

表1 相対的剥奪指標の主な構成^{a)}

		(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	本研究
日用品	冷蔵庫がない	✓	✓	✓						✓
	冷暖房機・エアコンがない	✓		✓	✓	✓		✓	✓	✓
	テレビがない	✓	✓	✓		✓	✓		✓	✓
	湯沸し器がない				✓			✓		✓
	電子レンジがない					✓		✓		✓
	洗濯機がない		✓	✓					✓	
	皿洗い機がない	✓				✓				
	カーペットがない	✓	✓	✓						
	暖かい衣服・コートがない	✓	✓	✓					✓	
	天候に合わせた靴がない	✓	✓	✓						
	ビデオデッキがない					✓	✓			
使い古した家具がある		✓			✓					
住環境	家族専用のトイレがない	✓	✓					✓		✓
	家族専用の浴室/風呂場がない	✓	✓		✓			✓		✓
	家族専用の炊事場がない	✓						✓		✓
	寝室と食卓が分かれていない				✓			✓		✓
	家族分のベッドがない	✓	✓	✓					✓	
	安全な住居でない				✓				✓	
	水漏れなどの構造的な欠陥がある	✓							✓	
	湿気に悩まされる住居である		✓	✓						
庭がない	✓	✓						✓		
社会関係	電話機（携帯電話）がない			✓		✓	✓	✓	✓	✓
	礼服がない			✓				✓		✓
	親戚の冠婚葬祭に欠席した			✓				✓		✓
	ライフラインサービスを止められた									✓
	新しい衣類を買えない	✓	✓	✓		✓		✓	✓	
	趣味や娯楽活動がない		✓	✓	✓		✓			
	年一度、家族等にプレゼントできない		✓	✓					✓	
	クリスマスなどのお祝いをしていない	✓	✓	✓						
	休暇を家の外で過ごしていない	✓	✓	✓		✓			✓	
	親しい友人・家族がいない			✓	✓	✓	✓		✓	
	医師が処方した薬が買えない			✓					✓	
	緊急時に支援してくれる人がいない	✓			✓					
他者との交流が少ない			✓	✓	✓	✓		✓		
保障	医者にかかれない						✓	✓	✓	✓
	歯医者にかかれない							✓	✓	
	生命保険等に加入していない						✓	✓		
	住宅関係の保険に加入していない			✓					✓	
食生活	肉や魚を適度に摂っていない	✓	✓	✓		✓			✓	
	一日2回暖かい食事を摂っていない		✓	✓						
	新鮮な野菜や果物を食べていない	✓		✓						
資産	貯金ができない			✓			✓	✓	✓	

a) 先行研究の指標については研究間で類似項目がないものを除外した。

(A) : Townsend (1979), (B) : Mack (1985), (C) : Gordon (2000), (D) : 平岡 (2002), (E) : Whelan (2003), (F) : 岩田 (2004), (G) : 阿部 (2006), (H) : Saunders (2008)

当した人を相対的剥奪に分類し、一部、より深刻な状態として2項目以上該当者についても検討した。なお、これらの項目に無回答であるケースについて代入法等の処理は行わず分析から除外して

いる。

(2) 相対的貧困

相対的貧困については、OECD (Organization

for Economic Co-operation and Development) の操作的定義 [Förster 1994] に基づいて、等価所得の中央値の半分未満を基準とした。平成21年全国消費実態調査 [総務省統計局2009] によれば、全人口における中位等価所得は297万円であったため、その半分である149万円未満を相対的貧困と定義した。本調査では、世帯全体の合計所得額(税込み)を「50万円未満」「50～100万円未満」から「1,000～1,200万円未満」「1,200万円以上」までの15カテゴリーで把握しており、各カテゴリーの中央値(50万円未満は25, 1200万円以上は1,300)を世帯人員の平方根で除して等価所得を算出したところ、分析対象者の35.3%が貧困に分類された。所得ないし世帯人数が不明なケースについては、代入法等の処理を行わずに分析から除外した。

(3) 相対的剥奪・貧困者の諸特性

相対的剥奪・貧困者の諸特性として、基本属性と社会経済的地位、健康度、社会関係との関連を分析した。基本属性と社会経済的地位を表す変数として、性別と年齢、修学年数、婚姻状態、世帯構成、および住宅の所有状況を使用した。世帯構成については、単身、夫婦のみ、子等と同居、その他、不明に分類し、「夫婦のみ」を参照カテゴリーにしたダミー変数として使用した。住宅の所有状況については、持ち家、持ち家以外、不明に分類し、「持ち家」を参照カテゴリーにして使用した。また、健康度との関連は貧困状態にあることで健康を害し、健康でないために貧困に陥るという循環的な関係があることが予想され、ここでは、治療疾患の有無と抑うつ傾向の有無に着目した。治療疾患の有無に関しては「現在、治療を受けているか」という問いでその有無をたずねたものである。抑うつ傾向は、15項目版の高齢者抑うつ尺度:Geriatric Depression Scale [Yesavage et al. 1983; Sheikh et al. 1986] を使用し、5点以上を抑うつ傾向ありとした。社会関係を表す変数として、高齢者のソーシャル・サポートに着目し、手段的サポートと情緒的サポートの受領を想定して、「あなたの心配事や愚痴を聞いてくれる人」の有無と

「あなたが病気で数日間寝込んだときに看病や世話をしてくれる人」の有無を用いた。これらの変数の分布は、男女で概ね同様であったが、男性では修学年数が9年以上の人、婚姻中の人、夫婦のみ世帯の人、情緒的サポートのない人がやや多くなっていた(表2)。

