

なぜ居住地域の社会環境が重要か¹

— 孤独の集積と住民のウェルビーイング —

木 田 勇 輔
成 元 哲

1. 居住環境と健康

居住する地域環境の有り様が人々の生活の質、すなわち、ウェルビーイング（健康 = 幸福）に影響を与えることは、これまで国内外の研究でたびたび議論されてきたことである。特に、居住地域の社会環境が住民の健康に及ぼす影響である。社会学では、エミール・デュルケームの『自殺論』や、シカゴを舞台とした Faris と Dunham の研究が古典として知られている（Durkheim 1960=1985; Faris and Dunham 1939）。地理学においては、近隣環境が健康格差を生み出すのではないかという視点から、「健康と場所」に関する研究²が積み重ねられてきた（中谷 2011）。一方、疫学の分野では遺伝子や健康行動などの生物学的・医学的要素が健康を規定する要因として長らく重要視されてきたが、1980年代以降は社会的要因に着目する社会疫学が注目を集めるようになった（近藤ほか 2010, Berkman, Lisa F., Ichiro Kawachi, M. Maria Glymour eds., 2014）。

とりわけ注目を集めてきたのが、社会関係資本と健康との関係である。Kawachi らはアメリカの 39 州のデータを用いて所得の不平等が高い地域ほど社会関係資本が少ないことを示すとともに、社会関係資本の不足が死亡率を高めることを示唆した（Kawachi et al. 1997）。この Kawachi らの研究をきっかけに、2000 年代以降、社会関係資本と健康に関する研究が

次々といわれるようになった (Kawachi et al. eds. 2008=2008)。

こうした社会関係資本と健康に関する研究は、社会学者の Sampson と Putnam の研究を基礎に据えている。Sampson は、社会的凝集性が高い地域コミュニティで生活することが個人の健康度を高めることを強調してきた (Sampson et al. 1997)。社会的凝集性が高い地域では近隣住民間の相互扶助が生じやすく、また住民によるボランティアな活動も活発に行われると考えられるが、こうしたインフォーマルな社会活動は居住者の健康を高める方向に作用する (Sampson 2017)。こうした考えは日本の研究者にも大きな影響を与えており、2000 年代以降には地域の社会関係資本と健康の関連性を検討する経験的研究が積み重ねられてきた (原田ほか 2005; 藤澤ほか 2007; 埴淵ほか 2010; 播磨・佐々木 2013; 藤田ほか 2014; 渡邊 2014; 近藤編 2020)。

次に課題となるのが、地域のどのような社会関係資本がウェルビーイングに影響を与えるのかという点である。Putnam は社会関係資本の構成要素として、社会的ネットワーク、一般的信頼、互酬性の規範の 3 つの要素に着目しており、さらにネットワークの性質によって結合型と橋渡し型の 2 つの類型に分類できるとした (Putnam 2000=2006)。Putnam らの議論に対して別の角度から社会関係資本を指標化する試みもあり、その一つが Sampson らの集合的効力感である。これは地域住民が相互に信頼しあい、コミュニティの改善に取り組む態度を測定したものである (Sampson et al. 1997)。Sampson らは社会的ネットワークのような構造的な社会関係資本よりも集合的効力感のような認知的な社会関係資本を重視する立場を取っているが、その理由の一つはアメリカの貧困地区においては住民相互の濃密な社会的ネットワークが観察されるが、それらがしばしば住民のウェルビーイングを下げる方向に働くためである (Caughy et al. 2003)。住民のウェルビーイングを高める社会関係資本を取り出す際には、地域住民の相互信頼や公共善へのコミットメントの測定に焦点を絞ることは確かに有効な戦略であった。集合的効力感の有効性を示す研究は多いが、シカゴを対

象とした研究では、集合的効力感の高い地域においては犯罪が抑制されたり、住民の精神的健康が改善されたりすることが示されている (Sampson 2012; Browning and Cagney 2002)。こうした研究の影響を受け、日本でも集合的効力感の有効性を検証する研究がなされてきた (原田・杉澤 2015; 赤枝 2018; 木田・成・河村 2018)。

Sampson らの研究では地域を中心としたコミュニティの衰退と社会関係資本の減少を関連づけて議論する傾向があるが、コミュニティは地域のみには存在するものではない。Wellman と Leighton はこの問題にいち早く着目し、非空間的ないしは非地域的なコミュニティの存在を強調するコミュニティ解放論を提唱した (Wellman and Leighton 1979=2012)。コミュニティ解放論の立場に基づけば、社会関係資本は地域以外の様々なタイプのコミュニティにも存在しうる。インターネットやスマートフォンといった ICT の普及により、非空間的ないしは非地域的なコミュニティや社会的ネットワークの影響がますます強まってくると考えられる (Rainie and Wellman 2012)。したがって、仮に地域の社会関係資本に恵まれなかったとしても、友人・知人などの社会的ネットワークの効果によってウェルビーイングが高まることもあるだろう。

社会的ネットワークを介した行動や規範の広がり (伝播) に関しては、Christakis と Fowler の一連の研究によって示唆されている (Christakis & Fowler 2007)。彼らは、1971 年に開始された Framingham Offspring Study に参加する約 5 千人のコホートに対して、2003 年までに 7 回の追跡調査によって、その参加者のすべての親族及び友人に関する情報について回答を求めた。この 7 回の調査データを用いて、ネットワークでつながっている他者 (Alter) の体重変化が回答者本人の体重変化にどのような影響を与えるのかを分析している。分析の結果、肥満になった友人がいた場合、回答者本人も肥満になる確率は 57% 増加することが示された。要するに、友達が肥満になった場合、自分が体重増加になることを許容するようになり、より直接的に行動や規範の変容をもたらすことにつながる。

