

図1 地域診断書雛形(拡大図)

日本福祉大学健康社会研究センター
名古屋市中区千代田5-22-35
TEL052-242-3074 FAX052-242-3076

地域診断書
2013年度調査結果報告の要約

良好 →

全体高齢者:生活機能評価項目

項目	評価(今回値)	前回評価(前回値)	増減	中位 40-60パーセントタイル値	単位	上(今回)	最下位	下位	中位	上位	最上位
						下(前回)	0-20%	20-40%	40-60%	60-80%	80-100%
運動器機能	C(12.3)	D(17.4)	5.1 ↓	9.8-12.8	%	今回			☆		
						前回		★			
閉じこもり	C(3.1)	D(4.0)	0.9 ↓	1.8-3.3	%	今回			☆		
						前回		★			
栄養改善	C(1.3)	B(0.8)	0.5 ↓	1.2-1.4	%	今回			☆		
						前回				★	
口腔機能	D(14.0)	C(11.2)	2.8 ↑	11.2-13.6	%	今回			☆		
						前回			★		
虚弱	—	D(8.5)	—	—	%	今回					
						前回			★		
認知症	B(30.1)	B(25.1)	5.0 ↓	29.8-35.3	%	今回			☆		
						前回				★	
うつ判定	A(25.0)	A(25.0)	0 →	39.9-45.4	%	今回					☆
						前回					★

良好 →

全体高齢者:日常生活評価項目

項目	評価(今回値)	前回評価(前回値)	増減	中位 40-60パーセントタイル値	単位	上(今回)	最下位	下位	中位	上位	最上位
						下(前回)	0-20%	20-40%	40-60%	60-80%	80-100%
IADL	C(12.8)	C(13.8)	1.0 ↓	9.8-15.8	%	今回			☆		
						前回			★		

良好 →

全体高齢者:社会参加評価項目

項目	評価(今回値)	前回評価(前回値)	増減	中位 40-60パーセントタイル値	単位	上(今回)	最下位	下位	中位	上位	最上位
						下(前回)	0-20%	20-40%	40-60%	60-80%	80-100%
知的能動性	C(13.1)	D(14.5)	1.4 ↓	11.8-13.3	%	今回			☆		
						前回			★		
社会的役割	C(11.3)	D(12.8)	1.5 ↓	11.2-11.4	%	今回			☆		
						前回			★		
ボランティア参加	B(14.0)	C(11.2)	2.8 ↑	11.2-13.6	%	今回				☆	
						前回			★		
スポーツの会参加	—	—	—	—	%	今回					
						前回					
趣味の会参加	D(24.1)	C(26.1)	2.0 ↓	25.8-35.3	%	今回			☆		
						前回			★		
老人クラブ参加	A(60.0)	A(60.0)	0 →	39.9-45.4	%	今回					☆
						前回					★

A: 全自治体中、最上位(80-100%タイル値)グループです。
 B: 全自治体中、上位(60-80%タイル値)グループです。
 C: 全自治体中、中位(40-60%タイル値)グループです。
 D: 全自治体中、下位(20-40%タイル値)グループです。
 E: 全自治体中、最下位(0-20%タイル値)グループです。

☆が、今回測定値です。
 ★が、前回測定値です。

<p>総合評価</p> <p>生活機能評価項目では「うつ判定」が最上位グループ、「認知症」が上位グループ、「口腔機能」が下位グループだった。</p> <p>社会参加評価項目では「老人クラブ参加」が最上位グループ、「ボランティア参加」が上位グループだった。</p>
--

表1 地域診断書診断項目

1. 分類	2. 項目	地域診断項目			
		設問番号	設問項目	サービスニーズがあると予測する回答	
介護予防ニーズ(生活機能評価)	1)運動器機能低下	①問2-6	階段やすりを伝わずに?	2. いいえ	5項目中3項目以上該当
		②問2-7	椅子からの立ち上がり?	2. いいえ	
		③問4-14	15分歩ける?	2. いいえ	
		④問3-4	過去1年で転んだことがあるか	1. 何度もある	
		⑤問3-5	転倒の不安	1. はい	
	2)低栄養	⑥問11-4	この6か月で2~3kg体重が減ったか	1. はい	2項目中2項目
		⑦問11-3	BMI	18.5未満	
	3)口腔機能の低下	⑧問2-1	半年前にくらべ固いものかかたべにくい	1. はい	3項目中2項以上該当
		⑨問2-2	お茶などでむせるか	2. はい	
		⑩問2-3	口の湿きは気になるか	3. はい	
	4)閉じこもり	⑪-1問3-1	外出する頻度	4. 月1~3回	問3-1のいずれかに該当
		⑪-2問3-1	外出する頻度	5. 年に数回	
	⑪-3問3-1	外出する頻度	6. していない		
	5)認知機能の低下	⑫問4-15	周りから同じことを聞くなどいわれる	1. はい	3項目中1項以上該当
		⑬問4-16	自分で電話を掛けられる	2. いいえ	
		⑭問4-17	今日が何月何日かわからない時	1. はい	
		⑮問4-1	バスや電車を使って1人で外出できますか。	2. いいえ	
	6)虚弱	⑯問4-2	日用品の買い物ができますか。	2. いいえ	①~⑳まで10項目以上該当
		⑰問4-3	自分で食事の用意	2. いいえ	
		⑱問4-4	友達の家を訪ねることがありますか。	2. いいえ	
⑲問4-5		銀行預金・郵便貯の出し入れが自分できますか。	2. いいえ		
⑳問3-2		昨年比べて外出の回数が減っていますか	1. はい		
上記20項目中10項目該当					
7)うつ予防	①問10-16	(ここ2週間)毎日の生活に充実感が無い	1. はい	5項目中2項目以上該当	
	②問10-17	(ここ2週間)これまで楽しんでいてことが楽しめない	1. はい		
	③問10-18	(ここ2週間)以前は楽しいことが、今はおっくう	1. はい		
	④問10-19	(ここ2週間)自分があ役に立つ人間とは思えない	1. はい		
	⑤問10-20	(ここ2週間)わけもなく疲れたような感じ	1. はい		
日常生活評価	8)ADL	①問4-1	バスや電車を使って1人で外出できますか。	1. はい	1.はい 各1点で合計3点以下
		②問4-2	日用品の買い物ができますか。	1. はい	
		③問4-3	自分で食事の用意	1. はい	
		④問4-4	友達の家を訪ねることがありますか。	1. はい	
		⑤問4-5	銀行預金・郵便貯の出し入れが自分できますか。	1. はい	
社会参加	9)知的能動性	①問4-6	年金などの書類が書けますか	1. はい	1.はい 各1点で合計2点以下
		②問4-7	新聞を読んでいますか	1. はい	
		③問4-8	本や雑誌を読んでいますか	1. はい	
		④問4-9	健康についての記事や番組に関心がありますか	1. はい	
	10)社会的役割	①問4-10	友達の家を訪ねることがありますか。	1. はい	1.はい 各1点で合計2点以下
		②問4-11	家族や友だちの相談にのることがありますか。	1. はい	
		③問4-12	病人を見舞うことができますか	1. はい	
		④問4-13	若い人に自分から話しかけることができますか。	1. はい	
	11)ボランティア参加	問6-1	ボランティアのグループ	3. 週1回以上	
	12)スポーツの会参加	問6-2	スポーツ関係のグループやクラブ	3. 週1回以上	
	13)趣味の会参加	問6-3	趣味関係のグループ	3. 週1回以上	
	14)老人クラブ参加	問6-4	老人クラブ	3. 週1回以上	

手段的日常生活活動（IADL）低下の地域差とその関連要因の検討

研究協力者 加藤清人（平成医療専門学院教授）

研究代表者 近藤克則（日本福祉大学 健康社会研究センター長/社会福祉学部教授）

研究分担者 鄭 丞媛（国立長寿医療研究センター老年社会科学研究部研究員）

研究要旨**【目的】**

本研究では、地域在住高齢者のIADL低下者割合などの市町村間格差とそれに関連する要因を検討した。

【研究方法】

日本老年学的評価研究（JAGES）による横断データの一部を用い、要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者88,370名（53市区町村）を対象に、老研式活動能力指標IADL5項目の非自立者割合と関連要因との地域相関分析を行った。

【結果】

IADL低下者割合は市区町村間で11.6%～30.7%と約3倍の差があり、都市部ではその割合は低い傾向にあった。また、関連しうる心理社会的指標など多指標でも2～17倍の差があった。特に女性で「趣味がある」、「スポーツや趣味の会へ参加している」者の割合が高い市区町村でIADL低下者割合が低いという関連を認めた。