3 分析方法

はじめに、使用した相対的剥奪指標の分布と等価所得との関連を集計した。その際に、貧困者および非貧困者のなかでの相対的剥奪指標への該当者割合、および、非貧困者内での値に対する貧困者内での値の比を算出した。つぎに、等価所得段階による相対的剥奪指標の平均該当数および相対的剥奪者の割合の相違に基づいて、相対的剥奪へのリスクが高まる等価所得の閾値を検討した。さいごに、相対的剥奪に該当する高齢者の特性を検討するために、剥奪にも貧困にも該当しない高齢者を参照カテゴリーとし、剥奪のみ該当、貧困のみ該当、剥奪と貧困の両方該当を従属変数にした多項ロジスティック回帰分析を行った。なお、本分析で使用する個票データは複数の市町村から抽出されており、市町村単位での級内相関が存在している可能性がある。級内相関が存在すると誤差が過小推定されて第一種の過誤が生じやすくなることが知られており、市町村ごとのデータの集積性を調整するためにマルチレベル・モデルを採用した。また、多変量解析に際しては、男女を分けたモデルも検討した。分析にはSTATA 12.1を使用した。

III 結 果

1 相対的剥奪指標項目の分布

高齢者のうち、経済的理由によってテレビや冷蔵庫、冷暖房機などの日用品がないという人が2～6%、家族専用のトイレや炊事場、浴室がないという人が7～8%、経済的理由によって親戚の冠婚葬祭に出席できなかった人が7%、過去1年間に滞納によってライフラインを停止されたことがある人が2%、経済的理由から医療機関への受診

表2 使用した独立変数の分布

変数	カテゴリー	%	男女別%	
			男性	女性
性別	男性	45.9	-	-
	女性	54.1	-	-
年齢	65～69歳	25.4	26.9	24.0
	70～74歳	29.1	29.5	28.7
	75～79歳	23.3	23.2	23.4
	80～84歳	14.1	13.5	14.7
	85歳以上	8.1	6.8	9.2
修学年数	9年以上	47.6	51.8	44.1
	9年未満	49.9	46.5	52.9
	不明	2.4	1.7	3.0
婚姻状態	婚姻中	68.9	84.0	56.0
	死別	22.6	8.6	34.5
	離別	3.2	2.6	3.8
	未婚	2.1	1.9	2.3
	不明	3.1	2.9	3.4
世帯構成	夫婦のみ	45.4	56.6	35.8
	単身	15.0	10.5	18.9
	子等と同居	24.7	19.3	29.1
	その他	8.4	7.1	9.4
	不明	6.6	6.5	6.8
住宅所有	持ち家	88.5	89.0	88.0
	持ち家以外	8.9	8.7	9.1
	不明	2.6	2.3	2.9
治療疾患	なし	22.4	24.1	20.8
	あり	68.5	67.6	69.3
抑うつ傾向	不明	9.1	8.3	9.9
	なし	58.7	60.8	56.8
	あり	23.7	25.0	22.7
情緒的サポート	不明	17.6	14.2	20.5
	あり	89.7	87.1	91.9
	なし	5.5	8.0	3.4
手段的サポート	不明	4.8	4.9	4.7
	あり	91.2	91.8	90.8
	なし	4.5	4.4	4.5
	不明	4.3	3.8	4.7

n=24,742

値は%

を抑制した人が3%程度という結果であった(表3)。いずれの項目も非貧困者よりも貧困者の間では該当者が2.0～5.0倍程度多くなっていた。回答者全体の平均等価所得は218.7万円だったが、剥奪指標該当者の平均等価所得は130～170万円程度と顕著に低くなっていた。また、14項目の剥奪指標全体でみると、1つも該当しない人が72.4%、1つでも該当した人が27.6%であり、非貧困者と比べて貧困者の間で該当者の割合が高く、平均等価所得も顕著に低くなっていた。なお、2つ以上該当した人が13.0%おり、1つ以上該当者よりも貧困者の間で該当者割合がより高く、平均

等価所得もより低くなっていた。

2 等価所得と相対的剥奪得点との関連

つぎに、図1は、所得段階による相対的剥奪指標の平均該当数および相対的剥奪者(1つ以上該当者および2つ以上該当者)の割合を集計したものである。これによると、正確な閾値は特定できないが、等価所得が150～200万円未満の群から、剥奪指標の平均該当数と剥奪者割合のいずれもがやや高くなり、150万円未満の群では顕著に高くなっていた。すなわち、高齢者の間では等価所得が200万円未満ないし150万円未満になると、他

表3 使用した相対的剥奪指標（14項目）の分布

	該当%	貧困状態別での割合 ^{c)}			等価所得 ^{c)} (平均±SD)
		貧困者 (A)	非貧困者 (B)	(A) / (B)	
日用品 ^{a)}					
テレビがない	2.4	3.1	1.4	2.21	166.9±149.5
冷蔵庫がない	1.7	2.0	0.9	2.22	165.4±149.3
冷暖房機がない	5.6	9.3	2.8	3.32	135.9±114.0
電子レンジがない	3.6	5.6	1.8	3.11	142.6±119.9
湯沸かし器がない	4.0	6.3	2.3	2.74	146.8±112.3
住環境 ^{a)}					
家族専用のトイレがない	6.5	7.3	3.7	1.97	169.2±140.0
家族専用の炊事場がない	8.0	9.3	4.4	2.11	165.0±135.5
家族専用の浴室がない	8.4	9.8	4.7	2.09	165.4±136.9
寝室と食卓が分かれていない	14.9	19.2	8.4	2.29	161.2±131.7
社会生活 ^{a)}					
電話がない	4.0	6.0	2.2	2.73	149.1±119.1
喪服がない	2.2	3.4	1.2	2.83	150.6±121.7
親戚の冠婚葬祭に欠席した	6.6	10.1	3.7	2.73	147.0±117.5
ライフラインサービスを止められた	1.6	3.0	0.6	5.00	126.3±117.6
医療受診（保障） ^{a)}					
経済的理由から受診を抑制した	2.6	3.9	1.7	2.29	147.6±104.7
相対的剥奪得点 ^{b)}					
0 (1つも該当しない)	72.4	60.2	82.3	0.73	239.9±158.8
1つ該当	14.6	19.8	11.1	1.78	173.6±126.4
2つ該当	4.2	7.2	2.2	3.27	141.1±98.7
3つ該当	2.1	3.3	1.1	3.00	144.0±114.9
4つ該当	3.7	5.0	2.1	2.38	160.8±134.9
5つ該当	1.2	2.0	0.4	5.00	128.9±123.9
6つ該当	0.6	0.9	0.2	4.50	138.3±142.2
7つ該当	0.7	1.0	0.4	2.50	175.6±162.6
8つ以上該当	0.5	0.7	0.2	3.50	141.5±116.0
(再掲) 1つ以上該当	27.6	39.9	17.7	2.25	162.2±124.9
2つ以上該当	13.0	20.1	6.6	3.05	147.9±121.4