ここで注目したいのは、地域内外のコミュニティにおいて社会関係資本の恩恵を受けることのできない孤独な人々の存在である。Hawley and Cacioppoによると、孤独とは、認知された社会的孤立（perceived social isolation）と同義語である。彼らによると、孤独は「ある人の社会的ニーズがその人が持っている社会的な関係の量、あるいは、とりわけ、その関係の質によって満たされていないという認知に伴う苦痛」として定義される（Hawley and Cacioppo 2010）。海外では、この孤独の健康への影響が科学的に検証されてきている（杉岡 2014）。ただ、Cacioppoらは、「多くの変数の絡む多くのレベルから眺めると、孤独感がどのように不健康をもたらすのかという問題に対する唯一の単純な答えなど見つけられない。代わりに、それは交差し合う五つの経路を進む、過酷な摩耗のプロセスであるというのが、いちばん正確な見方だろう」と指摘する（Cacioppo and Patrick 2008=2018）。そして、本稿にとって重要な指摘をCacioppoらは語っている。それは、「孤独感であれ社会的満足感であれ、社会的な文脈はなぜ、どのようにして、それほど大きな影響を私たちに与える力を持っているのかを、もう少し深く掘り下げ、探求する必要がある」ということである（Cacioppo and Patrick 2008=2018）。

本稿で検討するのは、孤独な人々が特定の地域に集積するネガティブな効果である。もしある地域に孤独感を強く感じる人が寄り集まったとしよう。住民の間で、孤独が認知されている地域では、挨拶をはじめとした基本的な相互交流すら低調となり、地域内を支配する空気は重苦しいものとなる。こうした地域に住む人々はその地域で生活することに否定的な意味づけを与えるようになり、それは健康度をはじめとしたウェルビーイングにも悪い影響をもたらす可能性がある。一定地域において、孤独な人々が集住することがもたらす否定的な効果については社会関係資本論が積極的に論じてこなかった問題であるが、「無縁社会」とも言われる現代の日本においては重要な研究課題となる。

以上のような問題関心から、本稿では居住地域の社会環境が人々のウェ

ルビーイングに与える影響について検討していきたい。本稿がウェルビーイングの指標として用いるのは、先行研究でもしばしば用いられてきた主観的な健康度である。主観的な健康度は回答者自身による健康状態の評価であるために文字通り主観的な要素が含まれた指標であるが、個人の健康状態を示す指標としては頑健な性質を持っているため先行研究で数多く用いられてきた。本稿では2020年2月に実施した「名古屋市における地域のつながりと生活満足度に関する調査」のデータを用い分析を進めていく。

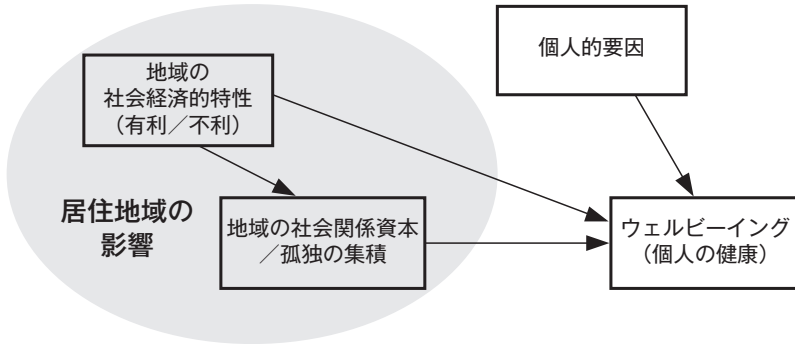
2. 分析の枠組み

居住地域の社会経済的特性とその社会関係資本は人々の研究にどのような影響を与えるのであろうか。まず、地域の社会経済的特性について検討しよう。アメリカの州単位のデータを用いた研究では、地域内の所得の不平等度が高い、つまり格差が大きいほど住民の健康にネガティブな影響を与えることが明らかになっている（Kawachi et al. 1997）。一方、近隣地区を単位とした研究では、貧困層が集積するなど不利の集積が見られる地区に居住することによるネガティブな近隣効果が想定されており、いくつかの研究においてもこの近隣効果の存在は実証されている（Schulz et al. 2000; Browning and Cagney 2002; 中谷・埴淵 2013）。本稿では近隣地区を単位とした研究を行うことから、名古屋市においても地域レベルでの不利の集積が主観的な健康度を損なう方向に作用する、すなわち近隣効果が存在すると考える。

次に、地域の社会関係資本について検討する。多くの研究において社会関係資本は媒介変数としての役割を果たすと想定されている（Kawachi et al. 1997; Browning and Cagney 2002; Sampson 2012）。つまり、地域の社会経済的特性が地域の社会関係資本の多寡に影響を与え、さらに社会関係資本が主観的な健康度のようなアウトカムとなるウェルビーイング指標に影響を与えるというメカニズムである。ここで問題となるのは個人的要因の影響である。個人のウェルビーイングは性別、年齢、社会階層、家族

形態などの要因に影響を受けるため、マルチレベル分析を用いてこうした変数を統制したうえで分析を行う必要がある。以上の議論を整理すると図1のようになるだろう。

図 1. 本研究における分析の枠組み



また、先行研究では地域レベルの社会関係資本が特定の人々にしか有効ではないのではないかと論点も問われてきた。具体的には男性の住民や高学歴の住民にとって地域の社会関係資本が精神的健康を悪化させる可能性が示唆されている（渡邊 2014）。さらに、性別以外では年齢層によっても居住地域から受ける影響の度合いが異なることも考えられよう。以上の議論を踏まえ、本稿では性別や年齢といった基本的な属性ごとに居住地域がどのように影響するのかという点を検討したい。具体的にはサンプルを基本属性で分割する層別分析を行うことで、人々が居住地域から相対的に大きな影響を受けているのかという点を明らかにしたい。