【考察・結論】

心理社会的要因への視点において、趣味、生きがい活動やグループ活動を用いることが、ポピュレーション戦略によるIADL低下予防に繋げられる可能性を示唆していると考えられる。

A. 研究目的

2012年7月に発表された「健康日本21（第2次）」では、今後10年間の取り組みの5つの目標の中で「健康格差の縮小」や「社会環境の整備」などが挙げられ、地域間格差を評価するとされている。つまり、健康増進や介護予防を推進するため、今後は個人だけではなく地域に着目した取り組みを強めることが重要であるとされる。そのためにはまず地域間格差や地域の特性を把握することが求められる。

厚生労働省の「介護予防事業報告書」によると、市町村間の要介護認定率について要支援で0.8～9.2%、要介護では2.4～24.0%もの違いが後期高齢者割合が同じ市町村間でも認

められている。また、要介護状態になるリスクでもある「手段的日常生活活動（以下IADL；Instrumental Activities of Daily Living）の低下」の割合に関わる地域間比較については、日本老年学的評価研究（JAGES）による2010暫定版データを用い、26市町村（65,171人）間のIADL低下者割合を検討した結果、IADL低下者の割合は市町村間で約2倍の差があることが明らかになった。しかし、JAGES 2010暫定版での対象地域は大都市を含まない市町村に限られているため、名古屋市や神戸市といった大都市を含むJAGES2010-2011データでも再検討する必要性が考えられた。

そこで、本研究では、「IADLの低下」に着

目し、①IADLが低下している高齢者の割合が多い市町村が存在するのか、また差がみられた場合に市町村間格差は都市部や農村部といった地域特性で違いはあるのか、さらに②後期高齢者割合の差で説明できるのか、③その格差と関連している要因は何か、の3点について検討することを研究目的とした。

B. 研究方法

1. 用いたデータ

JAGESプロジェクトの2010-2011年度調査データの一部を用いた。対象は、以下の通りに抽出した。まず、要介護認定を受けていない65歳以上の地域在住高齢者169,215名に対して、2010年8月から2012年1月に主に自記式質問紙法による郵送調査(2市町村のみ訪問調査)を実施した。そのうち、112,123名から回答を得た(回収率66.3%)なかから、性別、年齢、居住自治体いずれかが無回答の12,627名を除外し、また歩行・入浴・排泄のいずれかが介助であった者とADL項目未記入者4,779名を除くことで、ADL低下があるにも関わらず要介護認定未申請の可能性があった者を分析対象から除外した。さらに、今回の分析に用いる老研式活動能力指標の下位項目であるIADLの5項目のうち、1つでも無回答がある者6,347名を除外した。その結果、今回の分析対象者は24介護保険者30市町村に居住する88,370名(男性40,720名、女性47,650名;平均年齢73.9±6.1歳)となった。

2. 用いた指標

IADL 評価には、老研式活動能力指標の手段的自立5項目(①バスや電車を使って1人で外出できますか、②日用品の買い物ができますか、③自分で食事の用意ができますか、④請求書の支払いができますか、⑤銀行預金・郵便貯金の出し入れが自分でできますか)に、「はい」を1点「いいえ」を0点とし5

点満点(IADL満点群)、4~0点(IADL低下群)の2群に分類した。次に地域要因との関連を確認するため、認知症予防に関連があると予想される因子について、A.生活習慣的指標、B.心理社会的指標、C.社会経済的指標を用いた。A.生活習慣的指標は、外出の頻度、1日の歩行時間を、B.心理社会的指標では、うつあり、物忘れあり、趣味あり、会・グループへの週1回以上参加あり、とした。C.社会経済的指標は、教育年数10年以上、等価所得の低所得を用いた。

3. 分析方法

分析単位は市町村とした。但し、政令指定都市については、市町村との人口規模に大差が生じることから、区単位を分析単位とした。その結果、分析対象は53市区町村(内訳28市町村、25区)となった。

分析方法は、各市区町村におけるIADL低下者割合を算出し、全体、前・後期高齢者別によるIADL低下者割合の状況を確認した。次にA.生活習慣的指標、B.社会心理指標、C.社会経済的指標の各変数について、市区町村における割合を算出し、それらとIADL低下者割合との関係についてSpearmanの順位相関係数を求めた。なお、各変数の割合の算出では、無回答を欠損値扱いとした。今回は要介護認定を受けている者を除いた高齢者を対象としたため、要介護認定率が高い保険者では、IADL低下者が調査対象者から外れ、IADL低下者割合が低くなる可能性がある。また、IADL低下者ほど無回答となりやすく、元気な者ほど回答しやすいとも考えられ、IADL低下者割合が同じだとしてもIADL低下者の回答率が低くなれば無回答率は上がる可能性がある。つまり、セレクションバイアスが存在している可能性がある。そこで、厚生労働省の介護予防事業の保険者別調査データを用い、追加分析としてIADL低下者割合と要介護認定率、無回

答率との関連についても検討した。

統計学的分析には、SPSSVer21.0を用い、有意水準は5%未満とした。

C. 研究結果

1. 各市区町村における IADL 低下者割合

53市区町村における IADL 低下者割合を全高齢者、前期高齢者、後期高齢者に分けて求めた結果、全高齢者の IADL 低下者割合では平均 18.5%で、最低 11.6%から最大 30.7%と 2.6 倍の差があった(図 1)。前・後期高齢者別にみても、前期高齢者で、平均 14.4%、7.9~23.2%で 2.9 倍の差が、後期高齢者で、平均 24.4%、11.9~39.8%と 3.3 倍の差があった。また、IADL 低下者割合は都市部で低く、農村部で高かった。

2. 前期・後期高齢者との相関

IADL 低下者割合の前期高齢者と後期高齢者との相関をみると、 $r = 0.84$ ($p < 0.01$, 図 2) と高い正の相関がみられた。つまり、前期高齢者で IADL 低下者の割合が高い市区町村は、後期高齢者においても高かった。

3. 各指標と IADL 低下者割合との相関

1) 各変数の割合

53 市区町村における各変数の割合をみると、生活習慣的指標での割合では「外出の頻度が少ない(外出が週に 1 回以下)」者は、1.8~29.9%で約 17 倍の差があり、「歩行時間が 30 分以上」の者は 57.8~77.0%であった。

心理社会的指標では、「うつあり」で 16.9~39.5%、「物忘れあり」12.0~23.3%、会・グループに週 1 回以上参加している者の割合は、「スポーツの会への週 1 回以上参加」は 2.3~28.2%で約 12 倍、「趣味の会への週 1 回以上参加」は 4.3~36.6%で 8.5 倍という大きな差があった。

社会経済的指標では、「教育年数 10 年以上」の者は 31.1~81.5%、「低所得者」31.3~

79.8%であり、約 2.5 倍の差がみられた。

2) IADL 低下者割合と各変数との相関

IADL 低下者割合との相関(表 1)をみると、「外出頻度が少ない」者は、男性の後期高齢者、女性高齢者で高い正の相関(男性後期 $r = 0.80$, $p < 0.01$)がみられた。「歩行時間が 30 分以上」の者は、男性後期高齢者、女性高齢者で高い負の相関(女性 $r = -0.82$, $p < 0.01$, 男性後期 $r = -0.40$, $p < 0.01$)がみられた。「趣味がある」者の割合では、男女の前期高齢者、後期高齢者共に有意な負の関連(男性前期 $r = -0.28$, $p < 0.05$, 男性後期 $r = -0.45$, 女性前期 $r = -0.48$, 女性後期 $r = -0.64$, $p < 0.01$,)がみられた。また、「スポーツの会への週 1 回以上参加」(男性前期 $r = -0.31$, $p < 0.05$, 女性前期 $r = -0.59$, 女性後期 $r = -0.61$, $p < 0.01$)や「趣味の会への週 1 回以上参加」(男性後期 $r = -0.30$, $p < 0.05$, 女性前期 $r = -0.47$, 女性後期 $r = -0.61$, $p < 0.01$)においても有意な負の関連がみられた。

さらに、「教育年数が 10 年以上」の者では、男女ともに前期高齢者、後期高齢者において、負の相関(女性前期 $r = -0.78$, 女性後期 $r = -0.78$ 男性前期 $r = -0.49$, 男性後期 $r = -0.72$, $p < 0.01$)がみられた。

4. 要介護認定率・無回答率との関連

市区町村別に IADL 低下者割合の差が確認できたため、次に IADL 低下者割合と要介護認定率との関連をみた。24 介護保険者(53 市区町村)中、全市町村を満たない 2 広域連合を除いた 22 介護保険者(内訳 21 市町村、1 広域連合)を分析対象とした。

