

厚生労働科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）
分担研究報告書

高齢者の閉じこもりと地域環境要因との関連
～マルチレベル分析より～

研究分担者 齊藤 雅茂

（日本福祉大学地域ケア研究推進センター 主任研究員）

研究要旨

本研究では、介護予防の重点課題の一つである「閉じこもり」について、自治体間での割合の相違、および地域レベルの環境要因との関連を分析した。日本老年学的評価研究（JAGES）による横断データを用いた。2010年8月から2011年3月にかけて、全国27自治体において要介護認定を受けていない65歳以上の住民117,494名を対象にし、78,769名の有効回答を得た。また、協力自治体について個別に新規要介護認定者割合や介護予防事業予算額、基本チェックリスト実施割合などの情報を収集した。外出頻度が週に1回程度以下を「閉じこもり」とし、自治体単位での相関・偏相関分析から閉じこもりの割合と要介護認定率および個人・環境要素との関連を分析した。また、二段抽出モデルを用いて、閉じこもりに関連する個人要因と環境要因を分析した。分析の結果、閉じこもり高齢者の割合には大きな地域差があり（市町村単位：10.5～49.8%，学区単位：4.3～77.8%）、人口規模と高齢者割合を統制した上でも、市町村の閉じこもり割合と要介護認定者割合および新規要介護認定者割合との間に中等度から高度な相関関係が確認された。また、個人レベルにおいて、性別・年齢・健康度自己評価・等価所得・抑うつ傾向を統制した上でも、近隣での交流や祭りが衰退していると感じる人が多い地域ほど高齢者が閉じこもりに至りやすいという結果が得られた。健康な高齢者の閉じこもりの多さと自治体の要介護認定率の高さには一定の関連があり、個人への介入だけでなく、地域の貧困や交流の衰退といった環境要因に配慮したまちづくりが高齢者の閉じこもりの解消に寄与する可能性があることが示唆された。

A. 目的

2006年より進められた介護予防事業の成果が当初の期待を大きく下回り、健康の社会的決定要因を含む幅広い観点から自治体の介護予防政策の課題を検討することが求められている。「閉じこもり」は、その介護予防事業の6つの重点課題の1つとされている。

日本における「閉じこもり」の概念は、「閉じこもり症候群（竹内1984）」が起源とされ、その実証研究は2000年前後から始められ（藺牟田ら1998；鳩野ら1999；河野2000）、現在でも継続的に研究成果が報告されている。しかし、閉じこもりに関する研究者の関心やアプローチが異なるため、閉じこもりの定義についてはさまざまなも

のが提案されてきた（横山ら2005）。

たとえば、生活行動範囲に関する指標を用いて身体障害がなくて屋内にとどまっている状態を閉じこもりとした研究（藺牟田ら1998）や移動能力との組み合わせから移動能力の低い閉じこもりを「タイプⅠ閉じこもり」、移動能力の高いものを「タイプⅡ閉じこもり」とする分類（新開ら2005）なども示されている。平井ら（2007）は、これらの先行研究をレビューし、これまでの研究における閉じこもりの操作的定義は、生活行動範囲、外出頻度、交流状況、移動能力という4つの観点から行われていることを示している。

そのうち、外出頻度による定義は、廃用性障害予防の観点から閉じこもりを捉えようとするもの（鳩野ら1999）であり、これまでの閉じこもり研究では主にこの外出頻度を着目したものが多い。また、海外でも閉じこもり（Housebound）の操作的定義には外出頻度が用いられている（Gilbert 1992）。現在の介護予防政策における閉じこもりもまた外出頻度を指標としており、本研究では「外出頻度」が乏しい状態を閉じこもりとする。

そのうえで、これまで高齢者の閉じこもりに関する個人要因・特性に関する分析は比較的多く行われてきたが、地域環境要因の解明については必ずしも研究の蓄積は進んでいない。他方で、一部の研究では、特定地域における海側と山側では、山側の居住者の方が閉じこもりであること（鳩野ら2001）、都市的な地域や市部で閉じこもりが少なく、農村的な地域や郡部で多いこと（平井ら2005；鳥居ら2005）年齢構成や所得水準、教育年数を調整した上でも人口密度が低い地域で閉じこもり者の割合が高い傾向にあること（平井ら2008）といった地域環境によって閉じこもりへのなりやすさが異

なることがしばしば報告されている。

とくに、閉じこもりを外出頻度という側面からみる限りにおいては、ソーシャルキャピタルを含め、外出する先である環境要因が閉じこもりに密接に関連している可能性がある。また、介護予防を含む保健福祉サービスにおけるハイリスク・アプローチの限界を考慮すると、こうした地域環境要因の解明は、ポピュレーション・アプローチへの示唆という点でも重要な課題と考えられる。

以上の背景を踏まえて、本研究では、(1)閉じこもり高齢者の割合は、市町村間・学区間でどの程度の差があるのか、(2)市町村・学区での閉じこもり割合は年齢階層によって異なる傾向が示されるのか、(3)市町村単位の閉じこもり高齢者の割合は市町村の要介護認定率と関連しているのか、(4)個人要因を考慮した上で地域環境要因は高齢者の閉じこもりに有意な影響を及ぼしているのか、の4点を検討した。

B. 方法

1. データ

分析には、日本老年学的評価研究(JAGES)による横断データを用いた。調査は、2010年8月から2011年3月にかけて、全国27自治体において要介護認定を受けていない65歳以上の住民117,494名を対象にし、郵送法によって行われた。サンプルの抽出と調査票の発送は自治体が行った。この結果、78,769名の有効回答を得た（回収率=67.0%）。また、協力自治体に対して、個別に新規要介護認定者割合や介護予防事業予算額、基本チェックリスト実施割合などの情報を収集した。分析対象者の平均年齢は74.3歳、女性が54.6%であった。なお、地域環境要因の分析時には今帰仁村、早川町、高梁市、大雪地区特定不可のデータを除外した。

2. 目的変数

閉じこもりは外出頻度によって把握した。「あなたが外出する頻度はどのくらいですか」という質問に、週1回程度、月1～2回、年に数回、していないに回答した人を閉じこもりに分類した。なお、国の基本チェックリストでは、週に1回未満を閉じこもりとしているため、本調査データによる孤立は若干広く閉じこもりを捉えている可能性はある。

3. 説明変数

(1) 地域の変化

地域環境要因の指標として、「この3年間にあなたの住む地域で以下のような変化を感じましたか」という設問を用いた。「地域経済の沈滞」「治安の悪化」「祭りの衰退」「失業者の増加」「貧困者の増加」「行政サービスの低下」「所得の格差の拡大」「地域住民の活動や交流の衰退」の8つのうち、あてはまるもの全てを回答する形式をとっている。

本分析では、2つの方法でこの指標を用いた。はじめに、8項目の該当数を単純に加算し、得点が高いほど地域へのネガティブな評価が高いことを意味するものを使用した。なお、 α 係数は.562と統計学的に必ずしも信頼性が高い指標ではない。

そこで、主成分分析を行い、固有値1以上の成分を基準にしたところ、「貧困・格差問題の悪化」と「地縁関係・経済の衰退」と命名できる主成分が得られた(表1)。しかし、この方法を用いても、第2主成分までの累積寄与率は50%前後と必ずしも高くはなかった。