3. データと方法

3-1. データ

名古屋都市圏研究会が2020年2月に実施した「名古屋市における地域のつながりと生活満足度に関する調査」を用いる。2020年1月現在で名古屋市に居住し選挙人名簿に記載されている30歳から74歳の住民を調査対象とした。調査の実施にあたって、名古屋大学大学院環境学研究科にお

いて「ヒトを対象とする研究」に関する倫理審査を申請し、承認を得た。

本研究で標本抽出の単位としたのは、小学校区を基準とした266の学区である³。この学区を近隣の単位として利用することの利点の一つは、この学区が歴史的に見て行政や住民自治の単位となってきたことである。多くの学区では町内会・自治会などの地域住民組織は学区を単位とした学区連絡協議会の元に組織化されており、運動会などの学区を単位としたイベントもしばしば行われている。したがって、学区は名古屋市民の近隣における生活の単位として考えることができるだろう。本研究で学区を近隣の単位とするもう一つの理由は、行政における統計の集計単位となっている点である。名古屋市は国勢調査をはじめとしたデータを学区単位で集計し、ホームページ上で公開している。これらのデータはマルチレベル分析を行う際に集団レベル（レベル2）の変数として利用することが可能である。

調査においては266の学区から50を選出し、そこから個人を抽出するという二段抽出を行っている。一段目の抽出にあたって、266の学区に対して統計データを用いた階層的クラスター分析（ウォード法）で解釈可能な7つのクラスターを取り出し、この7つのクラスターから確率比例で50の学区を抽出した。二段目の抽出では、この50の学区に100人ずつを割り当てて選挙人名簿から等間隔抽出を行った⁴。調査票の配布と回収は郵送で行い、最終的に2,178票を回収した。有効回収率は43.6%である。分析にあたっては使用する変数に欠損値のない1,887人のデータを使用する。

3-2. 使用する変数

目的変数としては主観的な健康度を用いる。設問は「あなたの現在の健康状態について、あてはまるもの一つに○をつけてください」であり、「1. よい」「2. まあよい」「3. ふつう」「4. あまりよくない」「5. よくない」の5段階である。今回は調査で得られた数値をそのまま用いるため、自ら

の健康への評価が低いほど数値が高い。

説明変数は居住地レベルの不利の集積、近所づきあいの密度、集合的効力感、孤独感である。不利の集積を指標化するにあたっては、国勢調査のデータから266の学区のブルーカラー職の従事者比率（生産、輸送、建設、運搬）、ホワイトカラー職の従事者比率（管理、専門、事務）、完全失業率、非正規雇用者比率、ひとり親世帯比率を得て、このデータに対して主成分分析を行った（ $\alpha = .91$ ）。この分析から調査対象となった50学区分の主成分得点を取り出し、これを変数として用いる。近所づきあいの程度は、質問紙調査で得られた4段階の回答をそのまま得点として利用する。設問は「あなたは、ご近所の方とどのようなおつきあいをされていますか」というものであり、選択肢は「1. 互いに相談や日用品の貸し借りをするなど、生活面で協力しあっている人がいる」「2. 日常的に立ち話しをする程度のつきあいはしている」「3. あいさつ程度の最小限のつきあいしかしていない」「4. つきあいは全くしていない」である。近所づきあいの程度が強いほど数値が高くなるよう、-1をかけて項目を逆転させている。集合的効力感は質問紙調査のデータから計算した各学区の平均値である。質問項目はSampsonらの研究を参考にしたもので、近隣住民のコミットメントに対する評価が2項目、近隣住民の社会的凝集性に対する評価が5項目の合計7項目から成る⁵。これらについて、「あてはまる」から「あてはまらない」の4件法で回答を得たうえで、最尤法による因子分析から因子得点を得た（ $\alpha = .91$ ）。そして、孤独者の集積を捉えるために用いるのが、RusselらのUCLA孤独感尺度である（Russel et al. 1978）。ただし、調査票の紙幅の都合から豊島・佐藤（2013）による短縮版の6項目を用いた。この6項目に「よくある」から「まったくない」の4件法で回答を得ている。このデータに最尤法による因子分析を行い、その因子得点を得た⁶（ $\alpha = .81$ ）。

統制変数としては個人レベルの社会属性を投入する。具体的にはまず性別（女性ダミー）、年齢（5歳刻み）、そして社会経済的地位としての学歴

と世帯年収である。このうち年齢、学歴、世帯年収については順序尺度で得た値をそのまま用いることにする。また、既婚ダミー、居住期間、持家ダミーを投入する。さらに、公営住宅の居住が居住地レベルの不利の集積と関連性を持つことも考えられることから、公営住宅ダミーを投入する。加えて、近所づきあいの程度、集合的効力感、孤独感については、学区平均値を用いて中心化を行った値を統制変数として投入する。分析に用いる変数の記述統計については表1の通りである。

表 1. 分析に用いる変数の記述統計量

	N	Mean	SD	Min.	Max.
主観的健康観	1887	2.900	.912	1.000	5.000
女性 (ダミー)	1887	.568	.496	.000	1.000
年齢	1887	5.383	2.460	1.000	9.000
既婚 (ダミー)	1887	.740	.439	.000	1.000
同居家族数	1887	2.521	.947	1.000	6.000
教育	1887	2.974	1.051	1.000	5.000
世帯年収	1887	3.672	1.700	1.000	8.000
近所づきあいの程度 (CWC)	1887	-.005	.715	-1.718	1.864
集合的効力感 (CWC)	1887	.005	.939	-2.286	2.801
孤独感 (CWC)	1887	.000	.904	-1.682	3.023
不利の集積	1887	-.095	1.087	-1.900	2.330
近所づきあいの程度 (学区平均)	1887	-2.612	.129	-2.864	-2.282
集合的効力感 (学区平均)	1887	-.007	.175	-.465	.372
孤独感 (学区平均)	1887	.001	.143	-.278	.271