その結果、要介護認定率が高い市区町村ほど、IADL 低下者割合が高いという関連はみられなかった($r = -0.09$, $p < 0.70$)。

IADL 低下者割合と無回答者割合との関連では、IADL 低下者は無回答になりやすいことから、仮に無回答者すべてを IADL 低下者

とみなした場合の推移を図3に示した。その結果、IADL低下者割合+無回答者割合では、最低41.0%から最大69.3%と28.3%ポイントの差があった。

D. 考察

各市区町村間におけるIADL低下者割合とその関連要因を検討した。その結果、まずIADL低下者割合には約3倍の市区町村間格差がみられた。また、前期高齢者と後期高齢者のIADL低下者割合は互いに相関が高いことから前・後期高齢者のIADL低下者が多いところでは、もう一方のIADL低下者でも多い傾向がみられた。つまり、高齢化率の違いだけでなく、他の要因の影響を受けた無視できない地域差があると思われる。

そして、趣味をもつこと、スポーツや趣味の会への参加の割合が高い地域ほどIADL低下者の割合が低いという関連も確認できた。

また、無回答者をすべてIADL低下者とした場合で、IADL低下者+無回答者割合に28.3%ポイントの差(41.0%~69.3%)がみられた。このことは、無回答者割合のセレクションバイアスによるものではなく、IADL低下者割合に市区町村差がみられる可能性を示唆していると考えられる。

今回の結果は、要介護認定を受けていない地域在住高齢者において、「趣味を持つ」ことや「スポーツや趣味の会への参加」を個人レベルだけでなく市区町村レベルで、その割合を高めるポピュレーションアプローチに取り組むことが、IADL低下の予防に繋がる可能性を示すことができたと考えられる。今後、高齢者が取り組める会・グループ等の組織を増やすことで参加を促したり、趣味を持つことを促すことで、介護予防に寄与できると考える。

E. 結論

本研究の結果、IADL低下者の割合が53の市区町村間で約3倍もの差がみられ、高齢化率の違いや男女比の違いだけでなく、他の要因によって影響を受けた無視できない地域差がある可能性が示唆された。心理社会的要因で、趣味がある、会・グループへの参加をしている者が多い市区町村ほどIADL低下者割合が少ないという関連が示された。このことが、ポピュレーション戦略によるIADL低下予防に繋げられる可能性が示唆された。

F. 研究発表

なし

G. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

なし

H. 文献

近藤克則, 鄭丞媛, 加藤清人, 鈴木佳代(2013)「地域要因と手段的日常生活動作(IADL)低下との関連性の検証」平成24年度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