(2) 統制変数

上記の変数の影響を検討するために個人レベルの変数として、性別、年齢、健康度自己評価、等価所得、抑うつ傾向、地域レベルの変数として、市町村の高齢者人口割

表1. 地域の変化の主成分分析

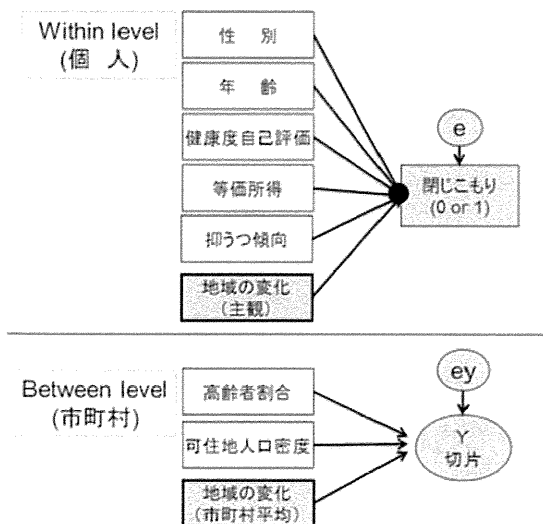
| | IT関連 | 主成分分析 | |
|-----------|---------------|-------------|-------------|
| | $\alpha=.562$ | 第1成分 | 第2成分 |
| 地域経済の沈滞 | .610 | .206 | .529 |
| 治安の悪化 | .400 | .281 | .126 |
| 祭りの衰退 | .469 | -.111 | .695 |
| 失業者の増加 | .456 | .722 | -.080 |
| 貧困者の増加 | .446 | .727 | -.037 |
| 行政サービス低下 | .534 | .234 | .427 |
| 所得の格差の拡大 | .497 | .622 | .059 |
| 住民活動・交流衰退 | .554 | -.090 | .757 |

合と可住地人口密度を投入した。

等価所得は、世帯全体の収入を世帯人員の平方根で割って算出した値を用いた。世帯全体の合計収入については、50万円未満、50～100万円未満・・・1000～1200万円未満、1200万円以上の15カテゴリーで把握され、ここでは各カテゴリーの中央値を用いた。そのうえで、OECDや国の相対的貧困の定義に基づいて、本データにおける等価所得の中央値の半分に該当する97万円以上、97万円未満に分類した。

抑うつ傾向の指標には、20項目からなるGDS (Geriatric Depression Scale)を用いた。「今の生活に満足していますか」「生きていても仕方がないという気持ちになることがありますか」「毎日の活動力や世間に対する関心がなくなってきたように感じますか」「生きているのがむなしいように感じますか」「退屈に思うことがありますか」「普段は気分がよいですか」「なにか悪いことがおこりそうな気がしますか」「自分は幸せな方だと思いますか」「どうしようもないと思うことがよくありますか」「外に出かけるよりも家にいることのほうが好きですか」「ほかの人より物忘れが多いと思いますか」「こうして生きていることはすばらしいと思いますか」「自分は活力が満ちていると感じますか」「こんな暮らしでは希望がないと感じますか」「ほかの人

図1. 分析モデル (マルチレベル分析)



は、自分より裕福だと思いますか」「毎日の生活に充実感がない」「これまで楽しんでやれたことが楽しめなくなった」「以前は楽にできていたことが今ではおっくうに感じる」「自分が役に立つ人間だとは思わない」「わけもなく疲れたように感じる」のそれぞれについて、はい・いいえの2件法で把握された。ここでは、11点以上を抑うつ傾向ありとした。

4. 分析方法

外出頻度が週に1回程度以下を「閉じこもり」とし、市町村・学区単位での閉じこもり割合を算出した。つぎに、年齢階層に分けて市町村・学区単位での閉じこもり割合の相関を求め、閉じこもり割合と要介護認定者割合との関連を調べた。

さいごに、ランダム切片の二段抽出ロジスティック回帰モデル(マルチレベル分析)

を適用して、地域環境要因が高齢者個人の閉じこもりに及ぼす影響を検討した(図1)。分析に際しては、個人レベルでの特性として性別、年齢、健康度自己評価、等価所得、抑うつ傾向、地域レベルの変数として、市町村の高齢者人口割合と可住地人口密度を調整した。なお、地域の変化に関する指標は、該当数を単純加算得点と主成分得点の2つを用いた。

分析にはSPSS12.0JおよびMplus 6を使用した。

5. 倫理的配慮

本調査は日本福祉大学の研究倫理審査委員会の承認を得て行われている。また、各種のデータ提供の際には、各保険者と総合研究協定を結び、定められた個人情報取扱特記事項を遵守した。その上で、個人情報保護のために住所、氏名を削除したほか、被保険者番号を各保険者が暗号化することによって、分析者が個人を特定できないよう配慮した。

C. 結果

1. 高齢者の閉じこもり割合の相違

分析の結果、閉じこもり高齢者の割合は、要介護認定を受けていない高齢者の概ね2割程度だが大きな地域差があることが明らかになった(表2)。具体的には、市町村単位(n=26)での閉じこもり高齢者の割合は、10.5~49.8%までの違いがあることが確認された。なお、74歳以下では15.5%(最小

表2. 閉じこもり高齢者の割合

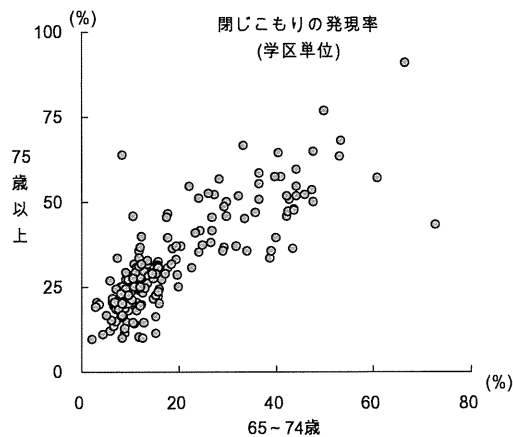
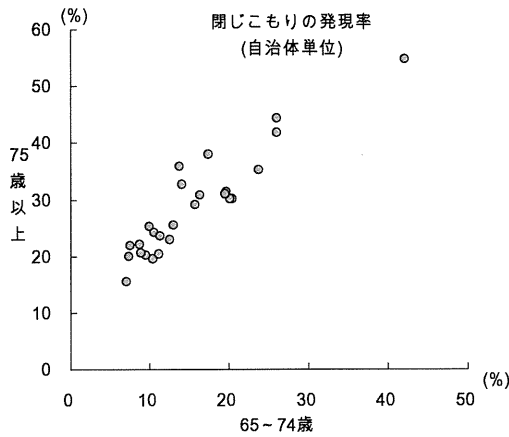
| | 市町村単位(n=26) | | | 学区単位(n=186) | | |
|-------|-------------|----------|----------|-------------|-----------|-----------|
| | 全体 | 74歳以下 | 75歳以上 | 全体 | 74歳以下 | 75歳以上 |
| 平均±SD | 21.5±9.2 | 15.5±7.9 | 28.7±9.0 | 24.8±14.6 | 19.0±13.8 | 31.5±14.8 |
| 最小 | 10.5 | 7.1 | 15.4 | 4.3 | 2.2 | 9.5 |
| 最大 | 49.8 | 42.2 | 54.7 | 77.8 | 72.7 | 90.9 |

※自治体単位で最小は半田市(愛知県)、最大は十津川村(奈良県)

学区単位で最小は雁宿校区(愛知県半田市)、最大は熊野川校区(奈良県十津川村)

表3. 市町村・学区閉じこもり割合の年齢層間の相関

| | 65-74 and 75+ | | 65-74 and 75-84 | |
|-----------------|---------------|--------|-----------------|--------|
| | r | ρ | r | ρ |
| Municipality | .923 | .885 | .947 | .888 |
| School district | .826 | .808 | .801 | .782 |



= 42.2%)，75歳以上では28.7%（最小=15.4%，最大=54.7%）だった。

同様に，学区単位でみると（n=186），閉じこもり高齢者の割合は，4.3～77.8%までの違いがあった。74歳以下では19.0%（最小=2.2%，最大=72.7%），75歳以上では31.5%（最小=9.5%，最大=90.9%）だった。

2. 年齢階層による相違

65～74歳と75歳以上に分けて，市町村・学区単位での閉じこもり割合について，Pearsonの積率相関係数（r）とSpearmanの順位相関係数（ ρ ）を算出した。表3に示した通り，年齢階層別にみても市町村・学区単位での閉じこもりの割合はほぼ同じ傾向あることがわかった（市町村単位では0.8～0.9程度，学区単位では0.8程度）。すなわち，市町村・学区単位での閉じこもり高齢者割合に関しては，前期高齢者と後期高齢者を分ける意味はほとんどないといえる。言い換えれば，前期高齢者のみ（あるいは後期高齢者のみ）閉じこもりが多い地域はほとんどなく，後期高齢者の閉じこもりが多い地域では，前期高齢者の閉じこもりも多い傾向にあることが明らかになった。