3-3. 分析方法

個人が居住地 (学区) にネストされているデータであるため、居住地レベルの切片にランダム効果 (誤差項) を導入したマルチレベル分析 (階層線形モデル) を用いる (Snijders and Bosker 2012; Hox et al. 2018)。個人レベルの目的変数 Y (連続変量) に対して個人レベルの説明変数 X が p 個、居住地レベルの説明変数 Z が q 個ある場合、以下の2つの式を立てることができる。

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \dots + \gamma_{p0} X_{p ij} + R_{ij}$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_{1j} + \dots + \gamma_{0q} Z_{qj} + U_{0j}$$

1行目の式が個人レベルのモデルを、2行目の式が居住地レベルの式を

示し、 i は個人を、 j は居住地区を指す。2 行目の式を 1 行目に代入し、さらに数列を使ってこの式を整理すると、ランダム切片モデルは以下のように表現できる。

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{h=1}^p \gamma_{h0} X_{hij} + \sum_{k=1}^q \gamma_{0k} Z_{kj} + U_{0j} + R_{ij}$$

$U_{0j} + R_{ij}$ はモデルのランダムパートとも呼ばれるが、 U_{0j} の分散を τ^2 、 R_{ij} の分散を σ^2 とするとき、切片とランダム効果のみを投入したヌルモデルから $\frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2}$ を計算することで級内相関係数 ICC を求めることができる。この ICC はランダムパートの分散のうち居住地に由来する割合である。ヌルモデルを用いて主観的な健康度の ICC を計算したところ、その値は .02 であった。

ICC が高ければ高いほど U_{0j} を加えたマルチレベルモデルの必要性は高まるが、具体的にマルチレベル分析が必要となる明確な基準値が存在するわけではない。主観的な健康度の .02 という ICC の値は一般的には非常に低い値と考えられるが、ICC だけでマルチレベル分析の適用を判断するのは危険であるという指摘もある (Nezlek 2008)。シミュレーションの結果からは、.01 のように ICC が非常に小さな値を取る場合でも、OLS の推定値の第 1 種の過誤が非常に大きくなる可能性があることが示唆されている (Musca et al. 2011)。したがって、Nezlek の言うように、マルチレベルのデータ構造が想定されるのであれば、原則としてマルチレベル分析を行うのが妥当であろう (Nezlek 2008)。

本稿では分析に R (ver4) を使い、lme4 パッケージの lmer 関数で推定を行う。推定方法は制限付き最尤法である。ただし lmer 関数を用いた分析では検定結果が表示されないため、補助パッケージである lmerTest を使って検定における自由度と p 値を得た。なお、lmerTest ではデフォルトで Satterthwaite の方法による自由度が用いられるが、本稿では Kenward-Roger の方法による自由度を利用する。

4. 分析結果

4-1. 居住地域の効果に関する分析

まず、個人レベルの属性のみを投入した Model 1 の結果を確認する。まず、年齢が高いほど主観的な健康度が悪化する傾向が確認されたが (.039, $p < .001$)、これについては一般的に予想される通りであろう。また、配偶者ダミーがマイナス、つまり配偶者がいないものほど主観的な健康度が低下することも分かった (-.105, $p < .05$)。配偶者がいないことによる孤独感が主観的な健康度を悪化させている可能性が考えられる。一方、教育の程度が低いほど (-.120, $p < .001$)、収入が少ないほど (-.075, $p < .001$)、主観的な健康度が悪化する傾向があった。これらを見れば社会経済的地位が個人の健康に影響を与えることは社会疫学における通説と言ってもよいだろうが、今回の分析でもこの点は確認されたと言えるだろう。

Model 2 では学区レベルの不利の集積指標を投入した。この分析の結果は、性別・年齢などの社会属性や社会経済的地位を調整してもなお、不利の集積が高い学区に居住すると主観的な健康度が損なわれる傾向があることを示している (-.064, $p < .01$)。個人属性の効果は Model 1 とほぼ同じであるが、既婚者ダミーの傾きが少し 0 に近づいているため (-.101)、検定の結果が $p < .1$ となった。

Model 3 では不利の集積をいったんモデルから外し、近所づきあいの密度、集合的効力感、孤独感を投入した。なお、それぞれの変数について居住地平均と居住地平均で中心化した値 (CWC, Centering Within Cluster) を投入している。まず、居住地平均で中心化した個人レベルの値に関しては、近所づきあいの密度の推定値は 10% 水準で有意であり、近所づきあいの程度の推定値は統計的に有意ではなく (.007, n.s.)。集合的効力感 (-.055, $p < .05$) と孤独感 (.279, $p < .001$) の推定値はいずれも統計的に有意であった。つまり、集合的効力感が居住する学区平均よりも低いものほど、また孤独感が学区の平均より高いものほど主観的な健康度が下がる傾向がある。次に学区レベルの平均値の効果を検討すると、10% 水準では

あるが近所づきあいの程度の学区平均が高いほど主観的な健康度が悪化する傾向があった (.332, $p < .1$)。集合的効力感 (-.037, n.s.) の双方の推定値は統計的に有意ではなかったが、孤独感の平均が高い学区に住むものほど主観的な健康度が悪化する傾向があった (.465, $p < .01$)。

Model 4 は、Model 3 に不利の集積を投入したフルモデルである。まず、居住地平均で中心化した個人レベルの値に関しては、近所づきあいの密度の推定値は有意ではなかったものの (.008, n.s.)、集合的効力感 (-.055, $p < .05$) と孤独感 (.281, $p < .001$) の推定値は Model 3 と同様にいずれも統計的に有意であった。次に学区レベルの平均値の効果を検討すると、近所づきあいの密度 (.141, n.s.) および集合的効力感 (-.020, n.s.) の双方の推定値は統計的に有意ではなかった。その一方で、孤独感の平均が高い学区に住むものほど主観的な健康度が悪化する傾向があった (.353, $p < .05$)。なお、このモデルでは不利の集積の傾きが少し小さくなったため、検定の結果も 10% 水準となっている (.045, $p < .1$)。したがって、不利の集積の効果の一部は地域の社会関係資本や孤独の集積に媒介されている可能性がある。