a) 各項目に無回答のケースを除外した割合を示している。

b) 剥奪指標に1つでも回答していないケースを除外した割合を示している。

c) 等価所得が不明なケースは分析から除外している。

の所得階層とは異なって、日用品の欠如や社会生活上の不利を抱えている人が顕著に多くなることを示唆する結果であった。とりわけ、等価所得が100万円未満の高齢者世帯では平均該当数が1に近く、4割以上が相対的剥奪に該当し、相対的貧困と相対的剥奪が重複しやすいことが示唆された。なお、図は省略したが、男女を分けても同様の結果であった。

3 相対的剥奪・相対的貧困への該当者の特性

表4は、剥奪にも貧困にも該当しない高齢者を参照カテゴリーにしたマルチレベル・ロジスティック回帰分析の結果である。各カテゴリーの構成は、剥奪と貧困ともに非該当が54.4%、剥奪

のみ該当が11.7%、貧困のみ該当が20.4%、剥奪と貧困に該当が13.5%であった。分析の結果、低所得ではないが相対的剥奪に該当した高齢者（剥奪のみ）と生活様式や物的・環境的には貧しくはないが所得水準が相対的貧困に該当した高齢者（貧困のみ）には共通点とともに異なる特性があることが示された。なお、本分析モデルにおける変動効果は、Nullモデルと比べて小さくなっておらず、ここで投入した変数では説明しきれない市町村単位での分散成分があることが示された。

まず、性別は貧困のみと剥奪のみのいずれにも有意な関連を示していたが、女性の方が1.38倍、貧困のみに該当しやすく、剥奪のみに女性ではなく男性の方が1.27倍（0.79の逆数）該当しやす

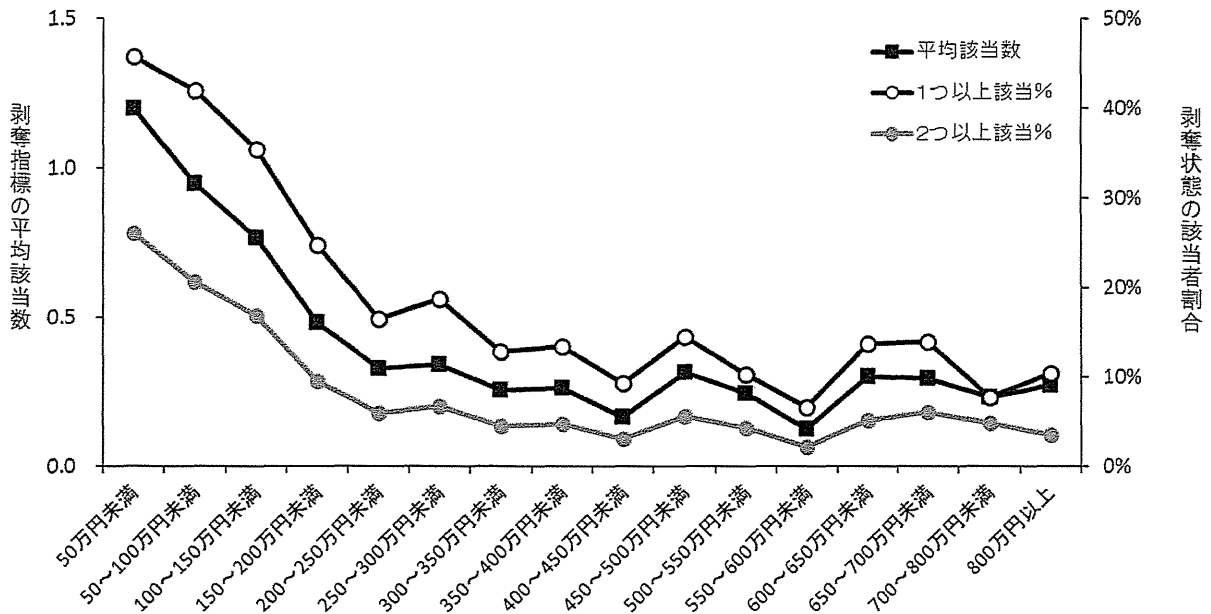


図1 等価所得段階による相対的剥奪得点と剥奪状態該当者割合の相違^{a)}

a) 剥奪状況および等価所得が不明なケースは除外している。

いという結果であった。同様に、貧困のみ群に対してはより高齢な層ほど該当しやすい傾向がみられたが、剥奪のみ群では年齢との間に有意な関連は認められなかった。一方で、他の変数を調整したうえでも、修学年数が短いこと、離別経験者であること、現在の住居が持ち家でないこと、抑うつ傾向にあること、治療疾患の有無とは関連がない点では、剥奪のみ群と貧困のみ群は共通していた。なかでも、住宅の所有状況と抑うつ傾向に関しては、貧困のみ群よりも剥奪のみ群の間でオッズ比がやや高く、持ち家でないの方が2.73倍、抑うつ傾向にある方が1.85倍、剥奪のみ群に該当しやすいという結果であった。また、情緒的・手段的支持がないことは、剥奪のみ群に対して有意な関連を示し、情緒的支持がない方が1.27倍、手段的支持がない方が1.67倍、剥奪のみ群に該当しやすいという結果であった。