なお，75歳以上というカテゴリーは年齢幅が広いため，かなり高齢の人が極端に多い地域で結果が歪められている可能性がある。そこで，75～84歳に限定して，65～74歳の閉じこもり割合との相関をみたところ，上記と同様の結果が得られた（市町村単位：r=.947， ρ =.888，学区単位：r=.801， ρ =.782）。

3. 要介護認定率との関連

表4は市町村の閉じこもり割合との相関をまとめた結果である。これによると，単相関では，市町村の人口密度と閉じこもり割合に強い負の相関関係（人口密度が低い市町村ほど閉じこもり割合が高い傾向；r=-.731， ρ =-.833）にあり，高齢者人口割合と閉じこもり割合には強い正の相関関係（高齢者人口割合が高い市町村ほど閉じこもり割合が高い傾向；r=.842， ρ =.788）が確認された。

また，「要介護認定者割合」と「新規要介護認定者割合」のいずれも閉じこもり割合と有意な相関関係が認められた。具体的には，単相関（r）では，前者は.849，後者は.494の強い相関があるという結果であ

表 4. 市町村の閉じこもり割合と要介護認定者割合との関連

| 指 標 | 単相関 | | 偏相関 |
|------------|----------|----------|--------|
| | r | ρ | |
| 人口密度 | -.731*** | -.833*** | — |
| 高齢者人口割合 | .842*** | .788*** | — |
| 要介護認定者割合 | .849*** | .699*** | .604** |
| 新規要介護認定者割合 | .494* | .044 | .402* |

*** $p < .001$ * $p < .05$ (n=26)
 偏相関は人口密度と高齢者人口割合を調整した値

った。くわえて、上記の市町村の高齢者人口割合と人口密度を調整した上でも、市町村の閉じこもり割合は、アウトカムである「要介護認定者割合」および「新規要介護認定者割合」と中等度から高度な相関関係があることが確認された。

この結果は、介護予防の重点課題の一つとして「閉じこもり」に着目することはデータ上からも一定の根拠があり、市町村の「閉じこもり高齢者割合」は介護予防政策の評価指標としても重要であることを示唆するものと考えられる。

4. マルチレベル分析の結果

さいごに、表 5 は高齢者個人の閉じこもりを従属変数にしたマルチレベル分析の結果である。本分析では、地域レベルの変数を考慮しないモデル (Model 1)、地域レベルの変数として地域のネガティブな変化を単純加算した値を投入したモデル (Model 2)、地域レベルの変数として地域のネガティブな変化の主成分得点を投入したモデル (Model 3) を検討した。

はじめに、個人レベルの変数のみを投入したところ、男性よりも女性の方が 1.27(95%CI: 1.18-1.38)倍、1歳年齢が高いほど 1.07(95%CI: 1.07-1.08)倍、健康度自己評価が 1 点低い人ほど 1.57(95%CI: 1.50-1.64)倍、等価所得が中・高所得の人と比べて低所得 (=97 万円未満) の方が 1.41(95%CI: 1.33-1.49)倍、不明な人の方が 1.35(95%CI:

1.28-1.42)倍、抑うつ得点が高い人(=11点以上)の方が 1.85(95%CI: 1.76-1.94)倍、不明な人の方が 1.32(95%CI: 1.26-1.38)倍、閉じこもりに該当しやすいという結果が得られた。また、個人レベルの変数を投入した上でも残差分散に統計学的に有意な差が認められた。すなわち、これらの個人要因だけでは説明できない地域レベルの変動があることが示唆された。

つぎに、Model 2では、上記の個人レベルの基本属性を統制した上でも、地域のネガティブな変化への個人の評価が閉じこもりに有意な関連があることが示された。しかし、当初の仮説とは異なり、地域のネガティブな変化がまったくなかった人と比べて、ネガティブな変化が多くあったと回答した人ほど、閉じこもりになっていないという結果であった。また、そもそも地域の変化に関して「不明」な人は、閉じこもりリスクが有意に高いという結果が得られていた。すなわち、閉じこもり傾向にある高齢者ほど外に出る機会が少ないために地域の変化を感じる事ができていない(わからない)、あるいは、頻繁に外出していることで地域の変化を敏感に感じてネガティブな評価に至っている可能性を示唆するものと考えられる。

そのうえで、地域レベルの要因については、可住地人口密度とともに地域レベルで地域のネガティブな変化得点が高いことは、

表 5. 二段抽出ロジスティック回帰分析 (値は非標準化解)

| 変数 | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|----------------------------|----------|---------------------|-----------|---------------------|-----------|---------------------|
| | B | OR (95%CI) | B | OR (95%CI) | B | OR (95%CI) |
| Fixed Effect | | | | | | |
| 個人レベル | | | | | | |
| 性別 (ref. 男性) | 0.243*** | 1.27 (1.18-1.38) | 0.214*** | 1.24 (1.14-1.35) | 0.216*** | 1.24 (1.14-1.35) |
| 年齢 (65-103) | 0.071*** | 1.07 (1.07-1.08) | 0.069*** | 1.07 (1.07-1.08) | 0.069*** | 1.07 (1.07-1.08) |
| 健康度自己評価 (1-4) | 0.450*** | 1.57 (1.50-1.64) | 0.453*** | 1.57 (1.51-1.65) | 0.453*** | 1.57 (1.50-1.65) |
| 等価所得 (ref.= ≥97万円) | | | | | | |
| 97万円未満 | 0.342*** | 1.41 (1.33-1.49) | 0.317*** | 1.37 (1.29-1.46) | 0.316*** | 1.37 (1.29-1.46) |
| 不明 | 0.300*** | 1.35 (1.28-1.42) | 0.250*** | 1.28 (1.22-1.36) | 0.251*** | 1.29 (1.22-1.36) |
| 抑うつ得点 (ref.= <11) | | | | | | |
| 11点以上 | 0.614*** | 1.85 (1.76-1.94) | 0.631*** | 1.88 (1.79-1.97) | 0.629*** | 1.88 (1.79-1.97) |
| 不明 | 0.274*** | 1.32 (1.26-1.38) | 0.241*** | 1.27 (1.21-1.33) | 0.240*** | 1.27 (1.21-1.33) |
| 地域の変化 | | | | | | |
| 単純加算 (ref.= 0) | | | | | | |
| 1 | | | -0.149*** | 0.86 (0.83-0.90) | | |
| 2 | | | -0.242*** | 0.79 (0.75-0.83) | | |
| 3以上 | | | -0.314*** | 0.73 (0.66-0.81) | | |
| 不明 | | | 0.129*** | 1.14 (1.09-1.19) | | |
| 主成分得点 (ref.=低) | | | | | | |
| 第1主成分 中 | | | | | -0.039 | 0.96 (0.90-1.03) |
| " 高 | | | | | -0.092* | 0.91 (0.86-0.97) |
| 第2主成分 中 | | | | | -0.080* | 0.92 (0.86-0.99) |
| " 高 | | | | | -0.200*** | 0.82 (0.78-0.86) |
| 不明 | | | | | 0.132* | 1.14 (1.09-1.19) |
| 地域レベル | | | | | | |
| 高齢者人口割合 | | | 0.002 | | 0.003 | |
| 人口密度 (千人/km ²) | | | -0.318*** | | -0.297*** | |
| 単純加算平均 | | | 1.005*** | | | |
| 第1主成分平均 | | | | | -0.776 | |
| 第2主成分平均 | | | | | 1.475** | |
| Random Effect | | | | | | |
| 残差分散 | 0.179* | | 0.056* | | 0.048* | |
| 調整後BIC | 52,732 | | 52,635 | | 52,653 | |
| N | 61,149 | | 61,149 | | 61,149 | |

高齢者の閉じこもりの切片に対して統計学的に有意な影響を及ぼしていることが示された。すなわち、ネガティブな変化が多く評価された市町村では、どのような個人も閉じこもりのリスクが高くなっている（切片が高い傾向にある）という結果が得られた。