表 2. 主観的健康観を目的変数としたマルチレベル分析

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
個人レベル				
(Intercept)	3.370 *** (.115)	3.311 *** (.117)	3.880 *** (.524)	3.346 *** (.593)
女性 (ダミー)	-.048 (.042)	-.044 (.041)	.012 (.041)	.017 (.041)
年齢	.039 *** (.009)	.039 *** (.009)	.051 *** (.009)	.052 *** (.009)
既婚 (ダミー)	-.105 * (.053)	-.101 † (.053)	.009 (.051)	.010 (.051)
同居家族数	.024 (.024)	.016 (.025)	-.052 * (.024)	-.049 * (.024)
教育	-.120 *** (.021)	-.101 *** (.022)	-.106 *** (.021)	-.096 *** (.021)
世帯年収	-.075 *** (.014)	-.070 *** (.014)	-.060 *** (.013)	-.057 *** (.013)
近所づきあいの程度 (CWC)			.007 (.032)	.008 (.032)
集合的効力感 (CWC)			-.055 * (.024)	-.055 * (.024)
孤独感 (CWC)			.279 *** (.023)	.281 *** (.023)
居住地レベル				
不利の集積		.064 ** (.020)		.045 † (.023)
近所づきあいの程度 (学区平均)			.332 † (.197)	.141 (.221)
集合的効力感 (学区平均)			-.037 (.144)	-.020 (.144)
孤独感 (学区平均)			.465 ** (.137)	.353 * (.149)
AIC	4906.921	4904.592	4756.792	4760.781
Log Likelihood	-2444.461	-2442.296	-2363.396	-2364.390
Number of observations	1887	1887	1887	1887
Number of groups	50	50	50	50
ICC	.000	.000	.000	.000

***p<.001; **p<.01; *p<.05; †p<.1

4-2. 性別・年齢層別の分析結果

次にサンプルを基本属性で分割した分析結果について検討しよう。まず、社会属性、不利の集積、孤独感 (学区平均および CWC) を投入した分析を全サンプルで行い、これをベースモデルとした (表 3)。このベースモデルでは年齢が上がるほど (.050, p<.001)、教育段階が下がるほど

(-.097, $p < .001$)、世帯年収が下がるほど (-.058, $p < .001$) 主観的な健康度が悪化する傾向があった。また、10%水準ではあるものの、同居家族が多いほど主観的な健康度が下がる傾向があった (.041)。個人レベルの孤独感が高いほど、主観的な健康度は悪化する (.294, $p < .001$)。居住地レベルでは不利の集積が高い学区に居住するほど (.054, $p < .01$)、また孤独感の平均値が高い学区に居住するほど (.327, $p < .05$)、主観的な健康度が悪化する傾向にあった。

次に男女別の分析を見ていく。男性サンプルでは個人レベルで年齢が高いほど (.059, $p < .001$)、教育段階が低いほど (-.083, $p < .01$)、また孤独感が高いほど (.242, $p < .001$)、主観的な健康度が悪化する傾向があった。世帯年収の傾きは全サンプルよりも小さくなっており、検定の結果も10%水準で有意となった (-.036, $p < .1$)。居住地レベルでは不利の集積の推定値は有意ではなく (.055, n.s.)、また孤独感の推定値は10%水準しかクリアしなかった (.441, $p < .1$)。女性サンプルでもやはり個人レベルで年齢が高いほど (.044, $p < .001$)、教育の段階が低いほど (.106, $p < .001$)、孤独感が高いほど (.334, $p < .001$)、主観的な健康度が悪化する傾向があった。

男性サンプルとの比較では、同居家族数が多いほど主観的な健康度が悪化する点が異なるが (.106, $p < .001$)、これは同居家族数が増加するほどケア労働によって精神的・肉体的に疲弊していくことが考えられるだろう。また、世帯年収の傾きは男性サンプルよりも大きいことから (-.080, $p < .001$)、世帯年収の低さが主観的な健康度に与える悪影響は女性において顕著であると考えられる。また、不利の集積の傾きの推定値は男性よりも小さいものの、標準誤差が男性サンプルよりも小さい。したがって、女性サンプルでは不利の集積の高い学区に居住すると、主観的な健康度が悪化する傾向があった (.052, $p < .05$)。孤独感の学区平均に関しては、傾きの推定値が男性サンプルの推定値よりも小さく、検定の結果も有意ではなかった (.229, n.s.)。

最後に年代でサンプルを分割した分析結果を見る。50代以下のサン

ルでは、個人レベルで年齢が高いほど (.043, $p<.01$)、教育の段階が低いほど (-.088, $p<.01$)、世帯年収が低いほど (-.054, $p<.01$)、孤独感が高いほど (.319, $p<.001$)、主観的な健康度が悪化する傾向があった。居住地レベルでは不利の集積の高い学区での居住や (.065, $p<.05$)、孤独感の平均値の高い学区での居住が主観的な健康度を下げる傾向にあった (.475, $p<.05$)。

一方、60代以上のサンプルの分析結果で統計的に有意な説明変数は個人レベルの教育 (-.122, $p<.001$)、世帯年収 (-.063, $p<.01$)、孤独感 (.242, $p<.001$)のみであった。年齢の傾きの推定値はほぼ0に近いことから (.000, n.s.)、60代以上のサンプルでは年齢の上がると主観的な健康度を下げるとは言えない。また、居住地レベルでは不利の集積 (.022, n.s.) と孤独感の学区平均の推定値 (.040, n.s.) について検定を行ったが、その結果は有意ではなかった。以上から考えると、60代以上の層に比べると50代以下の年齢層において居住地による影響がはっきりと現れていると言えるだろう。