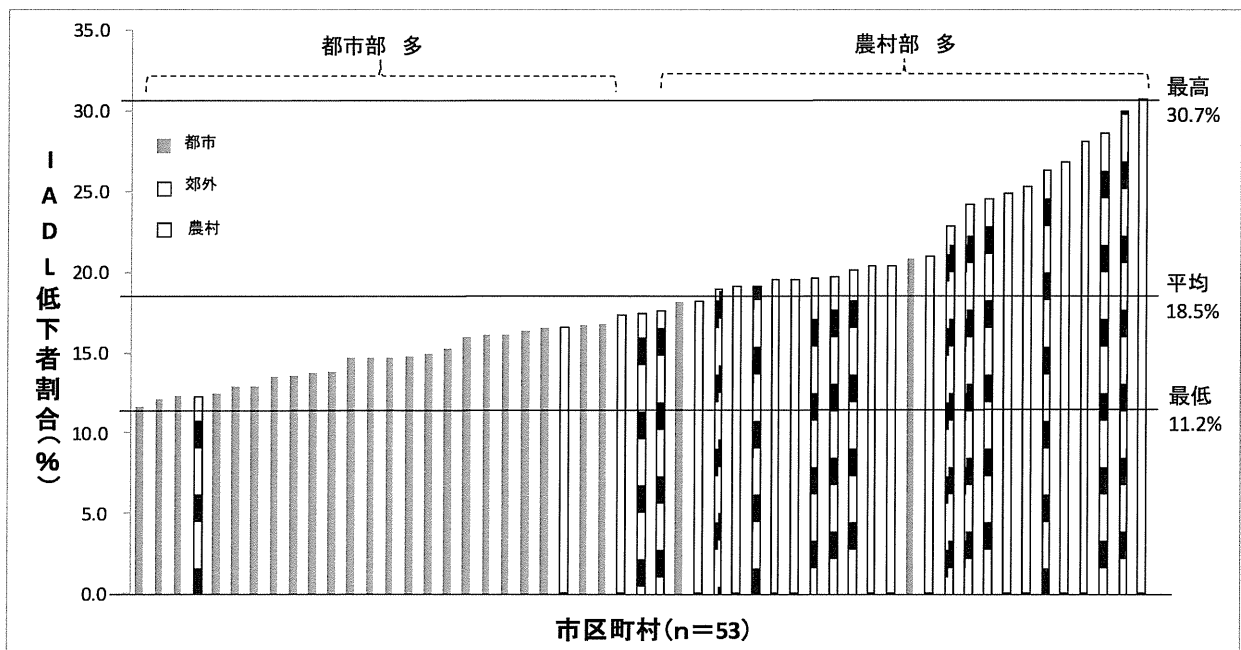


図1. 市区町村別にみたIADL低下者割合

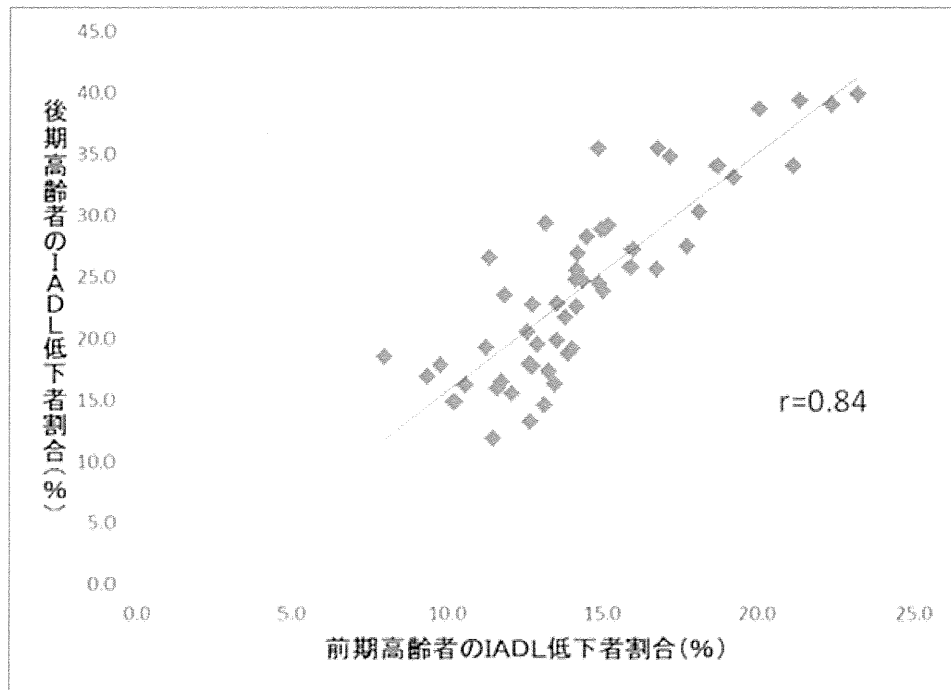


図2. 前期高齢者と後期高齢者のIADL低下者割合の関連

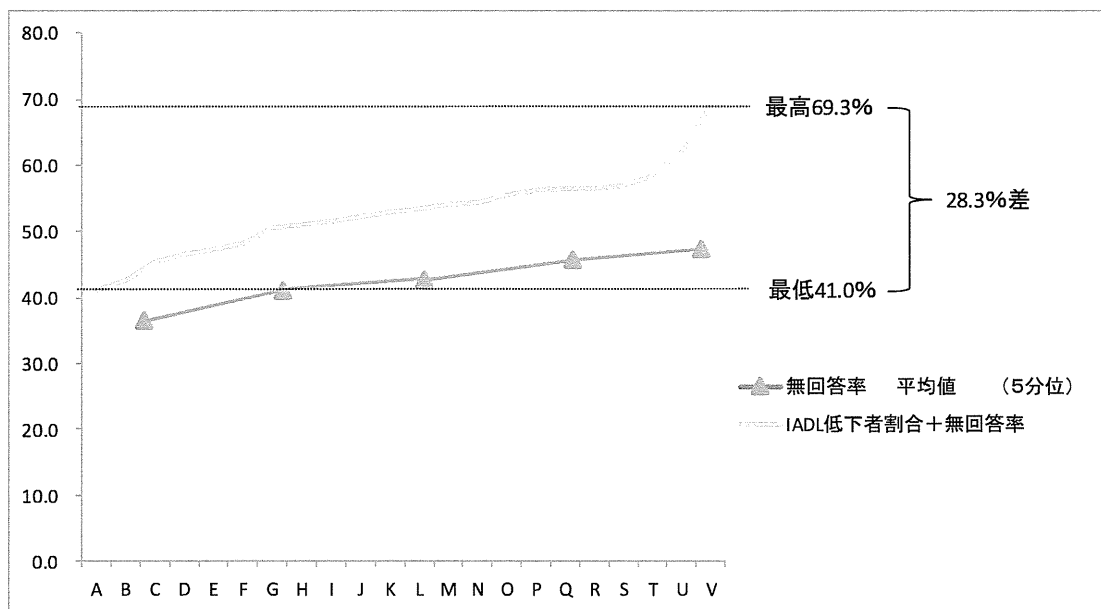


図3. 22保険者の無回答率とIADL低下者割合
(無回答率+IADL低下者割合ソート)

表1. IADL低下者割合と他の要因との相関

	IADL低下者割合					
	全体	男性		女性		
		前期高齢者	後期高齢者	全体	前期高齢者	後期高齢者
A.生活習慣指標						
外出頻度が少ない	.29 *	.03	.45 **	.80 **	.62 **	.75 **
歩行時間30分以上	-.29 *	-.32 *	-.40 **	-.82 **	-.70 **	-.79 **
B.心理社会的指標						
うつあり	.08	.10	.18	.39 **	.28 *	.40 **
物忘れあり	.32 *	.17	.32 *	.55 **	.15	.66 **
趣味あり	-.35 **	-.28 *	-.45 **	-.64 **	-.48 **	-.64 **
スポーツの会に週1回以上参加	-.23	-.31 *	-.01	-.68 **	-.59 **	-.61 **
趣味の会に週1回以上参加	-.19	-.14	-.30 *	-.62 **	-.47 **	-.61 **
C.社会経済的指標						
教育年数が10年以上	-.64 **	-.49 **	-.72 **	-.81 **	-.78 **	-.78 **
低所得	.19	.03	.26	.44 **	.38 **	.30 *

**p<0.01 *p<0.05

高齢者の活動能力の低下と地域要因の関連性の検証

研究分担者 鄭 丞媛（国立長寿医療研究センター老年社会科学研究部研究員）

研究代表者 近藤克則（日本福祉大学健康社会研究センター長／社会福祉学部教授）

研究協力者 井上祐介（延世大学医療福祉研究所 専門研究員）

研究要旨**1. 目的**

本研究では高齢者の活動能力の低下者の割合に着目し、その市町村間の差と、高齢者の活動能力の低下と関連のある要因を検討した。

2. 研究方法

要介護認定を受けていない65歳以上の85,913人の横断データ（日本老年学的評価研究（JAGES））を用いた。老研式活動能力指標（TMIG Index of Competence）（13点満点）から活動能力の低下群（12点以下の者）を目的変数とし、個人の健康要因（うつ、主観的健康感、歩行時間、外出頻度）、個人の社会的要因（ソーシャルネットワーク、社会的サポート、趣味・スポーツの会への参加）、地域環境要因（市町村ダミー、近隣の環境）を説明変数としてロジスティック回帰分析を行った。年齢、性別、学歴、等価所得、市町村別の要介護認定率を調整した。

3. 結果

1) 活動能力の低下者の割合には、市町村間に16%ポイントの差がみられた。また、前期・後期高齢者間にはやや高い相関がみられた（ $r=0.69$ ）。

2) 個人の健康要因や社会的要因を考慮しても地域環境要因が高齢者の活動能力の低下に有意に関連していた。

3) 社会的サポートが豊かな地域は、活動能力の低下者の割合が小さかった（ $r=-0.30$ ）。

4. 考察・結論

活動能力の低下と地域要因との関連は、個人の健康要因や社会的要因の調整後にもみられた。本研究の結果から、個人への介入だけでなく、「社会環境の質」、「人々のつながりの豊かさ」への介入は、高齢者の健康の地域間の差を縮小させる可能性があることが示唆された。

A.研究目的

1. 背景

健康の決定要因については個人レベルの研究が主流であり、地域間の社会環境の違いに着目した研究は十分に行われてこなかったが、「健康日本 21（第 2 次）」で、人々のつながりなど社会環境の質の向上を図ることが明示されるなど関心が高まっている。

これまでに、日本老年学的評価研究（JAGES）の研究班は、地域間に「転倒のリスク」、「うつ」、「閉じこもり」の出現割合が 2～5 倍の差があるなど、地域間に健康格差があることに注目してきた。

高齢者の活動能力は、歩行や移動、食事などの基本的な身体動作を表す基本的日常生活動作能力（Basic Activity of Daily Living ; BADL）と、交通機関の利用や買い物などの生活関連動作や社会的役割を担う能力を表す手段的日常生活動作能力（Instrumental ADL ; IADL）の 2 つで捉えることが可能である。

その評価指標の一つに、高次の活動能力の評価を行なうことを目的として開発された老研式活動能力指標がある。

2. 研究目的

本研究では、活動能力の低下者の割合の市町村間の格差と、活動能力の低下と関連のある要因について、個人の健康要因、個人の社会的要因、地域環境要因から検討した。

B.研究方法

1. 用いたデータ

日本老年学的評価研究（JAGES）の 2010～11 年のデータを用い分析を行った。

本調査は、要介護認定を受けていない高齢者を対象に、2010 年、2011 年にかけて、全国 31 市町村で郵送自記式調査によって行われた。169,215 人に配布し、112,123 人から回収を得ている（回収率 66.3%）。

本研究では、その内の有効回答票である 103,621 人のデータを用い、年齢、性別の不明、要介護認定者、活動能力の項目等に不備があるものを除いた 30 自治体の 85,913 人のデータを使用した。

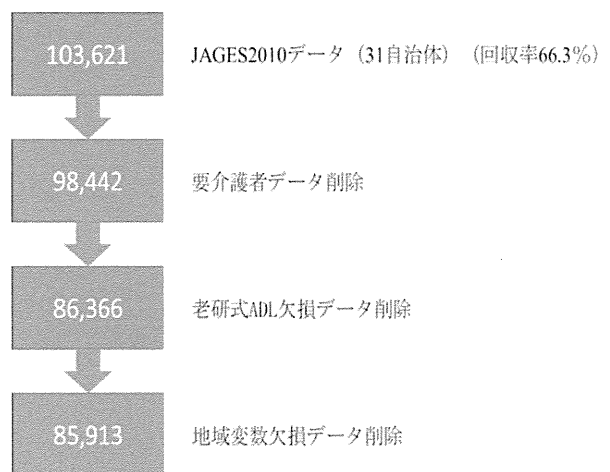


図 1 用いたデータ

2. 用いた指標

活動能力は、「老研式活動能力指標」を用いた（表 1）。手段的自立、知的動作性、社会的役割から成る 13 項目をすべてできると答えた人を「活動能力満点群」（13 点満点）とし、1 つでもできないと答えた人を「活動能力低下群」（1-12 点）とし、2 群に分けて分析を行った（表 1）。活動能力の満点群は全体の 42.9%で、低下群は 57.1%であった。前期高齢者は満点群が 47.4%，後期高齢者は満点群が 36.2%であった。

表 1 老研式活動能力指標

手段的自立	1	バスや電車を使って1人で外出できますか
	2	日用品の買い物ができますか
	3	自分で食事の用意ができますか
	4	請求書の支払いができますか
	5	銀行預金・郵便貯金の出し入れが自分でできますか
知的能动性	6	年金などの書類が書けますか
	7	新聞を読んでいますか
	8	本や雑誌を読んでいますか
	9	健康についての記事や番組に関心がありますか
社会的役割	10	友達の家を訪ねることがありますか
	11	家族や友だちの相談にのることができますか
	12	病人を見舞うことができますか
	13	若い人に自分から話しかけることができますか