さいごに、Model 3では、地域のネガティブな変化に関する主成分得点を用いたところ、Model 2の結果と概ね一致する結果が得られた。具体的には、個人レベルでは、それぞれの主成分得点が低い人と比べて、第1主成分（貧困・格差問題の悪化）得点は高い方が、第2主成分（地縁関係・経済の衰退）成分は中程度または高い方が、閉じこもりに該当しにくいという結果であった。また、上と同様に、当該項目に不明な方が1.14倍閉じこもりに該当しやすくなっていた。さらに、第2主成分（地縁関係・経済の衰退）のみが統計学的に有意な関連が認められた。なお、Model 2と同様に、地域レベルの変数を投入した後では残差分散は大きく減少している。

D. 考察

本研究では、介護予防の重点課題の一つである「閉じこもり」について、自治体間での発現率の相違、および地域レベルの環境要因との関連を分析した。

分析の結果、健康な高齢者の閉じこもりの多さと市町村の要介護認定率の高さには統計学的に有意な関連があり、介護予防の重点課題の一つとして「閉じこもり」に取り組むことは、データ上からも一定の意義はあることが改めて確認された。

そのうえで、閉じこもり高齢者の割合には大きな地域差があること（市町村単位：10.5～49.8%，学区単位：4.3～77.8%）が確認された。なかでも、地域ごとの年齢階層

間の閉じこもり高齢者割合には非常に強い正の相関関係がある（後期高齢者の間で閉じこもりが多い地域では前期高齢者でも閉じこもりが多い傾向にある）という結果は、高齢者の閉じこもり改善には後期高齢者からではなく、早期からの介入が必要であることを示唆するものと考えられる。

さいごに、マルチレベル分析の結果、地域の変化に関する評価得点は、単純加算と主成分得点で概ね類似する結果が得られていた。本結果では、性別や年齢、健康度自己評価や等価所得、抑うつ傾向を統制した上でも、地縁関係・経済の衰退を感じている人が多い地域ほど高齢者が閉じこもりに至りやすいことが示された。すなわち、個人レベルでの介入だけでなく、地域レベルでの交流の衰退や祭りの衰退といった環境要因の改善に配慮したまちづくりの推進が、健康な高齢者の閉じこもりの解消に寄与する可能性があることが示唆する結果が得られた。

E. 引用文献

- Gilbert, GH., Branch, LG., & Oraw, EJ. (1992) An operational definition of the homebound. *Health Services Research*, 26(6), 787-800.
- 鳩野洋子・田中久恵（1999）「地域ひとり暮らし高齢者の閉じこもりの実態と生活状況」『保健婦雑誌』55(8), 664-669.
- 鳩野洋子・田中久恵・古川馨子ほか（2001）「地域高齢者の閉じこもりの状況とその背景要因の分析」『日本地域看護学会誌』3(1), 26-31.
- 平井寛・近藤克則・埴淵知哉（2008）「高齢者の閉じこもり割合と居住地の人口密度の関連の検討」『老年社会科学』30(1), 69-78.
- 平井寛・近藤克則・市田行信ほか（2005）「高齢者の閉じこもり；日本の高齢者，

介護予防に向けた社会疫学的大規模調査」
『公衆衛生』69(6), 485-489.

平井寛・近藤克則(2007)「高齢者の閉じこもりに関する文献学的研究;研究動向と定義・コホート研究の検討」『日本公衆衛生雑誌』54(5), 293-303.

藺牟田洋美・安村誠司・藤田雅美ほか(1998)「地域高齢者における閉じこもりの有病率ならびに身体・心理・社会的特徴と移動能力の変化」『日本公衆衛生雑誌』45(9), 883-892.

河野あゆみ(2000)「在宅障害老人のける閉じこもりと閉じこもられの特徴」『日本公衆衛生雑誌』47(3), 216-229.

新開省二・藤田幸司・藤原佳典ほか(2005)「地域高齢者におけるタイプ別閉じこもりの出現頻度とその特徴」『日本公衆衛生雑誌』52(6), 443-455.

竹内孝仁(1984)「寝たきり老人の成因;閉じこもり症候群について」『老人保健の基本と展開』東京;医学書院, 148-152.

鳥居順子・宮内清子・澤田忠幸(2005)「愛媛県の高齢者の外出頻度の実態とその関連要因」『四国公衆衛生学会雑誌』50(1), 126-132.

横山博子・芳賀博・安村誠司ほか(2005)「外出頻度の低い閉じこもり高齢者の特徴に関する研究;自立度の差に着目して」『老年社会科学』26(4), 424-437.

3. 書籍
なし
4. その他
なし

G. 知的所有権の取得状況

なし

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

齊藤雅茂・近藤克則・近藤尚己(ほか4名):
まちづくりは高齢者の閉じこもりに効果があるのか; JAGES プロジェクト. 『第22回日本疫学会学術総会』. 東京都千代田区,
2012年1月

ソーシャルキャピタルの地域傾向の視覚化と地域差に関連する因子の検討

研究代表者 近藤 克則（日本福祉大学社会福祉学部 教授）

研究協力者 菖蒲川由郷（新潟大学医歯学総合研究科国際保健学分野 助教）

研究要旨

GISを利用し、日本老年学的評価研究（JAGES）の2010年度の横断データのうち沖縄県今帰仁村における調査結果を用いて、1)ホットスポット解析を用いた地域のソーシャルキャピタル（SC）の局在についての解析、2)自分が住んでいる場所から見て頼れる人がどの範囲に住んでいるかによって、地域に対する信頼感に差があるかどうか、について解析した。ホットスポット解析の結果において、SCの高い集積域とSRH（主観的健康観）の高い集積域は一致する傾向にあった。頼れる人が部落内にいる人たちの群では「一般的に人を信用できる」と答えた人の割合が部落外にしか頼れる人がいない人たちの群と比較して有意に高かった。GISを用いた手法により従来できなかった単位・地理的範囲に集約して解析を行うことが可能になった。今後、SCの構造を詳しく解析していく際にGISを用いた集約・データ解析は、非常に有用なツールとなるため、今後も解析を継続する必要がある。

A. 研究目的

高齢者を取り巻く社会的環境要因の一つとして居住地域におけるSCの健康への影響に関する報告が増えている。従来の研究では主にSCの効果と影響についての分析が主であり、地域・地理的環境による差異についての検討、さらには、ある地域に焦点を絞り詳細に解析した研究は限られていた。そこで、本研究では、SCの地域における傾向について、その集積性についての視覚化と、SCとの関連が強いと考えられる「最も信頼できる人へのアクセス（距離）」の解析を地理情報システム（GIS）を利用して試みた。

B. 研究方法

GISを利用し、日本老年学的評価研究（JAGES）のベースライン調査（2010年8月～2011年3月）の横断データのうち、沖縄県今帰仁村

における調査結果を用いてSCの地域内での検討を行った。解析は大きく分けて2つあり、1)ホットスポット解析を用いた地域のSCの局在についての解析、2)自分が住んでいる場所から見て頼れる人がどの範囲に住んでいるかによって、地域に対する信頼感に差があるかどうか、についてである。1)は対象地域を500m四方のグリッドに区切り、グリッド内に居住の対象者の「一般的に人を信頼できる」という問いに対する回答の平均点をグリッドに重み付けし、クラスタ解析の一つとしてホットスポット解析を行った。検出されたホットスポットを主観的健康観（SRH）の指標により検出したホットスポットと比較した。2)はアンケート対象者に、自分が最も頼れると思う人の連絡先（住所）を5つ回答してもらい、少なくとも1人以上の頼れる人の住所情報と本人の居住地住所情報があったものを対象に

解析を行った。住所情報からジオコーディングを行い、本人の居住地から見て、頼れる人のうち最も近くに住んでいる人の居住地を「部落内」「村内」「沖縄島内」「島外」の4つにカテゴリ分けした。各カテゴリの間で、「一般的に人を信頼できるか？」という問いにより評価したSCの差を比較した。

C. 研究結果

1) ホットスポット解析を用いた地域のSCの局在の視覚化についての解析

居住地の住所情報が明らかでジオコーディングが可能であった今帰仁村内の65歳以上高齢者932名を対象とし、500m四方のグリッドを対象地域にあてはめてホットスポット解析を行った結果、村の北側に高いSCの、村の南側に低いSCの有意な集積を認めたと(図1)。同様にSRHの高低による集積を図2に示したが、特に低いSCと低いSRHの集積エリアの傾向が一致していた。