加えて、これらの変数は、剥奪と貧困の重複群との間で顕著に高いオッズ比が得られていた。たとえば、持ち家でないの方が4.91倍、修学年数が短いの方が3.13倍、抑うつ傾向にあるの方が2.86倍、離別経験者の方が2.36倍、手段的支持

がない人の方が1.97倍、情緒的支持がない人の方が1.48倍、剥奪でも貧困でもない状態ではなく剥奪と貧困の重複群に該当しやすいというものであった。また、未婚であることは、剥奪と貧困の重複に対してのみ有意な関連を示しており、婚姻中の高齢者よりも未婚の方が1.68倍、剥奪と貧困の重複に該当しやすいという結果であった。

なお、マルチレベル分析ではなく、市町村をダミー変数として投入したモデルも検討したが結果は同様であった。また、複数の剥奪指標該当者に着目して同様の解析を行ったところ（剥奪と貧困ともに非該当:61.8%、剥奪のみ該当:4.4%、貧困のみ該当:27.1%、剥奪と貧困に該当:6.8%）、剥奪のみ該当者の特性は上記と概ね同様の結果であった。

4 性別による特性の相違

表5は、上記のモデルを男女別に解析した結果である。表4の結果と同様に、男女を分けても、変動効果はNullモデルと比べて小さくなっていなかった。解析の結果、年齢階層、修学年数、住宅

表4 相対的剥奪者の特性;マルチレベル・ロジスティック回帰分析^{a,b)}

	剥奪のみ		貧困のみ		剥奪+貧困	
	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)
固定効果						
女性 (ref.=男性)	0.79***	(0.71 - 0.88)	1.38***	(1.26 - 1.51)	1.32***	(1.18 - 1.48)
年齢 (ref.=65-69歳)						
70～74歳	1.12	(0.98 - 1.27)	1.22**	(1.09 - 1.37)	1.30**	(1.12 - 1.50)
75～79歳	1.08	(0.94 - 1.25)	1.31***	(1.16 - 1.49)	1.31**	(1.11 - 1.53)
80～84歳	0.89	(0.74 - 1.06)	1.25**	(1.07 - 1.45)	1.36**	(1.13 - 1.64)
85歳以上	1.08	(0.86 - 1.35)	1.52***	(1.27 - 1.82)	1.36**	(1.08 - 1.70)
修学年数 (ref.= >9年以上)						
9年未満	1.70***	(1.53 - 1.89)	2.32***	(2.12 - 2.53)	3.13***	(2.79 - 3.50)
婚姻状態 (ref.=婚姻中)						
死別	0.95	(0.80 - 1.12)	1.07	(0.93 - 1.23)	1.13	(0.95 - 1.33)
離別	1.45*	(1.06 - 1.99)	1.51**	(1.13 - 2.01)	2.36***	(1.74 - 3.19)
未婚	0.70	(0.47 - 1.05)	1.15	(0.83 - 1.60)	1.68**	(1.18 - 2.38)
世帯構成 (ref.=夫婦のみ)						
単身	1.12	(0.92 - 1.37)	1.21*	(1.02 - 1.43)	1.14	(0.93 - 1.39)
子等と同居	0.86*	(0.75 - 0.99)	0.92	(0.82 - 1.03)	0.82**	(0.71 - 0.95)
その他	1.11	(0.92 - 1.34)	0.84	(0.71 - 1.00)	0.84	(0.68 - 1.04)
住宅所有 (ref.=持ち家)						
持ち家以外	2.73***	(2.30 - 3.23)	2.14***	(1.80 - 2.54)	4.91***	(4.11 - 5.86)
治療疾患 (ref.=なし)						
あり	1.06	(0.94 - 1.20)	1.04	(0.93 - 1.15)	0.94	(0.82 - 1.07)
抑うつ傾向 (ref.=なし)						
あり	1.85***	(1.65 - 2.08)	1.48***	(1.33 - 1.64)	2.86***	(2.53 - 3.23)
情緒的サポート (ref.=あり)						
なし	1.27*	(1.02 - 1.59)	1.17	(0.95 - 1.44)	1.48**	(1.18 - 1.86)
手段的サポート (ref.=あり)						
なし	1.67***	(1.28 - 2.18)	1.10	(0.85 - 1.42)	1.97***	(1.53 - 2.56)
変動効果 ^{c)}						
市町村 (切片)	.236 (SE=.049)		.526 (SE=.080)		.726 (SE=.111)	

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05

a) 参照カテゴリーは剥奪でも貧困でもない群 (n=9,504)。剥奪状況・等価所得が不明なケースは除外した。

b) 各独立変数には不明をダミー変数として投入しているが本表では省略している

c) Nullモデルにおける市町村レベルの分散はそれぞれ下記の通り

剥奪のみ：.235 (SE=.048) 貧困のみ：.571 (SE=.086) 剥奪+貧困：.708 (SE=.108)

の所有状況、治療疾患の有無と抑うつ傾向に関しては男女ともに概ね同様の傾向が得られていた。他方で、いくつかの変数については男女での相違も示唆された。離別経験者であることは、男女ともに剥奪と貧困との重複に強く関連していた (男性:OR=2.67, 女性:OR=2.31) が、男性では剥奪のみに (OR=1.61)、女性では貧困のみに (OR=1.93) も有意な関連が示された。また、未婚であることは、男性高齢者の間でのみ剥奪と貧困との重複に関連していた (OR=2.76)。死別経験者であることは、女性では貧困のみ、および、剥奪と貧困の重複に関連していたのに対し (それぞれOR=1.31, OR=1.27)、男性では婚姻