表 3. 基本属性でサンプルを分割した分析の結果

	全サンプル	男性	女性	50代以下	60代以上
個人レベル					
(Intercept)	3.016 *** (.114)	3.027 *** (.162)	3.043 *** (.149)	2.953 *** (.143)	3.596 *** (.362)
女性 (ダミー)	.017 (.040)			.077 (.051)	-.102 (.065)
年齢	.050 *** (.009)	.059 *** (.013)	.044 *** (.011)	.043 ** (.015)	.000 (.039)
既婚 (ダミー)	.013 (.051)	.022 (.085)	.001 (.064)	.029 (.065)	-.044 (.084)
同居家族数	.041 † (.024)	-.035 (.036)	.106 *** (.031)	.038 (.029)	.050 (.040)
教育	-.097 *** (.021)	-.083 ** (.030)	-.115 *** (.031)	-.088 ** (.028)	-.122 *** (.033)
世帯年収	-.058 *** (.013)	-.036 (.021)	-.080 *** (.017)	-.054 ** (.018)	-.063 ** (.021)
孤独感 (CWC)	.294 *** (.022)	.242 *** (.034)	.334 *** (.029)	.319 *** (.028)	.242 *** (.037)
居住地レベル					
不利の集積	.054 ** (.020)	.055 (.033)	.052 * (.025)	.065 * (.026)	.022 (.032)
孤独感 (学区平均)	.327 * (.144)	.441 † (.224)	.229 (.187)	.475 * (.184)	.040 (.229)
AIC	4744.626	2131.707	2645.146	3147.633	1641.323
Log Likelihood	-2360.313	-1054.854	-1311.573	-1561.816	-808.661
Number of observations	1887	816	1071	1219	668
Number of groups	50	50	50	50	50
ICC	.000	.000	.000	.000	.000

***p < .001; **p < .01; *p < .05; † p < .1

5. 考察と結論

以上の分析結果をまとめよう。第一に、地域の社会経済的特性と社会関係資本が住民のウェルビーイングに与える影響についてである。不利の集積度の高い地区に居住することは主観的な健康度を悪化させる傾向があることが明らかになった。これについては、先行研究から予想された通りの結果であると言える。ただ、近隣住民との交流や集合的効力感の影響は地域レベルでは確認できず、孤独感だけが地域レベルでの影響が確認された。この結果は、名古屋市においては孤独の集積が主観的な健康度のようなウェルビーイングを引き下げている可能性があることを示唆する。

第二に、どのような人々が居住地の影響を受けやすいかという点について

てである。性別・年齢による層別分析の結果からは、60代以上に比べ、50代以下の年齢層で居住地レベルの変数の影響が明確に表れた。したがって、今回の結果からは相対的に若い世代の方が居住地の影響を受けやすいと言えるかもしれない。一方、性別に関しては男性の方が居住地の影響を受けやすいことが予想されたものの、今回の分析結果からは性別による影響の受けやすさの違いについてははっきりとした結論は得られなかった。目的変数を主観的な健康度から精神的健康に変更した場合などを含めて、この点についてはもう少し慎重に検討していく必要があるだろう。

以上の通り、本研究は地域における孤独の集積が住民のウェルビーイングに影響を与えることを明らかにした。多くの先行研究は社会関係資本が存在することの効果に着目してきたが、そのような分析では名古屋調査の結果をうまく解釈できない可能性がある。むしろ「社会関係資本を持たず、心理的にも社会からの距離を感じている人」の集住によるネガティブな効果を持つと想定したほうが、本稿の分析結果をうまく説明することができる。ただ、孤独の集積が住民のウェルビーイングにどのようなメカニズムを通じて、どれほどのインパクトをもたらすのかについては未解明な点も多い。

また、もし孤独の集積が住民のウェルビーイングにネガティブな効果を持つとしたら、これは政策的にも重要な意味を持つであろう。この20年余り、社会関係資本論は政策にそれなりに影響力を持ってきたが、その主眼は社会関係資本をいかに増加させるかという点にあった。しかし、もし日本の地域コミュニティにおいて孤独の集積が社会関係資本よりも住民のウェルビーイングに与える影響が大きいとしたら、孤独の集積を減らすことの方が政策の現場では重要になるかもしれない。たとえば、地域内で孤立している人々を把握して様々なケアを行うことができれば、それは本人だけでなく、その地域に住む人々のウェルビーイングを高めることにつながる可能性があるだろう。

-
- 1 本稿は、科学研究費助成事業（日本学術振興会）19H00614「子ども食堂が切り開く新たなソシアビリテの可能性」と18H00924「名古屋都市圏の「見えない格差」：何が地域社会のウェルビーイングを規定するのか」による一連の調査研究プロジェクトの成果である。2020年2月調査の全体的な傾向は「名古屋都市圏研究会」のホームページ（<https://nagoya-city-research.jimdofree.com/>）に「名古屋市内における地域のつながりと生活満足度に関する調査速報」として公開されている。本調査研究は多くの方に支えられている。まず、今回の調査にご回答いただいた名古屋市民の方々に御礼申し上げます。また、お名前は挙げていないが、調査研究を支えてくださった研究室スタッフはじめ多くの方々にも御礼申し上げます。
 - 2 学術雑誌 Health & Place がこのテーマを扱う専門ジャーナルである。隔月で査読付きの公衆衛生ジャーナルで、地理的な場所と健康との関係を扱っている。1995年 Elsevier から出版されている。
 - 3 ただし小学校の統廃合などの事情により小学校区と一致しない場合もある。
 - 4 有権者名簿は町丁目を基準として投票区ごとに簿冊としてまとめられている。ほとんどの場合学区は1つから3つ程度の投票区に分類されており、有権者名簿から学区の住民を抽出することは容易である。ただし、千種区では投票区が学区の範囲とは無関係に設定されているため、町丁目から逆引きする形で学区の範囲の有権者を抽出している。このことにより、ごく一部だが住民全体をサンプリングできていない学区がある。具体的にはA町1丁目のうち1～20番地のみが当該学区に含まれるような簿冊がある場合は、等間隔抽出に適さないためサンプリングの対象から外した。
 - 5 前者の2項目は「近所の子たちが学校をさぼって路上でたむろしていたら、近所の人は注意する」「自然災害が起こったとき、近所の人たちはお互いに協力して当面の危機を乗り切ることができる」、後者の5項目は「近所の人は互いにすすんで助け合っている」「近所の人は、お互いに強く結びついている」「近所の人は、お互いに信頼できる人々である」「近所の人は、お互いに仲がよい」「近所の人は、