3. 分析方法

本研究では、活動能力の低下に地域間にあるかと、活動能力の低下につながる要因を探究するため、「活動能力低下群」(1-12点)を目的変数とした。

個人の健康要因の変数として、うつ、主観的健康感、歩行時間、外出頻度を設定した。個人の社会的要因は、ソーシャル・ネットワーク、社会的サポート、趣味・スポーツの会への参加(月1回以上)の状況とした。地域環境要因の説明変数には、市町村ダミー、近隣の環境を入れた。

調整変数として、年齢、性別、学歴、等価所得、市町村別要介護度認定率を投入し、ロジスティック回帰分析を行った。

調整変数

個人の健康要因

個人の社会的要因

地域環境要因

活動能力低下

図 2 分析モデル

C. 研究結果

1) 活動能力の低下群の割合は、地域間に約16%ポイントの差がみられた

活動能力の低下高齢者の割合最も高い市町村間(65.2%)と最も低い市町村(49.2%)との間に約16%ポイントの差がみられた。また、前期と後期高齢者間に相関が認められた($r=0.69$)。

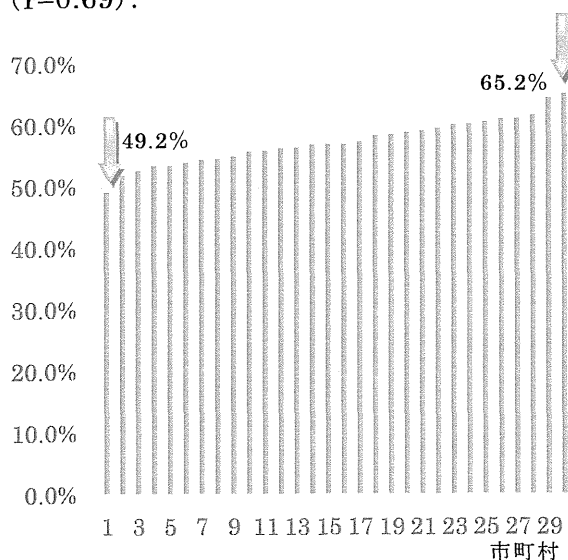


図 3 市町村別の活動能力の低下者の割合

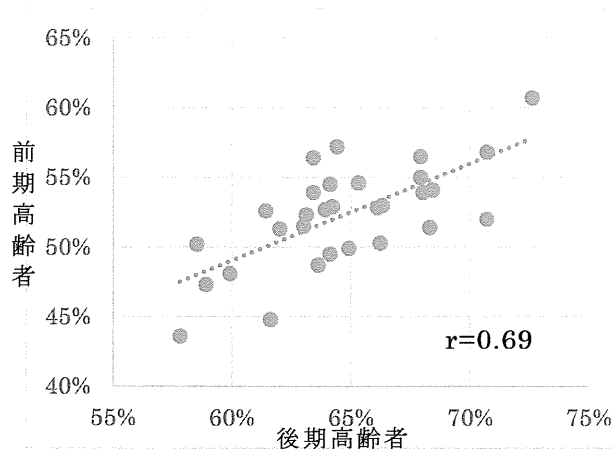


図4 市町村別の前期高齢者と後期高齢者の活動能力の低下者の割合の相関

2) 地域環境要因が高齢者の活動能力の低下に有意に関連していた

ロジスティック回帰分析の結果、個人の健康要因や社会的要因を考慮しても市町村、近隣の環境といった地域環境要因と高齢者の活動能力の低下との関連がみられた。

ソーシャルネットワークがある人、社会的サポートがある人、趣味やスポーツの会に参加している人ほど活動能力が低くなりにくかった。

個人要因として、主観的健康感が高い人、1日歩行時間が30分以上の人、週1回以上外出している人は活動能力が低下しにくい傾向がみられた。

上記の個人要因を考慮しても、活動能力の低下者の割合が小さい市町村と最も大きい市町村との間には、約2.3倍率の差があった。さらに、近隣の環境が良いところは、悪いところよりも、活動能力約1/4以下であった(表2)。

3) 社会的サポートが豊かな地域は、活動能力の低下者の割合が少なかった

社会的サポートがある人は社会的サポートがない人に比べて、活動能力が低下する確

率が約70%低かった。さらに、「社会的サポートが充実した人」の割合が多い地域は、活動能力の低下者の割合が小さかった($r=-0.30$)。

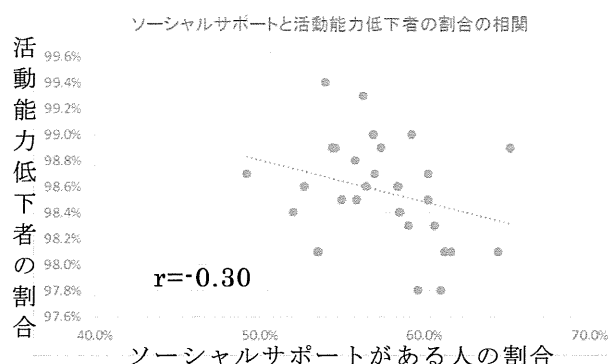


図5 活動能力低下者の割合とソーシャルサポートがある人の割合の相関

D. 考察・結論

我々は、これまでにIADL指標を用い、市町村間に約2倍の差があることを報告しており(鄭・他, 2013)、今回、老研式活動能力指標でも地域間に差がある傾向を示すことができた。

さらに、個人の健康要因や社会的要因の調整後も、地域要因との関連性があることを(鄭・他, 2013)、今回、老研式活動能力指標を用いた分析でも確認できた。

こうした結果から、個人への介入と環境要因への介入を行うことは、高齢者の機能状態の低下を防ぐ可能性があることが示唆された。今後は、小地域単位の分析など、より精緻な分析を行う必要があると思われる。

E. 研究発表

なし

参考文献

鄭丞媛, 加藤清人, 鈴木佳代, 近藤克則: 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「地域要因と手

段的日常生活動作 (IADL) 低下との関連性の検証」, 2013.5

表2 ロジスティック回帰分析の結果から抜粋

項目		Exp(B)	Exp(B)の95%信頼区間	
			下限	上限
個人の健康要因	主観的健康感 (良好)	0.60	0.56	0.63
	1日歩行時間 (30分未満)	1.44	1.37	1.51
	外出頻度 (週1回以上)	0.40	0.36	0.45
個人の社会的要因	ソーシャルネットワーク (あり)	0.41	3.84	0.43
	社会的サポート (あり)	0.26	1.93	0.36
	趣味・スポーツクラブ (参加)	0.53	0.51	0.56
地域環境要因	市町村A	0.73	0.60	0.89
	市町村B	1.65	1.28	2.14
	近隣の環境 (安全・清潔等)	0.79	0.76	0.83

すべての項目 P<.001

Inequalities of dental prosthesis use under universal healthcare insurance

Yusuke Matsuyama¹, Jun Aida¹, Kenji Takeuchi¹, Georgios Tsakos², Richard G. Watt², Katsunori Kondo³ and Ken Osaka¹

¹Department of International and Community Oral Health, Tohoku University Graduate School of Dentistry, Sendai, Japan, ²Department of Epidemiology and Public Health, University College London, London, UK, ³Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University, Nagoya, Japan

Matsuyama Y, Aida J, Takeuchi K, Tsakos G, Watt RG, Kondo K, Osaka K. Inequalities of dental prosthesis use under universal healthcare insurance. *Community Dent Oral Epidemiol* 2014; 42: 122–128. © 2013 John Wiley & Sons A/S. Published by John Wiley & Sons Ltd

Abstract – Background: Social inequalities in oral health exist in various countries. In Japan, a country with universal healthcare insurance policy, people can receive medical and dental care and pay only 10–30% of the total cost of treatment. Additionally, very poor Japanese can receive care without any charge, by the benefit of public assistance. These policies are considered to affect oral health inequalities. **Objectives:** This study examined the association between using a dental prosthesis and household income among older Japanese people. **Methods:** Self-administered questionnaires were mailed to subjects as part of the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES) project in 2010. Of the 8576 people aged 65 years or more living in Iwanuma, Japan, 5058 responded. We used 4001 respondents with no missing values. We stratified into two groups by having 20 teeth or not. Then, cross-tabulation, univariate logistic regression, and multivariate logistic regression were conducted for these two groups. The covariates are sex, age, education, and size of household. **Results:** Of the all respondents included in the analyses, poorer respondents tended to have lower proportions with 20 or more teeth, and 54.6% respondents used dental prostheses. In the respondents with 19 or fewer teeth, higher-income group tended to show significantly higher dental prosthesis use. But the poorest income group showed high prevalence of dental prosthesis use as same as highest income group. Multiple logistic regression among respondents with 19 or fewer teeth showed that after adjustment for sex, age, education, and size of household, compared with the respondents with annual incomes of US\$ <5000, those with incomes of US\$5000–9999 and US\$10 000–14 999 had significantly lower odds ratios for using a dental prosthesis (OR = 0.48 [95% CI = 0.28–0.83], 0.56 [95% CI = 0.33–0.95], respectively). The other respondents did not show significant differences. **Conclusions:** Although universal healthcare insurance covered dental prostheses, a social gradient in dental prosthesis use was still observed. Low-income respondents tended to not use dental prosthesis, but the poorest respondents showed dental prosthesis utilization as high as the highest income group.

