、しかも主観的な環境特性と健康の関連は、個人の精神健康や社会経済的状態の影響をあまり受けないことを示した。

これらのことから、近隣環境の客観的な指標は健康影響を考える上で重要であるが、主観的な環境評価は特定の地域に住んでいる人々の体験を反映している指標と考えられ、思春期の人々の健康や社会施策を考える上でも有用だと考えられよう^{33,34)}。

第二に、地域環境の質と精神健康の関連については、「利便性と施設・サービスの充実」は抑うつ症状と負の有意な関連が認められ、精神健康を促進する地域環境の一側面であると考えられた。一方、「治安の悪さ、事故の危険性」、「密集・猥雑・非衛生」といった地域環境の特性は、正の有意な関連が認められ、精神的健康の阻害要因であると考えられた。

まず、「利便性と施設・サービスの充実」は、健康的なコミュニティの中心的な要素であり、Macintyre ら^{17,18)}は人々の行動や健康を規定する地域の機会構造の一部だと見なしている。Ziersch らのインタビュー²⁷⁾では、図書館、シャトルバスなど地域のサービスや施設を利用しやすいことが、地域への帰属意識を高め、幸福感、安全・安心な地域という精神健康を高める感覚に結びつくことが語られている。また、地域の利便性の確保や、公共の施設やサービスへのアクセスのしやすさは、大人の場合

は人々の交流、社会的活動や身体的な活動とも関連していた。同様に、中学生においても図書館は学習機会、児童館などは家から出て交流する機会の増加、公園や運動施設は身体活動と関連すると考えられ、健康的な地域としての要素を構成していると考えられる。

「治安の悪さや事故の危険性」という地域の安全性は、思春期の若者が敏感な側面であり⁵²⁾、戸外での活動が制限される可能性が考えられ、身体的、精神的な健康と関連が報告されている^{27,33,52)}。これらの危険性の認知は、本研究と同様に、自動車の交通量の多さによる事故の危険性や見知らぬ人の存在による危険性などに基づいており、思春期の精神健康にとり改善すべき地域環境だと思われる^{4,19)}。

「密集・猥雑・非衛生」は、周辺の危険や汚染への暴露、醜悪な環境と関連しており、地域の経済的水準の低さや地域への悪評、社会的無秩序などと関連すると指摘されている。このことから居住者の疎外感・孤立感や不満が高まると推測される^{47,19)}。このような危険や汚染への暴露やそれによる疎外感、無力感、恐れなどの否定的な心理状態が、抑うつ症状に影響を及ぼすことはストレス過程から十分に考えられる¹⁹⁾。

さらに、GIS (Geographic Information System) を使った研究⁴⁴⁾によると、先に示した「利便性と施設・サービスの充実」、「地域の安全や事故の危険性」、「密集・猥雑・非衛生」という特性は、貧困地域と貧困でない地域の間有意差が認められており、社会経済的な水準を反映していると考えられる。このような身近な環境の質的特性の背後に、地域住民の平均的収入の低さ、失業、教育水準の低さ、問題となる行動の広がりなど地域レベルの社会経済水準の問題が存在している可能性がある^{33,44)}。

なお、「近隣の人間関係の結束」と「自発的な地域活動」は、地域のSC¹⁵⁾と見なせるが、重回帰モデルではCES-Dとの関連を認めなかった。しかし、これらは認知的SCと有意な関連にあり、それを介して健康と関連している可能性がある。このことは、地域のSCが個人のSCとして内面化されるというPutnamの説¹⁵⁾と整合性がある。

第三に、認知的SC、構造的SCと健康の関連では、健康な者ほど社会的な活動に参加しやすいと考えられ、構造的SCと健康の関連は強いと思われる。しかし、先行研究の結果は必ずしも一致していない。本研究では、いくつかの研究^{46,53)}と同様に、学校や地域での活動への参加度と抑うつ症状の関連は認められなかった。中学生の活動への参加は、プラス面のみでなく、時に行動の制約、周囲の

要求に伴う負担を伴うからかもしれない。また、認知的 SC との関連の弱さは、単なる参加や体験が重要なのではなく、そこから認知的 SC の醸成に繋がる何を学習したかが重要であることを示唆している¹³⁾。

一方、認知的 SC は得点が高いほど、抑うつ症状は有意に低い。先の考察を踏まえると、認知的 SC は、地域レベルの社会経済水準を反映した身近な環境の質的特性とは独立に、抑うつ症状と関連していると考えられる。