中の人よりも貧困のみに該当しにくいという結果 (OR=0.69) であった。さらに、女性の間では、夫婦のみ世帯よりも子等と同居している世帯の方が、貧困のみ群 (OR=0.82) および剥奪と貧困と重複群 (OR=0.74) に該当しにくいという結果が得られていた。なお、単身世帯であることは、男女を分けたところ有意性は消失したが、女性では単身の方が貧困のみに該当しやすい傾向があること (OR=1.24) が示唆された。

また、情緒的サポートがないことは、男性では剥奪と貧困の重複、剥奪のみ、貧困のみのいずれにも有意な関連が示された (それぞれOR=1.52, OR=1.36, OR=1.31) が、女性ではそうした関連

表5 男女別の相対的剥奪者の特性；マルチレベル・ロジスティック回帰分析^{a,b)}

	剥奪のみ				貧困のみ				剥奪+貧困			
	男性		女性		男性		女性		男性		女性	
	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)	OR	(95%CI)
固定効果												
年齢 (ref.=65~69歳)												
70～74歳	1.08	(0.91 - 1.28)	1.16	(0.95 - 1.40)	1.20*	(1.01 - 1.42)	1.25**	(1.07 - 1.47)	1.43**	(1.16 - 1.78)	1.20	(0.98 - 1.47)
75～79歳	1.18	(0.98 - 1.42)	0.96	(0.77 - 1.21)	1.39***	(1.16 - 1.67)	1.23*	(1.04 - 1.47)	1.42**	(1.12 - 1.79)	1.22	(0.98 - 1.52)
80～84歳	0.91	(0.72 - 1.16)	0.84	(0.63 - 1.12)	1.26*	(1.01 - 1.57)	1.24*	(1.01 - 1.53)	1.62**	(1.23 - 2.12)	1.21	(0.93 - 1.57)
85歳以上	1.54**	(1.14 - 2.07)	0.71	(0.49 - 1.02)	1.93***	(1.47 - 2.53)	1.29*	(1.01 - 1.65)	1.53*	(1.06 - 2.19)	1.27	(0.95 - 1.71)
修学年数 (ref.=9年以上)												
9年未満	1.49***	(1.30 - 1.71)	1.98***	(1.69 - 2.32)	2.56***	(2.25 - 2.92)	2.14***	(1.89 - 2.42)	3.18***	(2.70 - 3.75)	3.09***	(2.64 - 3.63)
婚姻状態 (ref.=婚姻中)												
死別	0.88	(0.67 - 1.16)	1.03	(0.82 - 1.29)	0.69**	(0.53 - 0.91)	1.31**	(1.10 - 1.55)	0.81	(0.59 - 1.12)	1.27*	(1.03 - 1.57)
離別	1.61*	(1.02 - 2.54)	1.35	(0.86 - 2.12)	0.96	(0.56 - 1.65)	1.93***	(1.36 - 2.75)	2.67***	(1.66 - 4.30)	2.31***	(1.55 - 3.44)
未婚	0.75	(0.42 - 1.34)	0.71	(0.40 - 1.27)	1.55	(0.88 - 2.73)	1.08	(0.72 - 1.62)	2.76***	(1.59 - 4.77)	1.23	(0.76 - 1.99)
世帯構成 (ref.=夫婦のみ)												
単身	1.22	(0.93 - 1.61)	1.03	(0.77 - 1.38)	1.03	(0.77 - 1.37)	1.24	(1.00 - 1.55)	1.03	(0.74 - 1.44)	1.17	(0.90 - 1.53)
子等と同居	0.83	(0.68 - 1.00)	0.89	(0.72 - 1.10)	1.06	(0.90 - 1.25)	0.82*	(0.70 - 0.97)	0.94	(0.76 - 1.17)	0.74**	(0.60 - 0.92)
その他	1.21	(0.94 - 1.55)	1.04	(0.78 - 1.38)	0.91	(0.70 - 1.19)	0.78*	(0.62 - 0.99)	0.85	(0.62 - 1.18)	0.82	(0.61 - 1.09)
住宅所有 (ref.=持ち家)												
持ち家以外	2.79***	(2.23 - 3.49)	2.59***	(1.99 - 3.36)	1.97***	(1.53 - 2.55)	2.26***	(1.79 - 2.85)	3.76***	(2.88 - 4.91)	6.06***	(4.76 - 7.72)
治療疾患の有無 (ref.=なし)												
あり	1.11	(0.94 - 1.30)	1.01	(0.84 - 1.23)	1.07	(0.92 - 1.25)	1.01	(0.88 - 1.17)	0.88	(0.73 - 1.06)	0.99	(0.82 - 1.19)
抑うつ傾向 (ref.=なし)												
あり	1.94***	(1.66 - 2.26)	1.77***	(1.48 - 2.12)	1.58***	(1.35 - 1.84)	1.42***	(1.23 - 1.64)	3.30***	(2.77 - 3.94)	2.57***	(2.17 - 3.05)
情緒的サポート (ref.=あり)												
なし	1.36*	(1.06 - 1.75)	0.87	(0.51 - 1.47)	1.31*	(1.01 - 1.70)	1.05	(0.72 - 1.53)	1.52**	(1.15 - 2.01)	1.41	(0.95 - 2.09)
手段的サポート (ref.=あり)												
なし	1.76**	(1.23 - 2.51)	1.49	(0.98 - 2.27)	0.89	(0.57 - 1.39)	1.32	(0.95 - 1.83)	1.80**	(1.20 - 2.70)	2.18***	(1.54 - 3.08)
変動効果 ^{c)}												
市町村 (切片)	.146 (SE=.060)		.288 (SE=.066)		.565 (SE=.092)		.517 (SE=.082)		.772 (SE=.129)		.714 (SE=.113)	