同じような価値観を持っている」である。

- 6 質問項目は「自分はひとりぼっちだと感じる」「自分は周りの人たちと共通点が多いと感じる（逆転）」「自分には親しい人たちがいると感じる（逆転）」「自分は他の人たちから孤立していると感じる」「自分を本当に理解している人がいると感じる（逆転）」「周りの人たちと一体感がもてないと感じる」の6つである。

【文献】

- 赤杉尚樹, 2018, 「集合的効力感と well-being——不利の集積との交互作用に注目して」小林大祐編『2015年SSM調査報告書9意識II』2015年SSM調査研究会, 103-117.
- Berkman, Lisa F., Ichiro Kawachi, M. Maria Glymour eds., 2014, *Social Epidemiology Second Edition*, Oxford University Press. (2017, 高尾総司・藤原武男・近藤尚己『社会疫学（上）（下）』大修館書店.)
- Browning, Christopher R. and Kathleen A. Cagney, 2002, "Neighborhood Structural Disadvantage, Collective Efficacy, and Self-Rated Physical Health in an Urban Setting," *Journal of Health and Social Behavior*, 43(4): 383-399.
- Cacioppo, John T., and William Patrick, 2008, *Loneliness: Human Nature and the Need for Social Connection*, W W Norton & Co Inc. (2018, 柴田裕之訳『孤独の科学——人はなぜ寂しくなるのか』河出書房新社)
- Caughya, Margaret O' Brien, Patricia J. O' Campo, and Carles Muntaner, 2003, "When Being Alone Might Be Better: Neighborhood Poverty, Social Capital, and Child Mental Health," *Social Science & Medicine*, 57: 227-237.
- Christakis, N.A. and J.H. Fowler, 2007, "The Spread of obesity in a large social network over 32 years," *New England Journal of Medicine*, 357(4): 370-379.
- Delanty, Gerard, 2003, *Community*, Routledge. (2006, 山之内康・伊藤茂訳『コミュニティ——グローバル化と社会理論の変容』NTT出版)
- Durkheim, Emile, 1960, *Le suicide*, Presses Universitaires de France. (1985, 宮島

喬訳『自殺論』中央公論新社)

Faris R. E. L. and Warren H. Dunham, 1939, *Mental Disorders in Urban Areas: An Ecological Study of Schizophrenia and Other Psychoses*, University of Chicago Press.

藤田幸司・金子善博・本橋豊, 2014, 「地域住民における認知的社会関係資本とメンタルヘルスとの関連」『厚生指標』64(1): 1-7.

藤澤由和・濱野強・小藪明生, 2007, 「地区単位の社会関係資本が主観的健康感に及ぼす影響」『厚生指標』54(2): 18-23.

埴淵知哉, 2011, 『NGO/NPOの地理学』明石書店.

埴淵知哉編, 2018, 『社会関係資本の地域分析』ナカニシヤ出版.

埴淵知哉・近藤克則・村田陽平・平井寛, 2010, 「「健康な街」の条件——場所に着目した健康行動と社会関係資本の分析」『行動計量学』37(1): 53-67.

原田謙・杉澤秀博・浅川達人・斎藤民, 2005, 「大都市部における後期高齢者の社会的ネットワークと精神的健康」『社会学評論』55(4): 434-448.

原田謙・杉澤秀博, 2015, 「居住満足度に関連する要因——地域環境に着目したマルチレベル分析」『理論と方法』30(1): 101-115.

橋本健二・浅川達人編, 2020, 『格差社会と都市空間——東京圏の社会地図 1990-2010』鹿島出版会.

播磨優子・佐々木久長, 2013, 「地域住民の社会関係資本と精神的健康との関連」『秋田大学保健学専攻紀要』21(2): 97 - 111.

Hawkley, Louise C., and John T. Cacioppo, 2010, "Loneliness Matters: A Theoretical and Empirical Review of Consequences and Mechanisms," *Annals of Behavioral Medicine*, 40: 218-227.

Hox, Joop J., Mirjam Morebeek, and Rens van de Schoot, 2018, *Multilevel Analysis: Techniques and Applications, Third Edition*, Routledge.

稲葉陽二・藤原佳典, 2013, 『社会関係資本で解く社会的孤立——重層的予防策とソーシャルビジネスへの展望』ミネルヴァ書房.

石田光規, 2011, 『孤立の社会学——無援社会の処方箋』勁草書房.