2) 自分が住んでいる場所から見て頼れる人がどの範囲に住んでいるかによって、信頼感に差があるかどうか

本人の居住地と少なくとも1人の頼れる人の居住地の住所が明らかで、それぞれのジオコーディングが可能であった対象者363名について解析を行った。最も頼れる人が部落内にいる人は299名(82.4%) (部落内群)、村内にいる人は38名(10.5%) (村内群)、沖縄県内にいる人は31名(8.5%) (県内群)、沖縄県外にいる人は0名(0.0%)であった。それぞれの群において「一般的に人を信用できるか？」という問いに対して、「信用できる」「どちらでもない」「信用できない」と答えた人の割合を算出し、最も頼れる人がどこに住んでいるかによって分けた群間で比較した。結果として部落内群では「信用できる」と答えた人の割合

が部落外の群(村内群または県内群)と比較して有意に高かった($P < 0.05$)。

D. 考察

1) ホットスポット解析を用いたSCの局在の視覚化の解析では、単にSCの高いエリアを見つけるだけでなく、SCの高いエリアが互いに集まっている場所が検出される。SCの解析において距離を500m四方のグリッドに区切ることには議論は残るが、各グリッド内のSCを評価した上で、さらに、傾向性の似たグリッドの集まりがホットスポットとして検出され視覚化されるならば、検出されたホットスポットと局在の傾向に意義があると考えられる。今回の解析ではSCの局在がSRHの高さの局在と傾向が一致し、SCの高い地域ではSRHの高い人が多いという過去の報告と一致し、500m四方で区切ったグリッドを用いたホットスポット解析からも同様の結果を導きだせたことになり、意義がある。さらには、今帰仁村の歴史的側面を考慮に入れると、今回、SCのホットスポットとして検出されたエリアは、どちらかということ、昔ながらの定住民や位の高い人々が住んでいたという歴史的経緯のある場所であり、一方で、SCのコールドスポット(SCが低いエリアが互いに集まっている)として検出されたエリアは、移民が移り住んできた部落であるという興味深い結果となった。しかし、歴史的側面を考慮に入れた解析を行うには、さらに詳細なデータの収集と解析が必要である。

2) 最も頼れる人が自分の居住地からどのくらいの距離に住んでいるか、により、その人の信頼感(一般的に人を信用できるか?)が左右される結果となった。つまり、部落内に最も頼れる人が住んでいる場合、部落外にしか頼れる人が住んでいない人と比較して、人を信頼できると答える人の割合が有意に高い

という結果であり、注目すべきは、差が存在したのは部落内と部落外で比較した場合であるという点である。SCは地域における人と人とのつながり、と解釈されるが、この場合の「地域」の定義は明らかではない。さらに、地域により、人により、「地域」という言葉の意味する範囲が異なる。本解析では、最も頼れる人が部落の内にいるか外にいるかで信頼感が異なる結果となり、この地域におけるSCの単位は部落レベル（またはさらにそれより狭い範囲）である可能性がある。

GISを用いた手法により従来できなかった単位・地理的範囲に集約して解析を行うことが可能になった。今後、SCの構造を詳しく解析していく際にGISを用いた集約・データ処理・解析は、非常に有用なツールとなる。

E. 結論

GISを利用して沖縄県今帰仁村における2010年度の高齢者アンケート調査の結果に基づくSCの地域内での検討を行った。ホットスポット解析からSCの局在を明らかにし、最も頼れる人の居住地の分析からSCの単位について示唆を得ることができた。今後もGISを用いた解析が高齢者の要介護リスク・健康問題に直結する、地域におけるSCの理解・分析に大きな役割を果たすと考えられた。

図1. 沖縄県今帰仁村におけるSCのホットスポット解析

Result for Hot Spot Analysis of Social Capital divided by 500m meshes

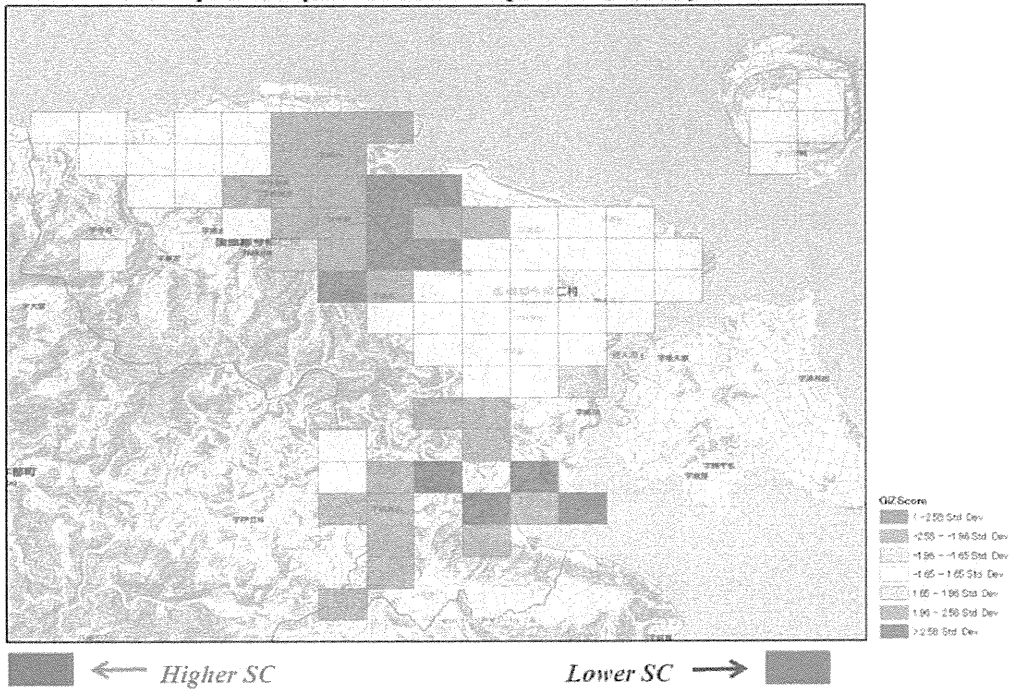
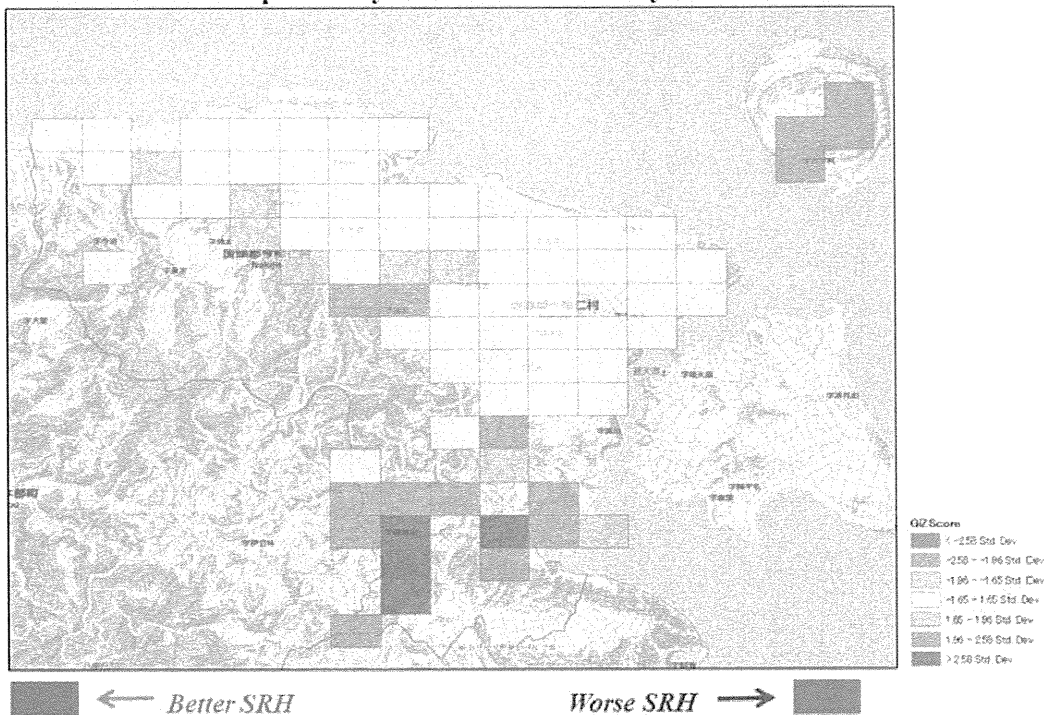