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05

a) 参照カテゴリーは剥奪でも孤立でもない群 (男性：n=5,005、女性：n=4,499)。剥奪状況・等価所得が不明なケースは除外した。

b) 各独立変数には不明をダミー変数として投入しているが本表では省略している

c) Nullモデルにおける市町村レベルの分散はそれぞれ下記の通り

剥奪のみ 男性：.158 (SE=.061) 女性：.204 (SE=.069) / 貧困のみ 男性：.597 (SE=.094) 女性：.564 (SE=.087) / 剥奪+貧困 男性：.721 (SE=.118) 女性：.710 (SE=.111)

はみられなかった。手段的サポートがないことは、剥奪と貧困の重複群に対しては男女ともに有意であった(男性:OR=1.80, 女性:OR=2.18), 男性では剥奪のみ群に対しても有意な関連が示された(OR=1.76)

IV 考 察

所得の低さは貧困の要因の1つであっても、貧困の事象そのものを表すものではない〔阿部2006〕。本研究では、貧困状態を表す概念として、所得の低さに基づく相対的貧困に加えて、多次元的な生活様式の貧しさに基づく相対的剥奪という概念に着目し、高齢者の中での相対的剥奪者の割合と特性について分析を試みた。

分析の結果、第1に、相対的剥奪に関連する項目それぞれに該当する高齢者は数%程度だが、経済的な理由からライフラインを停止されたことのある高齢者や、親戚の冠婚葬祭に出席できない高齢者、医療機関への受診を抑制した高齢者が一定程度存在することが示された。貧困者の中で剥奪指標への該当者が顕著に多く、各項目該当者の平均等価所得も低くなっていたことは、本研究で使用了項目群の基準関連妥当性を示唆するものと考えられる。そのうえで、高齢者の27.6%がいずれかの剥奪指標に該当し、13.0%が複数の剥奪指標に該当していたという結果は、これまで報告されてきた知見と概ね一致するものである。日本の高齢者における相対的貧困者の割合が22.0%と報告されている〔OECD 2009〕ことを考慮すると、要介護認定を受けていない高齢者の中では、相対的貧困と同程度に相対的剥奪に該当する人々が存在しうることを示唆する結果といえる。なお、表には記載していないが、剥奪のみに該当した高齢者(n=2,049)のうち、住環境の劣悪さのみ該当者が36.4%, 社会生活上の困難のみ該当者が20.7%, 日用品の欠如のみ該当者が17.6%であり、残りの約25%は医療の受診抑制を含む複数の要素が欠如している状態であった。これらの人々は、従来の相対的貧困アプローチでは漏れていた貧困層といえる。

第2に、日本の高齢者を対象にした分析においても、先行研究〔Townsend 1979;阿部2006〕と同様に、剥奪状態へのリスクが急増する所得の閾値が存在することが示された。具体的には、高齢者がいる世帯において等価所得が200万円未満ないし150万円未満という状態になると相対的剥奪状態へのリスクが急激に高まっていた。使用した指標と対象者の相違から単純に比較することはできないが、本分析では世帯人数を調整した所得を使用しているため、本結果も既存の知見〔平岡2002;阿部2006〕と概ね矛盾しないものといえる。現在、単身の高齢者世帯の生活保護基準(生活扶助と住宅扶助のみ)は年間120万円程度であり、さらに生活保護基準額の引き下げが検討されている。老齢基礎年金が最低生活の保障機能として不十分であることはしばしば指摘されているが、本分析で得られた結果は、現行の生活保護基準よりも高い所得水準であっても、日本社会において標準的な生活のあり方とは質的に異なった状態に陥るリスクが高くなっていることを示唆するものである。防貧施策という点では、生活保護を受給していない等価所得200万円未満ないし150万円未満の高齢者世帯に対する税や介護・医療保険の自己負担額などの負担の重さに配慮する必要があるといえる。

第3に、相対的剥奪に該当した高齢者は相対的貧困者と異なる特性があることが示唆された。まず、年齢との関連については、先行研究の知見〔江口ら1974;平岡2002;山田ら2011〕と同様に、より高齢であるほど相対的貧困には該当しやすくなるのに対し、相対的剥奪のみには系統的な関連はみられなかった。これは、相対的貧困の指標である所得が退職、死別、健康問題などの加齢に伴う状況的な変化や年金制度の成熟と関連が深いものであるのに対し、相対的剥奪という概念が着目する社会生活上の必需項目は過去からの蓄積によって形成されるものであることを反映した結果と考えられる。加えて、高齢期に持ち家でないことが相対的貧困よりも相対的剥奪に対して密接に関連しているという結果も、相対的剥奪が所得の乏しさではなく生活資源の乏しさに着目した概念である

ことを反映したものといえる。

そのうえで、本研究によれば、相対的剥奪には女性ではなく、男性高齢者の方が該当しやすいという知見が新たに示された。さらに、死別経験は女性でのみ貧困および貧困と剥奪の重複に関連し、離別経験は男性では相対的剥奪、女性では相対的剥奪ではなく相対的貧困と関連するという相違がみられた。まず、死別経験に関しては、女性にとって高齢期における配偶者との死別は、年金制度上、世帯所得の低下につながること〔山田ら2011〕が示されており、本結果と一致するものである。なお、男性で逆の傾向が示されたことは、配偶者との死別による収入減少が生じにくいことを反映したものかもしれない。離別経験に関しては、女性にとって配偶者との離別はその後の貨幣的な貧困に結びつきやすいことが知られており〔内閣府男女共同参画会議2011b〕、本結果はそれらと矛盾しないものである。一方、現在の多くの男性高齢者にとって配偶者との離別は、収入面での不利にはつながらないが、たとえば、「高齢者の生活と意識に関する国際比較調査〔内閣府2005〕」によれば、炊事・洗濯・掃除などの家事を自分がしている男性高齢者は約1割に過ぎない。その結果として、男性の間では、配偶者との離別が一般的な社会生活を営むための資源を獲得・維持するうえでの困難につながったものと考えられる。いずれにしても、本結果は、所得の乏しさと生活資源や様式の乏しさが重複する人々もいるが、相対的貧困と相対的剥奪が貧困の異なる側面を捉えており、両概念で把握可能な対象層に相違があることを示唆するものといえる。