Key words: access; epidemiology; health services research; prosthodontics; public health policy

Yusuke Matsuyama, Department of International and Community Oral Health, Tohoku University Graduate School of Dentistry, 4-1, Seiryō-machi, Aoba-ku, Sendai, Miyagi, 980-8575, Japan
Tel.: +81 22 717 7639
Fax: +81 22 717 7644
e-mail: y-matsuyama@dent.tohoku.ac.jp

Submitted 31 October 2012;
accepted 14 August 2013

Social inequalities in oral health exist in various countries (1–7) and are considered to be an important research priority (8). Social inequalities in oral health follow a gradient (3, 4, 6); oral health status is worse for each consecutive lower socioeconomic

position group, because health inequalities affect everyone (9).

There is also a social gradient in access to dental care (10–13), and it is considered as a potential explanation for oral health inequalities (14, 15).

Access to dental care is affected not only by income, but also by healthcare policy (16, 17). The lack of dental insurance is one of the main barriers affecting access to dental services (18, 19). In Japan, there are two kinds of healthcare policy for the adult population: universal healthcare insurance (20, 21) and public assistance. The universal healthcare insurance system enables people who need medical and dental treatment to pay only 10–30% of the total cost of treatment depending on income, age, and/or health condition. This insurance scheme covers most basic dental treatments including prosthetics such as bridges, removable partial dentures, and complete dentures. Public assistance for the poorest people, named '*Seikatsu-hogo*', provides minimum living expenses and medical and dental care without charge. In addition, poor people receiving several public welfare services are more likely to communicate with public sector social workers, nurses, and/or dental hygienists who can provide information about access to health care. Although these sociopolitical situations are considered to affect access to dental care among the poorest Japanese, previous studies have not focused on dental care utilization among the very poorest (10, 13). We hypothesized that (1) there were social inequalities in dental prosthesis use despite the availability of universal healthcare insurance and (2) the poorest elderly Japanese would have a higher prevalence of dental prosthesis use. The aim of this study was to examine the association between dental prosthesis use, considered to be a variable reflecting dental care access, and annual household income among older people with perceived needs for dental prosthesis because of having few remaining teeth.

Materials and methods

Study population

This analysis was based on part of the data from the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES) project, an ongoing Japanese prospective cohort study (22–24). JAGES investigates health factors related to functional decline or cognitive impairment among individuals aged 65 years or more. We used cross-sectional data in Iwanuma city, which is located in Miyagi prefecture in the Tohoku area in northern Japan. In 2010, the population was 44 187; 19.7% of people were aged 65 years or more, which is lower than the Japanese average (22.8%). In August 2010, a questionnaire

was sent and returned by mail. The questionnaire was sent to all people aged 65 or more living in Iwanuma, Japan. Of a total of 8576 subjects, 5058 responded (response rate: 59.0%). Our analyses are based on 4001 respondents, because respondents with missing data on the main exposure (household annual income) or outcome (dental prosthesis use) were excluded. Participants with missing data for any other variable were included in the analysis, and the missing data were substituted with dummy variables. The study protocol was approved by the Research Ethical Committee of Tohoku University, Graduate School of Dentistry.

Outcome variable

To examine dental care inequalities, we considered dental prosthesis use, which was ascertained by a single broad question: 'Do you use any removable dentures or fixed bridges?' This reflects the participants' perceptions about the use of prostheses. The possible responses were 'none', 'use in upper jaw', 'use in lower jaw', or 'use in both upper and lower jaws'. Respondents were divided into two categories: those using prostheses and those not using any prostheses.

Main predictor

Annual household income was ascertained by a single question with 14 categories, and the responses were divided into seven groups: <\$5000, \$5000–9999, \$10 000–14 999, \$15 000–19 999, \$20 000–29 999, \$30 000–39 999, and ≥\$40 000 (US \$1 = ¥100).

Covariates

Sociodemographic characteristics such as sex, age group (65–69 years, 70–74, 75–79, 80–84, 85–89, and 90 years or older), and educational attainment (<6, 6–9, 10–12, or ≥13 years) were included in the analysis as covariates. Because we asked about household income, size of household (number of family members: 1, 2, 3, 4, 5, 6, ≥7) was also adjusted. The missing answers for covariates were categorized as 'missing'.

Data analysis

The prevalence of people with 20 or more teeth by annual household income was analyzed. Then, we calculated odds ratios (ORs) for dental prosthesis use. For the elderly population, 10 occluding pairs of teeth are needed to satisfy functional and social demands (25). Therefore, we stratified respondents by the number of remaining teeth into two groups:

19 or fewer remaining teeth ($N = 2650$), and 20 or more remaining teeth ($N = 1351$). First, we calculated the prevalence and 95% confidence interval (CI) of the respondents without dental prosthesis use by income. Then, univariate and multivariate ORs and 95% CIs for dental prosthesis use were calculated by logistic regression. In the multivariate model, annual household income, size of household, age, sex, and educational attainment were included. SPSS version 19.0 (IBM, Armonk, NY, USA) was used for all analyses.

Results

In total, 828 (31.2%) respondents with 19 or fewer teeth and 988 (73.1%) with 20 or more teeth did not use a dental prosthesis. The distribution of the prevalence and 95% CI of dental prosthesis use according to income is shown in Figs 1 and 2. Among respondents with 19 or fewer teeth, there was an association between dental prosthesis utilization and income, with a higher prevalence of

prosthesis use for each higher-income group, except for the poorest income group (less than US \$5000), which in contrast showed the close prevalence of dental prosthesis use to highest income group (Fig. 1). This association between dental prosthesis use and income was significant among respondents with 19 or fewer teeth, but not significant among respondents with 20 or more teeth.

Among all respondents, poorer respondents tended to have 19 or fewer remaining teeth (Fig. 2). Among respondents with 19 or fewer teeth, univariate logistic regression showed that compared with the respondents with an annual income of <US \$5000, respondents with incomes of US\$5000–9999 and US\$10 000–14 999 had significantly higher odds ratios for dental prosthesis use (OR = 0.48 [95% CI = 0.28–0.83], 0.56 [95% CI = 0.33–0.95], respectively). On the other hand, US\$15 000–19 999, US\$20 000–29 999, US\$30 000–39 999, and \geq US\$40 000 did not show a significant difference (OR = 0.80 [95% CI = 0.47–1.33], 0.94 [95% CI = 0.58–1.52], 1.07 [95% CI = 0.65–1.75], and 1.07 [95% CI = 0.67–1.71], respectively) (Table 1).

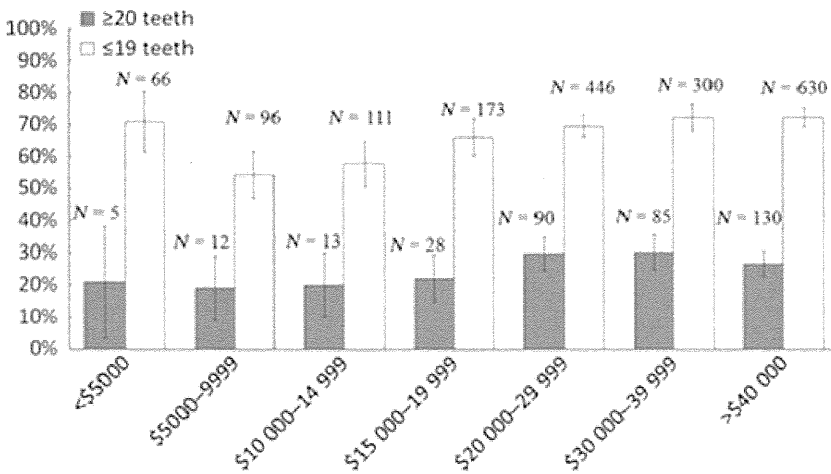


Fig. 1. Percentage (95% CI) of respondents with a dental prosthesis by household annual income (US\$).