また、両親同居でない生徒の抑うつ得点が高く家庭環境の重要性が指摘できる²³⁾。なお、予備的分析段階だが、地域環境の質と同様の枠組みで家庭環境と学校環境の質を把握し、三者を同時に重回帰モデルで分析したところ、「利便性と施設・サービスの充実」、「治安の悪さ、事故の危険性」との有意な関連は維持され、先行研究³⁴⁾の指摘の通り、精神健康にとり地域環境は重要と思われる。

最後に、抑うつ得点に対して「密集・猥雑・非衛生」と「認知的 SC」の交互作用の効果が有意であることを示したが、このような研究はまだ多くない¹⁹⁾。交互作用の図 1 から「密集・猥雑・非衛生」面における地域環境の改善は、抑うつ得点から捉えた精神健康の差を縮小し、とりわけ認知的 SC が低水準にある中学生の精神健康に有利に働く可能性が示唆された。

V おわりに

思春期の精神健康に関し、一般に学校や家族が重視されるが、本研究の知見から地域環境の質にも目を向ける必要があるといえよう。その保持増進には、まず地域社会の経済施策や健康施策、自主的活動などにより地域環境の質を改善する取り組みが望まれる。さらに、学校と地域が連携して、中学生の認知的 SC を育む地域の社会関係づくりや社会体験学習に取り組むことも重要だろう。

しかし、本研究には限界があり、課題が残された。まず身近な地域環境の質的特性の測定において、中学生の視点を生かす工夫をしたが、思春期に特有な健康や well-being にとり重要な側面を見逃している可能性もあり、対象学年を広げて、検討を重ねる必要がある。SC の概念と測定に関して、コンセンサスは得られておらず、さらに概念的な検討と測定法の洗練が必要である。

本研究は科学研究費補助金（萌芽研究，課題番号 17650199）の助成を受け、東京学芸大学竹鼻ゆかり准教授，中澤智恵准教授，国立教育政策研究所葉養正明部長

と共同研究した成果の一部である。調査にご協力下さった教育委員会，中学校に感謝申し上げます。

（受付 2010. 9.24）
（採用 2011. 7.15）

文 献

- 1) Putnam R. Social capital: measurement and consequences. *Canadian Journal of Policy Research* 2001; 2: 41-51.
- 2) Kawachi I, Berkman L. Social cohesion, social capital, and health. Berkman LF, Kawachi I. (Eds.). *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press, 2000; 174-190.
- 3) Berkman LF, Glass T. Social integration, social networks, social support, and health. Berkman LF, Kawachi I. (Eds.). *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press, 2000; 137-173.
- 4) Mirowsky J, Ross CE. *Social Causes of Psychological Distress*. 2nd edition. New York: Aldine de Gruyter, 2003; 234-242.
- 5) Islam MK, Merlo J, Kawachi I, et al. Social capital and health: does egalitarianism matter? A literature review. *International Journal for Equity in Health* 2006; 5: 3.
- 6) 湯浅資之, 西田美佐, 中原俊隆. ソーシャル・キャピタル概念のヘルスプロモーション活動への導入に関する検討. *日本公衆衛生雑誌* 2006; 53: 465-470.
- 7) Borgonovi F. A life-cycle approach to the analysis of the relationship between social capital and health in Britain. *Social Science & Medicine* 2010; 71: 1927-1934.
- 8) Waterston T, Alperstein G, Brown SS. Social capital: a key factor in child health inequalities. *Archives of Disease in Childhood* 2004; 89: 456-459.
- 9) Ferguson KM. Social capital and children's wellbeing: a critical synthesis of the international social capital literature. *International Journal of Social Welfare* 2006; 15: 2-18.
- 10) De Silva MJ, McKenzie K, Harpham T, et al. Social capital and mental illness: a systematic review. *Journal of Epidemiology & Community Health* 2005; 59: 619-627.
- 11) 安藤美華代, 朝倉隆司, 中山 薫. 高校生の問題行動と対人関係における信頼感の関連. *学校保健研究* 2004; 46: 44-58.
- 12) Van den Bos W, Westenberg M, van Dijk E, et al. Development of trust and reciprocity in adolescence. *Cognitive Development* 2010; 25: 90-102.
- 13) Flanagan C, Gill S, Galloway L. Social participation and social trust in adolescence: the importance of heterogeneous encounters. Omoto AM. (Ed.) *Process of Community Change and Social Action*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates Publishers, 2005; 149-166.
- 14) Brehm J, Rahn W. Individual-level evidence for the causes and consequences of social capital. *American Journal of Political Science* 1997; 41: 999-1023.