一方、治療疾患の有無については、相対的貧困に対しても相対的剥奪に対しても有意な関連は認められなかった。これは、医療保険の充実などによる社会政策が、高齢期の疾病に伴う貧困状態へのリスクを軽減する機能を果たしていることを示唆するものである。しかし、貧困のみ該当者と比べて、剥奪のみ該当者および剥奪と貧困の重複者の方が情緒的および手段的サポートがないこと、抑うつ傾向にあることと強い関連があることも示されていた。本研究では、貧困のみと剥奪のみで

どちらの方が貧困状態としてより深刻であるかは明らかにできていないが、貧困層を物的・環境的な生活様式の指標から把握することにより、従来の貨幣指標に基づく把握よりも健康やソーシャル・サポートにおいてより不利な層を抽出できることを示唆する結果が得られたといえる。相対的剥奪指標の構成は複雑であり、必ずしも国内で広く普及した概念ではないが、本結果は多次元的な不利を抱えた貧困層を把握するうえでは相対的剥奪という概念が有益であることを示唆するものと考えられる。

加えて、本分析では、相対的剥奪のみ該当者と比べて、相対的剥奪と相対的貧困の重複者の方が、手段的サポートと情緒的サポートの乏しさ、および、抑うつ傾向と強く関連し、修学年数の短さと離別経験者や未婚者であること、現住居が持ち家でないといったライフコース上の社会経済的な不利とも密接に関連しているという結果が得られていた。とくに、男性高齢者の場合、未婚であると貧困と剥奪が重複した状態に至るリスクが約2.8倍も高くなっていた。既にさまざまな社会保障制度が整備されているが、これらの結果は、現行の制度では標準的なライフコースからの逸脱によって貧困状態に陥るリスクを緩衝しきれていないことを示唆するものといえる。相対的剥奪者の半数程度は長期的な貧困を経験している〔Whelan et al. 2003;岩田ら2004〕ともいわれており、相対的貧困と相対的剥奪を重複した状態が過去からの蓄積によって形成されている要素が強いとすれば、その改善には「人生前半の社会保障〔広井2006〕」がより重要になるものと考えられる。

以上のように、本研究では、物的・環境的な生活様式指標で構成される相対的剥奪という概念に着目することにより、これまで数多く検討されてきた相対的貧困とは異なる貧困層を把握しうることが示唆された。相対的貧困が所得という簡便に把握でき比較可能性に優れた概念であるのに対し、相対的剥奪は複雑な指標構成であり、比較可能性にも限界がある。他方で、相対的剥奪は、社会生活における多次元的な資源に着目している点で、実際の生活水準に密着した概念であり、当該

社会における貧困者を適切に表している可能性がある。実際に、欧州連合では、貧困対策の政策目標として相対的貧困だけでなく相対的剥奪にも言及している〔European Commission 2011〕。日本においても従来の貨幣的な指標に基づく相対的貧困だけでなく、多次元的な生活様式の貧しさから高齢者の貧困を捉え直す必要があると考えられる。

さいごに、本分析の限界として以下の3点があげられる。第1に、実際の社会保障基準として使用するためには相対的剥奪指標の精緻化が必要である。本研究では、項目選定を一般市民に問う合意基準アプローチ〔Mack et al. 1986; Gordon et al. 2000; 阿部2006; Saunders 2008〕によって採用された項目を参考にしているが、本研究で使用した指標のみをもって日本社会で高齢者が必要とするものを網羅しているわけではない。このため、本研究で検討した剥奪状態の全てに公的扶助が必要であるとはいえない点には留意する必要がある。第2に、本研究で使用した調査は、貧困問題を主たる課題にした調査ではなかったため、資産に関する変数が含まれていない。高齢者は収入が少なくても資産額が大きいいため、理論的には相対的剥奪の把握に際して資産に関する項目も加える必要がある。しかし、そうした限界はあるものの、相対的剥奪へのリスクが高まる等価所得の閾値が見いだされた点は、相対的剥奪という概念が国内の貧困線を検討するアプローチとしても応用可能性があることを示唆するものと考えられる。第3に、本調査の回収率は66.3%となっており、この種の調査では決して低くはないが、より深刻な貧困者や剥奪者ほど調査から脱落している可能性がある。また、本結果は、全国の代表サンプルではないため、地域的な偏りが生じている可能性も否定できない。今後、他の調査データによっても再度検証される必要がある。

謝辞

本研究は、文部科学省科学研究費補助金(23243070・26285138)、厚生労働科学研究費補助金(H25-長寿-一般-003:研究代表 近藤克則)

の一環で行われた成果の一部である。本研究で使用したデータは、日本老年学的評価研究(the Japan Gerontological Evaluation Study, JAGES)プロジェクト調査として、文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業、厚生労働科学研究費補助金(H22-長寿-指定-008)、科学研究費補助金(22330172・22119506・22390400・22592327・22700694・23590786・23700819・23243070)、長寿科学振興財団長寿科学総合研究推進事業等の助成を得て実施されたものである。全ての関係者の皆様に記して深謝します。また、2名の匿名の査読者の先生方から大変丁寧かつ重要なご指摘を頂きました。この場を借りまして御礼申し上げます。