図2. 沖縄県今帰仁村におけるSRHのホットスポット解析

Result for Hot Spot Analysis of SRH divided by 500m meshes



Ⅱ 分担研究報告

2 開発・応用研究

【介護予防WG】

ベンチマーク指標群の開発

保険者の担当者による評価

地域診断や介護予防事業の効果評価などへの応用

【ケアの質WG】

イギリス調査

ケアの質指標の妥当性検証のための研究計画立案

ケアの質に取り組んでいる先駆例の事例調査

質マネジメントシステムと質評価指標の検討

厚生労働科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）
分担研究報告書

平成23年度のベンチマークの開発経過について

研究分担者 市田 行信（日本福祉大学健康社会研究センター 客員研究員）
研究分担者 尾島 俊之（浜松医科大学健康社会医学講座 教授）
研究協力者 平井 寛（岩手大学工学部 准教授）
研究分担者 近藤 尚己（東京大学医学系研究科 准教授）
研究分担者 斉藤 雅茂（日本福祉大学地域ケア研究推進センター 主任研究員）
研究代表者 近藤 克則（日本福祉大学社会福祉学部 教授）

要旨

平成23年度の介護予防ベンチマーク指標の作成プロセスについて説明した。平成23年度は、ベンチマーク・ワーキンググループで研究者の視点から249指標を平成22年に開発したベンチマーク指標の選択基準に基づき、71指標に絞り込んだ。さらに、71指標について、協力保険者の介護予防等についての担当者による、保険者の立場からの評価を実施した。

一方、平成22年度に作成した全体のフレームワークについて、健康の社会的決定要因（social determinants of health, SDH）を考慮しているWHO-Urban HEARTを参考にJAGES HEART 2011指標群の5要素と2側面のフレームワークを作成した。そして、Urban HEARTの開発をしたWHO Kobe Centerからの担当者と研究者24名が参加するワークショップを開催し、71指標をUrban HEARTのassessmentの枠組みに落とし込むと共に、必要と思われる指標を追加した。

最終的には、計算可能であった40指標について、それぞれ「インプット」、「プロセス」、「環境要素」、「個人・行動要素」に属する各指標と代表的なアウトカム指標との総当たりで相関係数を計算し、想定されている方向で相関が見られるか否かを検討した。

その結果、一部、逆の因果等により想定と逆の相関が見られる組み合わせもあったが、概ね想定される方向での相関が観察された。サンプル数が少ないことから統計的に有意なものは少なかったが、想定される方向で相関が見られ、ベンチマークとしての各指標の妥当性を概ね確認できたと考えられる。

A. 目的と背景

本報告では、作成された自治体の介護予防ベンチマーク指標の解説と、平成23年度の作成プロセスについて説明した。

平成22年度の介護予防ベンチマーク指標作成作業では、無数に考えられる介護予防ベンチマーク指標の中から、最終的な介護予防ベンチマーク

指標の候補となるものを選定する作業を実施した。具体的には、第一のプロセスとして、①インプット、②プロセス、③環境要素、④個人・行動要素、⑤効果・アウトカムから成る全体のフレームワークを作成した。第二プロセスとして、正確性・内容的代表性・社会的受容性・学術的重要性・介入可能性・入手容易性から成る評価基準を作成

した。第三のプロセスとして、原案において、重複するものの削除、類似するものの統合を実施し 249 の指標リストを作成した。平成 22 年度は、実際にベンチマークを計算するという観点から、さらなる絞り込みを行った。

B. 方法

平成 22 年に考案した 249 指標のうち主要な指標について、J-AGES 調査データを用いて保険者間・小学校区間を比較するベンチマーク指標群を作成した。具体的には、J-AGES プロジェクトのメンバーが成るベンチマーク・ワーキンググループで研究者の視点から 249 指標を平成 22 年に開発したベンチマーク指標の選択基準に基づき、71 指標に絞り込んだ。

さらに、71 指標について、協力保険者の介護予防等についての担当者に、保険者の立場から、指標として総合的に妥当か否か、評価を依頼し、各指標について評価した。

一方、平成 22 年度に作成した全体のフレームワークについて、Urban HEART の枠組みを援用し、さらなる改善を実施した。WHO は健康の社会的決定要因 (social determinants of health, SDH) の重要性を指摘し健康の公正影響予測評価 (Health Equity Impact Assessment) の推進を勧めており、そのツールとして WHO は途上国の都市を対象にした Urban HEART が開発されている。このことから、日本の高齢者の介護予防推進を主目的としたベンチマークシステムを開発するにあたり、SDH を考慮している WHO-Urban HEART を参考にした。これに基づき、J-AGES HEART 2011 指標群の 5 要素と 2 側面のフレームワークを作成した (図 1; J-AGES HEART 2011 指標群の 5 要素と 2 側面)。

最終的には、Urban HEART の開発をした WHO Kobe Center からの担当者を研究会に招いて学習した上で、研究者 24 名が参加するワークショップを開催した。その過程において 71 指標を Urban HEART の assessment の枠組みに落

とし込むと共に、必要と思われる指標を追加した。

計算可能であった指標 40 項目 (表 2) について、それぞれ「インプット」、「プロセス」、「環境要素」、「個人・行動要素」に属する各指標と代表的なアウトカム指標との総当たりで相関係数を計算した (表 1)。

C. 結果

<インプット指標とアウトカム指標>

介護保険給付費においては、要介護者認定関連・幸福度関連・死亡率関連のいずれに対しても有意な相関は検出されなかった。

<プロセス指標とアウトカム指標>

第 4 期第一号保険料月額は、要介護者認定関連に対して有意な正の相関が検出された変数があった。

運動器の機能向上においては、実施回数においては女性の標準化死亡比に対してのみ有意な負の相関が検出された。

<環境要素指標とアウトカム指標>

地域活動への参加頻度の低い人の割合と趣味の会の参加において幸福度関連に対する有意な正の相関が多く検出された。スポーツの会の参加においては男性の標準化死亡比に対してのみ有意な負の相関が検出された。

高齢化状況と生活保護世帯数においては、要介護者認定関連に対する有意な正の相関と、幸福度関連に対する有意な負の相関が多く検出された。

人口密度においては幸福度関連に対する有意な正の相関が多く検出された。

平均課税所得においては、幸福度関連に対する有意な正の相関が検出されたが、女性の標準化死亡比に対しては有意な正の相関が検出された。

<個人行動要素指標とアウトカム指標>

主観的健康観の良い者の割合と残存歯数の多い人の割合においては、幸福度関連に対する有意な正の相関が検出されたが、主観的健康観の良い者の割合において、女性の標準化死亡比に対して有意な正の相関が検出された。

閉じこもりや独居傾向、うつ状態者の割合においては、幸福度関連に対する有意な負の相関が検出された。特に閉じこもり傾向においては、要介護者認定関連に対しての正の相関も多く検出された。

助け合っている人の割合においては、幸福度関連に対する有意な正の相関と、要介護者認定関連に対する有意な負の相関が多く検出された。交流する友人がいる人の割合においては、要介護者認定関連・幸福度関連のいずれに対しても有意な相関は検出されなかった。