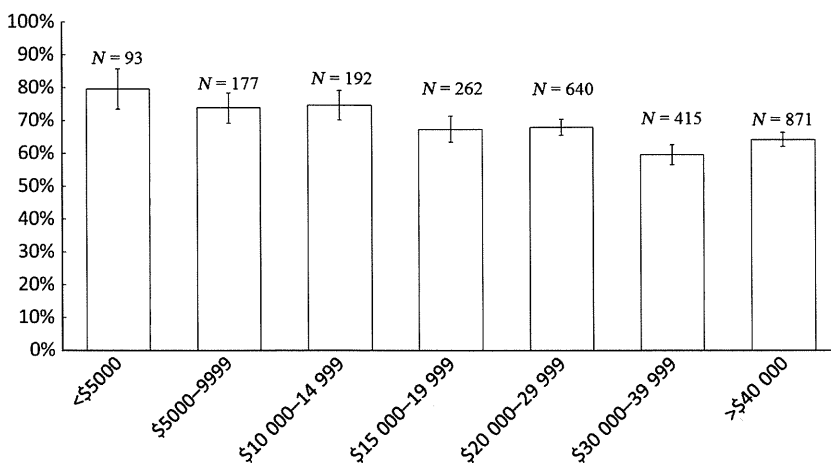


Fig. 2. Distribution of the prevalence (95% CI) of having 19 or fewer teeth by annual household income among all respondents (US\$, $N = 4001$).

Table 1. Distribution of the respondents with dental prosthesis use and odds ratios for prosthesis use, stratified by the number of remaining teeth ($N = 4001$)

		Odds ratio of respondents with dental prosthesis use			
	No. of respondents	Dental prosthesis use N (%)	Univariate OR (95% CI), P -value	Multivariate OR (95% CI)*, P -value	
0–19 teeth ($N = 2650$)					
<\$5000	93	66 (71.0)	1.00 (reference)	1.00 (reference)	
\$5000–9999	177	96 (54.2)	0.48 (0.28–0.83)	0.008	0.47 (0.27–0.81) 0.007
\$10 000–14 999	192	111 (57.8)	0.56 (0.33–0.95)	0.033	0.54 (0.32–0.92) 0.025
\$15 000–19 999	262	173 (66.0)	0.80 (0.47–1.33)	0.384	0.74 (0.44–1.25) 0.266
\$20 000–29 999	640	446 (69.7)	0.94 (0.58–1.52)	0.802	0.86 (0.53–1.41) 0.559
\$30 000–39 999	415	300 (72.3)	1.07 (0.65–1.75)	0.797	0.98 (0.59–1.62) 0.925
>\$40 000	871	630 (72.3)	1.07 (0.67–1.71)	0.780	0.99 (0.61–1.61) 0.976
≥20 teeth ($N = 1351$)					
<\$5000	24	5 (20.8)	1.00 (reference)	1.00 (reference)	
\$5000–9999	63	12 (19.0)	0.89 (0.28–2.88)	0.851	0.94 (0.29–3.13) 0.926
\$10 000–14 999	65	13 (20.0)	0.95 (0.30–3.02)	0.931	0.83 (0.25–2.73) 0.761
\$15 000–19 999	127	28 (22.0)	1.07 (0.37–3.14)	0.895	0.89 (0.30–2.69) 0.839
\$20 000–29 999	302	90 (29.8)	1.61 (0.58–4.45)	0.356	1.23 (0.43–3.55) 0.698
\$30 000–39 999	282	85 (30.1)	1.64 (0.59–4.54)	0.341	1.16 (0.40–3.35) 0.788
≥\$40 000	488	130 (26.6)	1.38 (0.50–3.77)	0.530	0.99 (0.35–2.84) 0.986

*Size of household, age, sex, and educational attainment were included.

After adjustment for covariates, compared with the respondents with an annual income of <US \$5000, respondents with incomes of US\$5000–9999 and \$10 000–14 999 showed significantly lower adjusted odds ratio for dental prosthesis use (OR = 0.47 [95% CI = 0.27–0.81], 0.54 [95% CI = 0.32–0.92], respectively). On the other hand, respondents with an annual income of US\$15 000–19 999, US\$20 000–29 999, US\$30 000–39 999, and ≥US\$40 000 did not show a significant difference (OR = 0.74 [95% CI = 0.44–1.25], 0.86 [95% CI = 0.53–1.41], 0.98 [95% CI = 0.59–1.62], and 0.99 [95% CI = 0.61–1.61], respectively) (Table 1).

Discussion

This cross-sectional study showed that although Japan has a universal healthcare insurance policy that includes dental care, 31.2% of older Japanese with 19 or fewer teeth who did not use a dental prosthesis. There was a social gradient in the number of remaining teeth. However, a social gradient in dental prosthesis use among the respondents with 19 or fewer teeth was not observed in the poorest people; poorest people had the highest utilization of dental prosthesis use.

Previous studies in various countries have reported socioeconomic inequalities in access to dental care. Listl (12) examined the access to dental care among older people in 14 European countries.

Higher income was found to be significantly associated with greater dental care access in all 14 countries. In the United States, regardless of insurance status, lower income was associated with lower utilization of dental care (26).

Previous studies in other countries have shown that healthcare insurance did not completely eliminate the socioeconomic inequalities in dental care access (26–28). In Thailand, which established universal healthcare insurance in 2002, there were still socioeconomic inequalities in access to dental care (28). Although Japan also has a universal healthcare insurance policy, patients have to pay between 10% and 30% of the total cost of treatment. This cost is considered to be a barrier to access to dental care (10). The poorest older people in this study had a higher possibility of receiving social welfare including free dental care. That may partly explain why the poorest people had a higher prevalence of dental prosthesis use than other socioeconomic groups.

Although previous studies in Japan have examined the association between income and dental care use, these studies did not assess dental care use among very poor people (10, 13). Babazono et al. (10) assumed a linear association between income and dental care utilization and applied multiple linear regressions. A study by Murata et al. (13) used only three categories for the income variable: tertiles of equivalized income. The categorization of the income variable was

based on the distribution. Therefore, these two studies failed to examine the pattern of dental care utilization among very low-income people. The present study applied suitable statistical analysis and detailed categorization of income. Therefore, the present study was able to detect reverse health inequalities among the poorest people. Despite the general trend being that lower-income people tended to make less use of dental prostheses, this study found a reverse pattern of social inequalities in dental prosthesis use among the poorest people.

There are possible explanations for the present results. First, the social welfare benefit for poor people encourages dental care utilization. In Japan, people with income lower than the minimum living standard are eligible to receive public assistance, *Seikatsu-hogo*, which includes free medical and dental care. So denture and bridge construction is provided without any charge to people on public assistance. Although the eligibility criteria for receiving this benefit are means tested and complicated, and also depend on their living conditions, our category for the lowest income group (<US\$5000 per year) would be expected to satisfy the criteria to receive public assistance. Second, the poorest people may have lost their teeth at a relatively younger age than affluent people. As they have spent longer periods being edentulous or with fewer teeth, they may have had more needs of dental prosthesis and opportunities to gain access to a dental clinic. Third, poor people receiving some public welfare services have a greater possibility of communicating with social workers, public nurses, and/or public dental hygienists, who can provide information for healthcare utilization. That may encourage them to access dental care. Although our study focused on people with 20 or fewer teeth, the numbers of remaining teeth affect using dentures. However, the supplemental analysis for people with 19 or fewer teeth which adjusted for the number of remaining teeth also showed similar results (fully adjusted OR; \$5000–9999 = 0.47 [95% CI = 0.27–0.81]; \$10 000–14 999 = 0.53 [95% CI = 0.31–0.92]; US\$15 000–19 999 = 0.77 [95% CI = 0.46–1.31]; US\$20 000–29 999 = 0.88 [95% CI = 0.54–1.44]; US\$30 000–39 999 = 0.99 [95% CI = 0.60–1.65]; and \geq US\$40 000 = 1.02 [95% CI = 0.62–1.65]). Further research is needed to determine the reason for the reverse of inequalities in dental prosthesis use among the poorest people.

In addition, it is possible that the provision of free medical care to a particular population may result in overtreatment and supplier-induced demand, because patients with no financial stake in the treatment proposed by a dentist may be more likely to accept it regardless of the intended or likely benefit. Basing the provision of treatment on needs, assessment can help remedy this potential misuse of social welfare. However, only very poor people in Japanese society are eligible for free care and are also the group with the highest treatment needs.