- イチロー・カワチ, 2013, 『命の格差は止められるか——ハーバード日本人教授の、世界が注目する授業』小学館.
- Kawachi, I., Kennedy, B. P., Lochner, K., and Prothrow-Stith, D., 1997, Social Capital, Income Inequality, and Mortality, *American Journal of Public Health*, 87(9): 1491-1498.
- Kawachi, Ichiro, S.V. Subramanian and Daniel Kim eds., 2008, *Social Capital and Health*, New York: Springer. (2008, 藤澤由和・高尾総司・濱野強訳『社会関係資本と健康』日本評論社.)
- 木田勇輔・成元哲・河村則行, 2018, 「集合的効力感が生み出す活動的な市民——名古屋市調査の定量的研究」『東海社会学会年報』10: 133-143.
- 木田勇輔・成元哲・河村則行, 2019, 「何が都市のつながり格差を生み出すのか——名古屋市における地域間格差の規定要因」『中京大学現代社会学部紀要』13(2): 1-30.
- Klinenberg, Eric, 2012, *Going Solo: The Extraordinary Rise and Surprising Appeal of Living Alone*, New York: The Penguin Press. (2014, 白川貴子訳『シングルルトン』鳥影社)
- Klinenberg, Eric, 2018, *Palaces for the people: How social infrastructure can help fight inequality, polarization, and the decline of civic life*, New York: Broadway Books.
- 近藤克則編, 2020, 『社会関係資本と健康・福祉——実証研究の手法から制作・実践への応用まで』ミネルヴァ書房.
- 近藤克則・平井寛・竹田徳則・市田行信・相田潤, 2010, 「社会関係資本と健康」『行動計量学』37(1): 27-37.
- 倉津進・浅川達人編, 2004, 『新編 東京圏の社会地図 1975-90』東京大学出版会.
- Lister, Ruth, 2021, *Poverty, 2nd Edition*, Polity.
- Mallach, Alan, 2018, *The Divides City: Poverty and Prosperity in Urban America*, Island Press. (2020, 山納洋訳『分断された都市——再生するアメリカ都市の光と影』学芸出版社)

- 松本康, 2021, 『「シカゴ学派」の社会学——都市研究と社会理論』有斐閣.
- Musca, Serban C., Rodolphe Kamiejski, Armelle Nugier, Alain Méot, Abdelatif Er-Rafiy and Markus Brauer, 2011, "Data with Hierarchical Structure: Impact of Intraclass Correlation and Sample Size on Type-I Error," *Frontiers in Psychology*, 2: 74.
- 中田実, 2020, 『住民自治と地域共同管理』東信堂.
- 中谷友樹, 2011, 「健康と場所——近隣環境と健康格差研究」『人文地理』63(4): 58-75.
- 中谷友樹・埴淵知哉, 2013, 「居住地域の健康格差と所得格差」『経済地理学年報』59: 57-72.
- Nezlek, John B., 2008, "An Introduction to Multilevel Modeling for Social and Personality Psychology," *Social and Personality Psychology Compass*, 2(2): 842-860.
- 野口定久, 2008, 『地域福祉論——政策・実践・技術の体系』ミネルヴァ書房.
- 野口定久, 2018, 『ゼミナール地域福祉学——図解で分かる理論と実践』中央法規出版.
- 岡檀, 2013, 『生き心地の良い町——この自殺率の低さには理由がある』講談社.
- 大月敏雄, 2017, 『町を住みこなす——超高齢社会の居場所づくり』岩波書店.
- Putnam, Robert D., 2000, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, New York: Simon & Schuster. (2006, 柴内康文訳『孤独なボウリング——米国コミュニティの崩壊と再生』柏書房)
- Rainie, Lee and Barry Wellman, 2012, *Networked: The New Social Operating System*, MIT Press.
- Russel, Dan, Letitia Anne Peplau, and Mary Lund Ferguson, 1978, Developing a Measure of Loneliness, *Journal of Personality Assessment*, 42: 290-294.
- 斉藤雅茂, 2018, 『高齢者の社会的孤立と地域福祉——計量的アプローチによる測定・評価・予防策』明石書店.
- Sampson, Robert J., Stephen W. Raudenbush, and Felton Earls, 1997,

- “Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy,” *Science*, 277(5328): 918-924.
- Sampson, Robert J., 2012, *Great American City: Chicago and the Enduring Neighborhood Effect*, University of Chicago Press.
- Sampson, Robert J., 2017, “Urban sustainability in an age of enduring inequalities: Advancing theory and econometrics for the 21st-century city,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*(34):8957–8962.
- Schulz, Amy, David Williams, Barbara Israel, Adam Becker, Edith Parker, Sherman A. James and James Jackson, 2000, “Unfair Treatment, Neighborhood Effects, and Mental Health in the Detroit Metropolitan Area,” *Journal of Health and Social Behavior*, 41(3): 314-332.
- Snjders, Tom A. B. and Roel J. Bosker, 2012, *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling, Second Edition*, Sage Publications.
- 杉岡良彦, 2014, 「孤独に関する医学的研究と人間の孤独性」『医学哲学 医学倫理』32: 11-21.
- 成元哲, 2020, 「コロナ禍の子ども食堂——食卓をめぐるソシアビリテの変容」『現代思想』2020年8月号 48-10: 49-56.
- 成元哲・牛島佳代, 2020, 「食卓をめぐるソシアビリテの誕生と変容」『中京大学現代社会学部紀要』14(2): 113-126.
- 成元哲・牛島佳代, 2018, 「子ども食堂、あるいは、家族する時代のボランタリーな共同体家族」『中京大学現代社会学部紀要』12(1): 163-182.
- 成元哲, 2018, 「子ども食堂運動の挑戦——地域の中のもう一つの居場所づくり」『中京大学現代社会学部紀要』特別号: 27-42.
- 豊島彩・佐藤眞一, 2013, 「UCLA 孤独感尺度第3版の短縮版の検討—大学生と中高年者における孤独感の関連要因の検討——」『第24回発達心理学会大会論文集』.
- 渡邊大輔, 2014, 「地域の社会関係資本はだれの健康に影響するのか? ——精神的

健康と社会関係資本」辻竜平・佐藤嘉倫編『社会関係資本と格差社会——幸福の計量社会学』東京大学出版会.

Wellman, Barry and Barry Leighton, 1979, "Networks, Neighborhoods, and Communities: Approaches to the Study of the Community Question," *Urban Affairs Review*, 14(3): 363-390. (2012, 野沢慎司訳「ネットワーク、近隣、コミュニティ——コミュニティ問題研究へのアプローチ」森岡清志編『都市社会学セクションⅡ都市空間と都市コミュニティ』日本評論社)