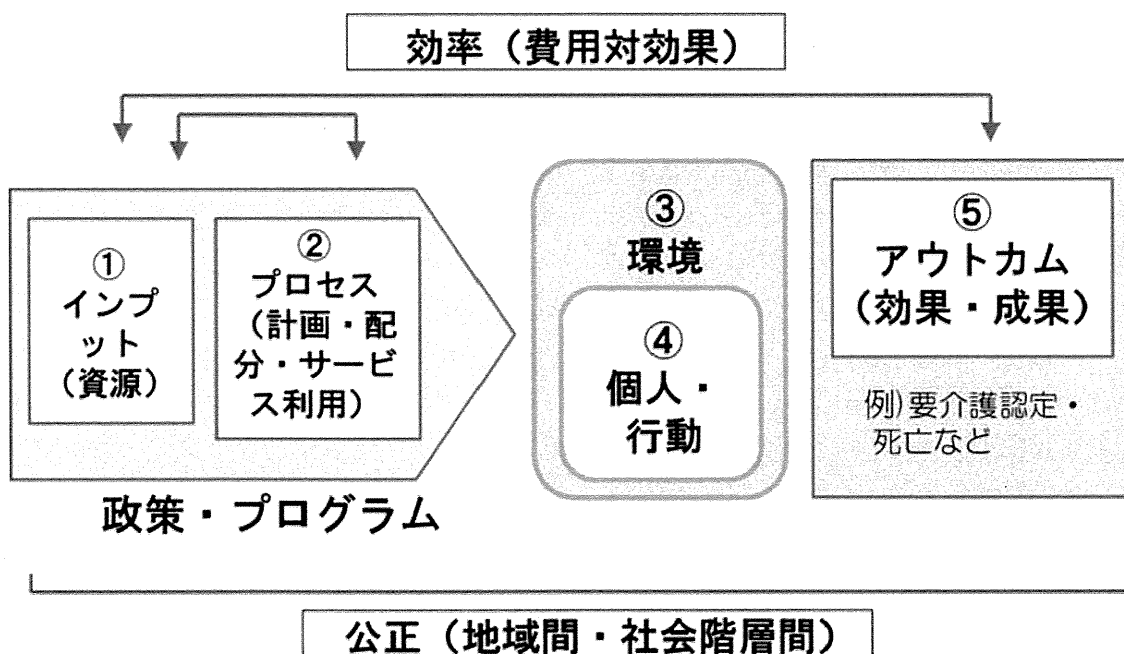
過去1年に検診を受けた人の割合、現在喫煙している人の割合においては、幸福度関連に対する有意な正の相関が多く検出された。

相関が比較的高かったものについての状況は、図2~4の散布図に示した。

D. 考察

一部、逆の因果等により想定と逆の相関が見られる組み合わせもあったが、概ね想定される方向での相関が観察された。サンプル数が少ないことから、ここでは、相関が統計的に有意であるかどうかではなく、想定される方向で相関が見られたかがベンチマークとしての各指標の妥当性を検討する上で重要と考えられ、概ねそれが確認できたと考えられる。

また、今後の方向性としては、2011年度には介護予防事業予算額や介護保険料を分母とした効率性をどの項目において計算するかを検討したため、2012年度はそれを実際に計算し効率性の自治体間比較やアウトカムとの関連を分析する必要がある。



ベンチマークのリストはハンドアウトの最後 各指標と公正の指標

図1. J-AGES HEART 2001 指標群の5要素と2側面

表 1. 指標と代表的なアウトカムの相関

| | | | 要介護認定者割合 計_65歳以上 75歳未満 | 要介護認定者割合 計_75歳以上 | 新規要介護認定者 率計 | 幸福度 (recommended) (「自分は幸せなほうだと思いますか」につき「はい」の割合) | 幸福度 (core) (「あなたはどの程度幸せだと思いますか」の平均値) | 標準化死亡比男性 | 標準化死亡比女性 | |
|----------------|---|--------------------------------|--------------------------------|----------------------|---------------------|---|--|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| ①イン プット(資源) | 高齢者1人に対する 費用(平成22年度) [円] | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | .127 .617 18 | .093 .712 18 | .397 .102 18 | .038 .882 18 | -.150 .553 18 | -.213 .395 18 | -.046 .856 18 | |
| | ②プロセス | 第4期第一号保険料月額) | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | .225 .259 27 | .469* .014 27 | -.188 .348 27 | -.450* .024 25 | -.366 .072 25 | .286 .148 27 | -.318 .106 27 |
| | | 運動器の機能向上の実施箇所数 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.434 .282 8 | -.645 .084 8 | .492 .216 8 | -.604 .151 7 | -.067 .887 7 | .473 .236 8 | .028 .947 8 |
| 運動器の機能向上の実施回数 | | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.158 .472 23 | -.116 .598 23 | -.037 .867 23 | -.498* .018 22 | .056 .804 22 | -.258 .234 23 | -.526** .010 23 | |
| ③環境要素 | 「一般的に人は信用できる」の質問 に対して「はい」または「場合による」の割合 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.293 .155 25 | -.120 .569 25 | -.536** | .174 .405 25 | .361 .076 25 | -.231 .266 25 | -.256 .216 25 | |
| | ボランティアのグループに参加の割合 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.039 .847 27 | .116 .564 27 | .483* | -.155 .458 25 | -.239 .250 25 | -.035 .863 27 | -.176 .381 27 | |
| | 趣味の会に参加の割合 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.344 .079 27 | -.192 .337 27 | -.300 | .627** .001 25 | .494* .012 25 | -.615** .001 27 | -.102 .613 27 | |
| | スポーツの会に参加の割合 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.299 .130 27 | -.105 .603 27 | -.339 | .470* .018 25 | .411* .041 25 | -.620** .001 27 | -.370 .057 27 | |
| | 老人クラブに参加の割合 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.346 .077 27 | -.269 .175 27 | .171 | -.131 .531 25 | .142 .500 25 | -.090 .656 27 | -.270 .174 27 | |
| | 地域活動への参加頻度(右記「活動 への出席頻度」が4未満の人の割合) | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | .186 .354 27 | .098 .628 27 | .432* | -.640** .001 25 | -.628** .001 25 | .604** .001 27 | .145 .472 27 | |
| | 高齢化率 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | .148 .462 27 | .272 .169 27 | .456* | -.500* .011 25 | -.606** .001 25 | .333 .090 27 | -.109 .590 27 | |
| | 後期高齢者割合 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | .242 .224 27 | .351 .073 27 | .404* | -.648** .000 25 | -.563** .004 25 | .211 .291 27 | -.363 .063 27 | |
| | 人口密度(1km2当たり) | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.142 .479 27 | -.275 .164 27 | -.176 | .549** .004 25 | .705** .000 25 | -.246 .217 27 | .296 .134 27 | |
| | 生活保護世帯割合 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | .466* .017 26 | .570** .002 26 | -.190 | -.565** .003 25 | -.432* .031 25 | .373 .061 26 | -.259 .201 26 | |
| | 等価所得中央値以下の人の割合 | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | .119 .561 26 | .156 .448 26 | .056 | .098 .641 25 | .158 .452 25 | -.301 .135 26 | -.172 .401 26 | |
| | 平均課税対象所得(市町村税) | Pearson の相関係数 有意確率(両側) N | -.251 .207 27 | -.428* .026 27 | -.083 | .755** .000 25 | .584** .002 25 | -.282 .154 27 | .446* .020 27 | |

** . 相関係数は 1% 水準で有意(両側)です。

* . 相関係数は 5% 水準で有意(両側)です。

は有意な正の相関です。

は有意な負の相関です。

表 1. 指標と代表的なアウトカムの相関 (続き)