This study has several limitations. First, the response rate was moderate (59.0%), which raises issues of potential response bias. Although there were no data available on nonresponders, we compared the age distribution between respondents and all residents in Iwanuma city using census data. The distributions were similar, although there were proportionately fewer respondents aged 85 years or older in this study (data not shown). To further address this issue, we re-analyzed the data set excluding people aged 85 years or older; the results were almost identical (data not shown). Second, our measurements used, including that of dental status, were based on a self-administered questionnaire. It could be argued that the questionnaire used did not provide a full and accurate picture of the differences in numbers of remaining natural teeth. However, the self-reporting of number of teeth is a well-established and reliable measure among Japanese (29).

Third, the outcome variable referred to dental prosthesis use, because this was the information available in the data set. This is obviously not the same as the provision of dental prostheses. It is possible that some participants categorized among those 'not using dental prostheses' may indeed have removable dentures but do not use them, particularly because of poor fit. This may have theoretically affected the present findings, because such individuals with this issue would primarily be of lower SES, who would have more problems than people of higher SES, who would have their dentures repaired or get new ones. However, this was not so much the case in the present study, because the poorest people could easily receive dental treatment, including the provision or repair of dentures through public assistance or other benefits. Therefore, the main result that the poorest people had higher dental prosthesis use may not be largely affected by this issue. An additional limitation related to the available data regarding outcomes is the inclusion of fixed and removable

prostheses in the same group; these are clearly different treatment items and may partly reflect differential service provision across the socioeconomic spectrum, with lower SES groups receiving more removable prostheses and those in higher SES groups using bridges more often.

Fourth, we categorized respondents into those who had 20 or more and fewer than 20 teeth. This is a rather crude indicator of dental status and may not accurately reflect different patterns of need and treatment preferences, particularly among the large group of those with fewer than 20 teeth. For example, it is possible that within this group, respondents with more teeth tended to use fixed bridges, while those with fewer teeth tended to use dentures. However, such information was not available. After stratifying our analyses according to broad groups of number of teeth, the results were similar among respondents with 0–9 and 10–19 teeth (data not shown). Therefore, we presented findings for respondents with 0–19 teeth. Fifth, the main predictor, annual household income, may be a reasonable proxy of income but does not precisely reflect the spending power of the individuals in the household. Additional individual measures of income and wealth would further enhance the findings.

One of the strengths of this study was that it was a relatively large epidemiological study. In addition, the study subjects were the entire elderly population in a city, which reduced the possibility of sampling bias.

To reduce oral health inequalities, approaches for influencing not only individual factors but also the underlying social determinants of health through upstream public health interventions are needed (30). The present study suggested that social and social policy environments, including healthcare insurance or public assistance supporting the poorest Japanese, may eliminate or reduce health inequalities in dental care utilization.

In conclusion, this study showed income inequalities in the number of remaining teeth and dental prosthesis use in Japan, where universal medical and dental healthcare insurance including denture and bridge treatments has been established. But income inequalities in dental prosthesis use were not observed among the poorest older people.

Acknowledgements

We are grateful to the people who participated in this study. This study used data from the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES). Tohoku University and

the Nihon Fukushi University Center for Well-being and Society conducted the survey as one of its research projects. This study was partially supported by a grant from the Strategic Research Foundation Grant-aided Project for Private Universities from the Ministry of Education, Culture, Sports, Science, and Technology, Japan (2009–2013), and Grants-in-Aid for Scientific Research (B) (22390400) and (C) (22592327) from the Japan Society for the Promotion of Science. The authors thank Professor Aubrey Sheiham for his helpful comments on an earlier draft. The authors do not have any conflict of interests.

References

1. Boillot A, El Halabi B, Batty GD, Range H, Czernichow S, Bouchard P. Education as a predictor of chronic periodontitis: a systematic review with meta-analysis population-based studies. *PLoS One* 2011;6: e21508.
2. Locker D. Deprivation and oral health: a review. *Community Dent Oral Epidemiol* 2000;28:161–9.
3. Morita I, Nakagaki H, Yoshii S, Tsuboi S, Hayashizaki J, Igo J et al. Gradients in periodontal status in Japanese employed males. *J Clin Periodontol* 2007;34:952–6.
4. Perera I, Ekanayake L. Social gradient in dental caries among adolescents in Sri Lanka. *Caries Res* 2008;42:105–11.
5. Sabbah W, Watt RG, Sheiham A, Tsakos G. The role of cognitive ability in socio-economic inequalities in oral health. *J Dent Res* 2009;88:351–5.
6. Tsakos G, Demakakos P, Breeze E, Watt RG. Social gradients in oral health in older adults: findings from the English longitudinal survey of aging. *Am J Public Health* 2011;101:1892–9.
7. Watt R, Sheiham A. Inequalities in oral health: a review of the evidence and recommendations for action. *Br Dent J* 1999;187:6–12.
8. Williams DM. Global oral health inequalities: the research agenda. *J Dent Res* 2011;90:549–51.
9. Marmot M. Inequalities in health. *N Engl J Med* 2001;345:134–6.
10. Babazono A, Kuwabara K, Hagihara A, Yamamoto E, Hillman A. Does income influence demand for medical services despite Japan's "health care for all" policy? *Int J Technol Assess Health Care* 2008; 24:125–30.
11. Edelstein BL, Chinn CH. Update on disparities in oral health and access to dental care for America's children. *Acad Pediatr* 2009;9:415–9.
12. Listl S. Income-related inequalities in dental service utilization by Europeans aged 50+. *J Dent Res* 2011;90:717–23.
13. Murata C, Yamada T, Chen CC, Ojima T, Hirai H, Kondo K. Barriers to health care among the elderly in Japan. *Int J Environ Res Public Health* 2010;7: 1330–41.
14. Donaldson AN, Everitt B, Newton T, Steele J, Sherriff M, Bower E. The effects of social class and dental attendance on oral health. *J Dent Res* 2008;87: 60–4.
15. Sisson KL. Theoretical explanations for social inequalities in oral health. *Community Dent Oral Epidemiol* 2007;35:81–8.

16. Leake JL, Birch S. Public policy and the market for dental services. *Community Dent Oral Epidemiol* 2008;36:287–95.
17. Maas WR. Access to care – what can the United States learn from other countries? *Community Dent Oral Epidemiol* 2006;34:232–40.
18. Pleis JR, Ward BW, Lucas JW. Summary health statistics for U.S. Adults: national health interview survey, 2009. *Vital Health Stat* 10 2010;249:1–207.
19. Wang H, Norton EC, Rozier RG. Effects of the state children’s health insurance program on access to dental care and use of dental services. *Health Serv Res* 2007;42:1544–63.
20. Ikegami N, Yoo BK, Hashimoto H, Matsumoto M, Ogata H, Babazono A et al. Japanese universal health coverage: evolution, achievements, and challenges. *Lancet* 2011;378:1106–15.
21. Shibuya K, Hashimoto H, Ikegami N, Nishi A, Tanimoto T, Miyata H et al. Future of Japan’s system of good health at low cost with equity: beyond universal coverage. *Lancet* 2011;378:1265–73.
22. Aida J, Kondo K, Yamamoto T, Hirai H, Nakade M, Osaka K et al. Oral health and cancer, cardiovascular, and respiratory mortality of Japanese. *J Dent Res* 2011;90:1129–35.
23. Kondo K. Health inequalities in Japan: An empirical study of the older people. Balwyn North, Australia: Trans Pacific Press; 2010.
24. Nishi A, Kondo K, Hirai H, Kawachi I. Cohort profile: the ages 2003 cohort study in Aichi, Japan. *J Epidemiol* 2011;21:151–57.
25. Singh KA, Brennan DS. Chewing disability in older adults attributable to tooth loss and other oral conditions. *Gerodontology* 2012;29:106–10.
26. Shi L, Lebrun LA, Tsai J. Access to medical care, dental care, and prescription drugs: the roles of race/ethnicity, health insurance, and income. *South Med J* 2010;103:509–16.
27. Schrimshaw EW, Siegel K, Wolfson NH, Mitchell DA, Kunzel C. Insurance-related barriers to accessing dental care among African American adults with oral health symptoms in Harlem, New York city. *Am J Public Health* 2011;101:1420–8.
28. Somkotra T, Detsomboonrat P. Is there equity in oral healthcare utilization: experience after achieving universal coverage. *Community Dent Oral Epidemiol* 2009;37:85–96.
29. Ando Y, Ikeda S, Yoshihara A. The reliability of self-assessment of number of remaining teeth using questionnaires. *J Dent Health (in Japanese)* 1997;47: 657–62.
30. Watt RG. From victim blaming to upstream action: tackling the social determinants of oral health inequalities. *Community Dent Oral Epidemiol* 2007; 35:1–11.