- 15) Putnam RD. 哲学する民主主義 伝統と改革の市民の構造 [Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy] (河田潤一, 訳). 東京: NTT 出版, 2001; 200-231.
- 16) Poortinga W. Social capital: an individual or collective resource for health? *Social Science & Medicine* 2006; 62: 292-302.
- 17) Macintyre S, Ellaway A. Neighborhood and health: an overview. Kawachi I, Berkman LF. (Eds.) *Neighborhoods and Health*. Oxford: Oxford University Press, 2003; 20-42.
- 18) Macintyre S, Ellaway A, Cummins S. Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise and measure them? *Social Science & Medicine* 2002; 55: 125-139.
- 19) Mair C, Diez Roux AV, Galea S. Are neighbourhood characteristics associated with depressive symptoms? A review of evidence. *Journal of Epidemiology & Community Health* 2008; 62: 940-946.
- 20) Inoue S, Ohya Y, Odagiri Y, et al. Association between perceived neighborhood environment and walking among adults in 4 cities in Japan. *Journal of Epidemiology* 2010; 20: 277-286.
- 21) 大賀英史, 大森豊緑, 近藤高明, 他. 地区単位のソーシャル・キャピタルの測定尺度の妥当性に関する検討. *厚生 の 指標* 2010; 57(15): 32-39.
- 22) Ellen IG, Turner MA. Does neighborhood matter? Assessing recent evidence. *Housing Policy Debate* 1997; 8: 833-866.
- 23) Curtis LJ, Dooley MD, Phipps SA. Child well-being and neighbourhood quality: evidence from the Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth. *Social Science & Medicine* 2004; 58: 1917-1927.
- 24) Sooman A, Macintyre S. Health and perceptions of the local environment in socially contrasting neighbourhoods in Glasgow. *Health & Place* 1995; 1: 15-26.
- 25) Yang M, Yang MS, Shih CH, et al. Development and validation of an instrument to measure perceived neighbourhood quality in Taiwan. *Journal of Epidemiology & Community Health* 2002; 56: 492-496.
- 26) Echeverria S, Diez-Roux AV, Link BG. Reliability of self-reported neighborhood characteristics. *Journal of Urban Health* 2004; 81: 682-701.
- 27) Ziersch A, Baum FE, MacDougall C, et al. Neighborhood life and social capital: the implications for health. *Social Science & Medicine* 2005; 60: 71-86.
- 28) Parkes A, Kearns A. The multi-dimensional neighbourhood and health: a cross-sectional analysis of the Scottish Household Survey 2001. *Health & Place* 2006; 12: 1-8.
- 29) Morrow V. Using qualitative methods to elicit young people's perspectives on their environments: some ideas for community health initiatives. *Health Education Research* 2001; 16: 255-268.
- 30) Farver JAM, Ghosh C, Garcia C. Children's perceptions of their neighborhoods. *Journal of Applied Developmental Psychology* 2000; 21: 139-163.
- 31) Morrow V. 'Dirty looks' and 'trampy places' in young people's accounts of community and neighborhood: implication for health inequalities. *Critical Public Health* 2000; 10: 141-152.
- 32) Cattell V. Poor people, poor places, and poor health: the mediating role of social networks and social capital. *Social Science & Medicine* 2001; 52: 1501-1516.
- 33) Aneshensel CS, Sucoff CA. The neighborhood context of adolescent mental health. *Journal of Health & Social Behavior* 1996; 37: 293-310.
- 34) Wu Q, Xie B, Chou CP, et al. Understanding the effect of social capital on the depression of urban Chinese adolescents: an integrative framework. *American Journal of Community Psychology* 2010; 45: 1-16.
- 35) 佐藤 寛, 下津咲絵, 石川信一. 一般中学生におけるうつ病の有病率. *精神医学* 2008; 50: 439-448.
- 36) 朝倉隆司. ソーシャル・キャピタルは子どもの健康格差を緩和する鍵となるか. *学術の動向* 2010; 15: 88-95.
- 37) Dallago L, Perkins DD, Santinello M, et al. Adolescent place attachment, social capital, and perceived safety: a comparison of 13 countries. *American Journal of Psychology* 2009; 44: 148-160.
- 38) Almedom AM. Social capital and mental health: an interdisciplinary review of primary evidence. *Social Science & Medicine* 2005; 61: 943-964.
- 39) Lundborg P. Social capital and substance use among Swedish adolescents: an explorative study. *Social Science & Medicine* 2005; 61: 1151-1158.
- 40) Bradley KL, Bagnell AB, Brannen CL. Factorial validity of the Center for Epidemiological Studies Depression 10 in adolescents. *Issues in Mental Health Nursing* 2010; 31: 408-412.
- 41) Brown TA. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: The Guilford Press, 2006; 40-102.
- 42) Byrne BM. *Structural Equation Modeling with EQS: Basic Concepts, Applications, and Programming* 2nd edition. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates Publications, 2006; 94-102.
- 43) Aiken LS, West SG. *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*. Newbury Park, Calif: Sage Publications, 1991.
- 44) Neckerman KM, Lovasi GS, Davies S, et al. Disparities in urban neighborhood conditions: evidence from GIS measures and field observation in New York City. *Journal of Public Health Policy* 2008; 30: S264-S285.
- 45) De Silva M. Systematic review of the methods used in studies of social capital and mental health. McKenzie K, Harpham T. *Social Capital and Mental Health*. London and Philadelphia: Jessica Kingsley Publishers, 2006; 39-67.
- 46) Harpham T. The measurement of community social capital through surveys. Kawachi I, Subramanian SV,