| | | | 要介護認定者割合計_65歳以上75歳未満 | 要介護認定者割合計_75歳以上 | 新規要介護認定者率計 | 幸福度 (recommended) (「自分は幸せなほうだと思いますか」につき「はい」の割合) | 幸福度 (core) (あなたはご自分がどの程度幸せだとお感じですか)の平均値) | 標準化死亡比男性 | 標準化死亡比女性 |
|------------------------------|---|---------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|---|--|-----------------------|----------------------|
| ④個人・行動要素 (同時に環境要素であるものも含まれる) | 主観的健康観の良い者の割合 | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | -.155 .440 27 | -.187 .349 27 | .008 .969 27 | .647** .000 25 | .240 .247 25 | -.146 .466 27 | .500** .008 27 |
| | 閉じこもり高齢者割合 (外出頻度が週に1回未満) | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | .439* .022 27 | .404* .037 27 | .579** .002 27 | -.786** .000 25 | -.523** .007 25 | .320 .104 27 | -.237 .233 27 |
| | 独居高齢者割合 | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | .101 .616 27 | .245 .217 27 | .232 .244 27 | .786** .000 25 | -.504* .019 25 | .338 .084 27 | -.200 .318 27 |
| | 活動への出席頻度 (老人クラブ、ボランティア、町内会自治会、趣味の会、スポーツの会における月当たり参加回数の合算) | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | -.126 .532 27 | -.062 .758 27 | -.481* .011 27 | .620** .001 25 | .581** .002 25 | -.589** .002 27 | -.170 .398 27 |
| | 1年間の転倒歴 (1度以上転倒した人の割合) | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | .201 .316 27 | .277 .162 27 | -.002 .991 27 | -.142 .499 25 | -.602** .001 25 | .165 .410 27 | -.194 .333 27 |
| | 歩行時間 (1日平均歩行時間30分未満の人の割合) | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | .341 .082 27 | .224 .260 27 | -.327 .095 27 | -.578** .002 25 | -.269 .193 25 | .055 .785 27 | -.313 .112 27 |
| | 残歯数 (20本以上の人の割合) | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | -.423** .031 26 | -.471** .015 26 | -.138 .502 26 | .646** .000 25 | .621** .001 25 | -.317 .115 26 | .370 .063 26 |
| ④個人・行動要素 (同時に環境要素であるものも含まれる) | BMI (やせの人の割合) | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | .058 .774 27 | -.081 .687 27 | .461* .016 27 | -.141 .501 25 | -.284 .168 25 | .117 .562 27 | .315 .109 27 |
| | 基本チェックリスト認知症項目該当者割合 | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | .247 .215 27 | .034 .867 27 | -.041 .838 27 | -.400* .047 25 | .161 .441 25 | .079 .694 27 | -.251 .207 27 |
| | うつ状態者割合 (GDS15項目版で10点以上) | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | .479* .015 25 | .297 .149 25 | .350 .087 25 | -.852** .000 25 | -.515** .008 25 | .442* .027 25 | -.121 .563 25 |
| | 助け合っている人の割合 | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | -.583** .002 26 | -.502** .009 26 | -.273 .178 26 | .474* .017 25 | .582** .002 25 | -.511** .008 26 | -.184 .367 26 |
| | 交流する友人がいる人の割合 | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | -.082 .690 26 | -.113 .581 26 | .204 .318 26 | -.105 .626 24 | -.042 .846 24 | .135 .510 26 | .257 .205 26 |
| | 健診を受けた人の割合 (過去1年間) | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | .090 .662 26 | .092 .654 26 | -.075 .717 26 | .028 .893 25 | .510** .009 25 | -.348 .081 26 | -.219 .283 26 |
| | 現在喫煙している人の割合 | Pearson の相関係数 有意確率 (両側) N | -.137 .505 26 | -.193 .346 26 | -.226 .266 26 | .705** .000 25 | .477* .016 25 | -.236 .246 26 | .306 .128 26 |

** 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

* 相関係数は 5% 水準で有意 (両側) です。

は有意な正の相関です。

は有意な負の相関です。

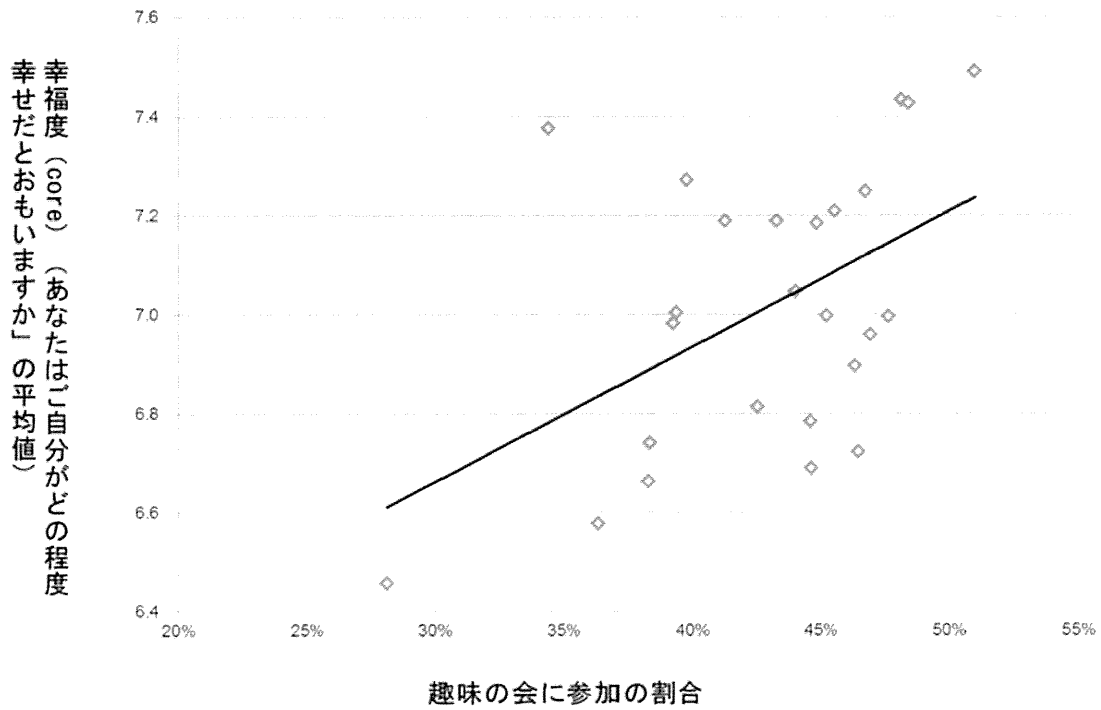


図 2. アウトカム指標との相関の例①

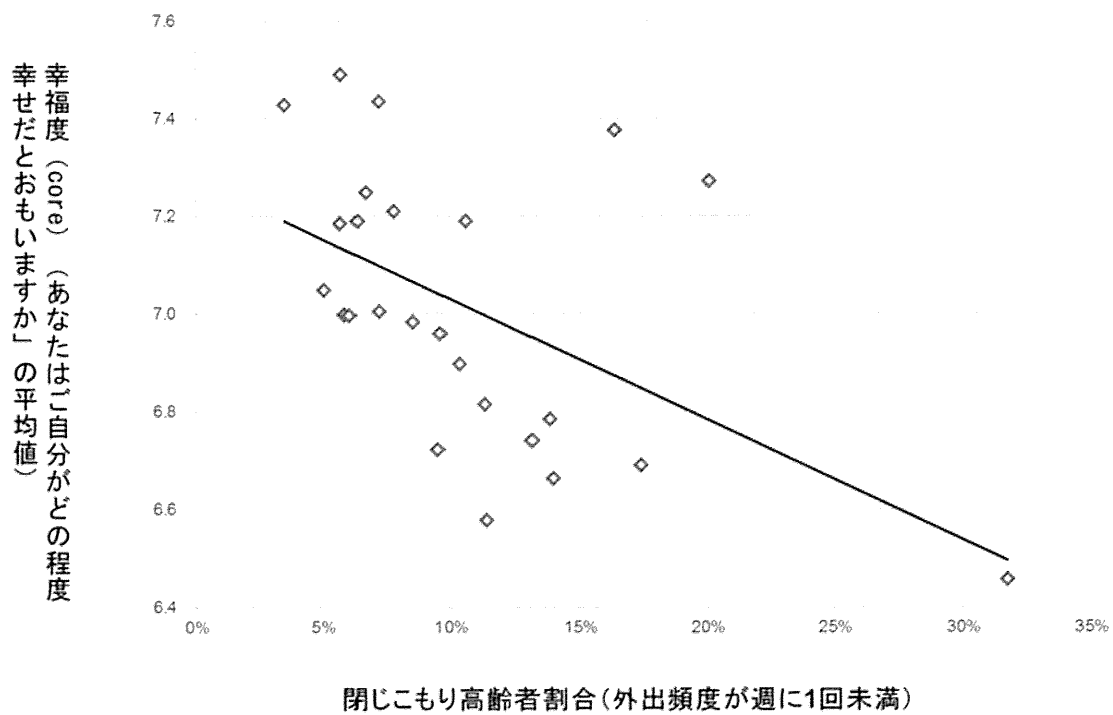


図 3. アウトカム指標との相関の例②