- Kim D. (Eds.) *Social Capital and Health*. New York: Springer, 2008; 51-62.
- 47) Bonaiuto M, Aiello A, Perugini M, et al. Multidimensional perception of residential environment quality and neighbourhood attachment in the urban environment. *Journal of Environmental Psychology* 1999; 19: 331-352.
- 48) O'Campo P, Salmon C, Burke J. Neighbourhoods and mental well-being: what are the pathways? *Health & Place* 2009; 15: 56-68.
- 49) Fagg J, Curtis S, Clark C, et al. Neighbourhood perceptions among inner-city adolescents: relationships with their individual characteristics and with independently assessed neighbourhood conditions. *Journal of Environmental Psychology* 2008; 28: 128-142.
- 50) Ellaway A, Macintyre S. Does housing tenure predict health in the UK because it exposes people to different levels of housing related hazards in the home or its surroundings? *Health & Place* 1998; 4: 141-150.
- 51) Weden MM, Carpiano RM, Robert SA. Subjective and objective neighborhood characteristics and adult health. *Social Science & Medicine* 2008; 66: 1256-1270.
- 52) Pain R. Gender, race, age, and fear in the city. *Urban Studies* 2001; 38: 899-913.
- 53) Fujiwara T, Kawachi I. A prospective study of individual-level social capital and major depression in the United States. *Journal of Epidemiology & Community Health* 2008; 62: 627-633.
-

Neighborhood environment quality, individual-level social capital, and depressive symptoms among adolescents

Takashi ASAKURA*

Key words : neighborhood environment quality, individual social capital, depressive symptoms, early adolescents, generalized estimating equation regression model

Objectives We aimed to develop measures to assess features of neighborhood quality and individual social capital, as well as their associations with depressive symptoms among early adolescents. To determine whether relations of depressive symptoms with neighborhood quality might be contingent upon the level of individual cognitive social capital, neighborhood-by-cognitive social capital interaction terms were examined.

Methods A qualitative study was conducted to elicit the perceptions of early adolescents about their neighborhood environment. Subsequently, we recruited 2,002 eighth graders and asked for responses to a self-administered questionnaire. The variables analyzed in this study were the Center for Epidemiologic Studies-Depression scale (10 items), features of neighborhood quality, cognitive and structural individual social capital, and demographics. We adopted a generalized estimating equation regression model for the multivariate analysis. The analytic sample was 1,786 with no missing variable in the models.

Results Seven subscales were devised to assess quality features of neighborhood environments with an examination of validity and reliability: “availability of services,” “good neighborhood relations,” “spaces for recreation,” “insecurity and danger of accidents,” “dirty-looking, squalid, unclean,” “civic communities,” and “aesthetic look.” We also developed a scale of individual cognitive social capital, which consisted of three constructs: “social trust,” “reciprocity,” and “social norms.” Additionally, the number of social activities in which subjects participated was counted as an indicator of the structural aspect of individual social capital.

On examination with the generalized estimating equation regression model, “availability of services,” “insecurity and danger of accidents,” “dirty-looking, squalid, unclean,” and cognitive social capital were significantly associated with the CES-D scores controlling for demographics.

We also found a significant interplay between “dirty-looking, squalid, unclean” and the cognitive social capital for estimating scores of depressive symptoms.

Conclusion Improvement in features of neighborhood quality such as availability of services, cleanliness, and security and social order in terms of public policy as well as civic activities could contribute to promotion of mental health in adolescents. Individual cognitive social capital accumulated through experiences of good social relationship in a community could also play important roles in maximizing mental health.

* Tokyo Gakugei University, Department of School Health Care and Health Education