(平成25年7月投稿受理)

(平成26年3月採用決定)

引用文献

- 阿部彩(2006)「相対的剥奪の実態と分析:日本のマイクロデータを用いた実証研究」社会政策学会『社会政策における福祉と就労(社会政策学会誌, 第16号)』, 法律文化社, 251-275
- 阿部彩(2007)「日本における社会的排除の実態とその要因」『季刊社会保障研究』43(1):27-40
- Crosby, F.J. (1982). *Relative deprivation and working women*. Oxford University Press.
- Eames, M., Ben-Shlomo, Y., & Marmot, M.G. (1993) "Social deprivation and premature mortality: regional comparison across England", *British Medical Journal*, 307 (6912), 1097-1102.
- 江口英一・川上昌子(1974)「大都市における低所得・不安定階層の量と形態および今後について」『季刊社会保障研究』9(4):18-32.
- European Commission (2011) *The social dimension of the Europe 2020 strategy: A report of the social protection committee*. Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion.
- Förster, M.F. (1994) "Measurement of low incomes and poverty", *OECD labour market and social policy occasional papers*, No 14. doi:10.1787/112854878327.
- Golant, S., & La Greca, A. (1995) "The relative deprivation of U.S. elderly households as judged by their housing problems", *Journal of Gerontology*, 50B (1) : S13-S23.
- Gordon, D., Levitas, R., & Pantazis, C. et al. (2000) *Poverty, and social exclusion in Britain*. Rowntree Foundation.
- 浜田浩児(2006)「所得格差の固定性の計測」『季刊

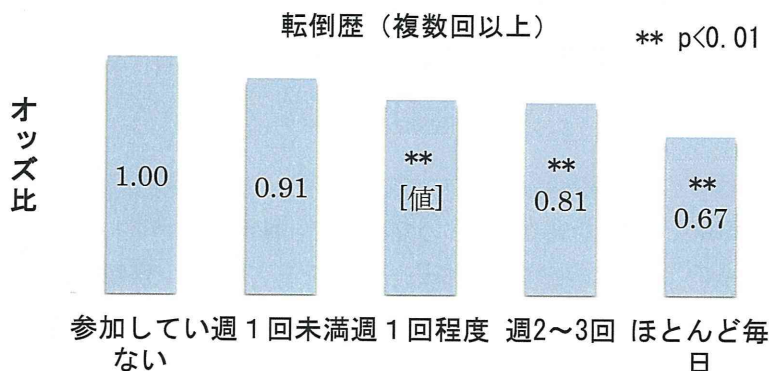
- 家計経済研究』73:86-94.
- 平岡公一 (2002) 「相対的剥奪指標の開発と適応」『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会, 153-173
- 広井良典 (2006) 『持続可能な福祉社会;もうひとつの日本の構想』筑摩書房
- 岩田正美・濱本知寿香 (2004) 「デフレ不況下の貧困の経験」樋口美雄・太田清・家計経済研究所『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 203-233.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『生活保護に関する公的統計データ一覧』<http://www.ipss.go.jp/s-info/j/seiho/seiho.asp> (2013年6月12日 最終確認)
- Kondo, N., Kawachi, I., & Hirai, H. et al. (2009) "Relative deprivation and incident functional disability among older Japanese women and men: prospective cohort study", *Journal of Epidemiology & Community Health*, 63 (6) : 461-467.
- Kosaka, K. (1986) "A model of relative deprivation", *Journal of Mathematical Sociology*, 12 (1) : 35-48.
- Krueger, A.B., Abraham, K.G., & Shapiro, C. (2012) *Economic report of the president, transmitted to the congress February 2012; together with the annual report of the council of economic advisors*. United States government printing office.
- Langford, I.H., & Bentham, G. (1996) "Regional variations in mortality rates in England and Wales: an analysis using multilevel modeling", *Social Science & Medicine*, 42 (6) : 897-908.
- Mack, J. & Lansley, S. (1985) *Poor Britain*. London: George Allen and Unwin.
- 松崎奈太郎 (1986) 『老人福祉論;老後問題と生活実態の実証研究』光生館
- 内閣府 (2005) 『平成17年度高齢者の生活と意識;第6回国際比較調査結果』
http://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h17_kiso/index2.html (2013年6月12日最終確認)
- 内閣府男女共同参画会議 (2011a) 『基本問題・影響調査専門調査会女性と経済WG;第8回資料3』
http://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/kihon/kihon_eikyoy/jyosei/08/giji.html (2013年6月12日最終確認)
- 内閣府男女共同参画会議 (2011b) 『基本問題・影響調査専門調査会女性と経済WG;第2回』
http://www.gender.go.jp/kaigi/senmon/kihon/kihon_eikyoy/jyosei/02/giji.html (2013年10月25日最終確認)
- 中谷友樹 (2011) 「地理統計に基づくがん死亡の社会経済的格差の評価;市区町村別がん死亡と地理的剥奪指標との関連性」『統計数理』59 (2) : 239-265.
- OECD (2009) *Pensions at a glance 2009: retirement income systems in OECD countries*.
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等;格差社会の幻想と未来』,日本経済新聞社
- O'Reilly, D. (2002) "Standard indicators of deprivation; Do they disadvantage older people?", *Age and Ageing*, 31 (3) : 197-202.
- Sacker, A., Bartley, M., & Firth, D. et al. (2001) "Dimensions of social inequality in the health of women in England: occupational, material and behavioral pathways", *Social Science and Medicine*, 52 (5) : 763-781.
- Saunders, P. (2008) "Measuring well-being using non-monetary indicators; deprivation and social exclusion", *Family Matters*, 78: 8-17.
- Scase, R. (1974) "Relative deprivation: a comparison of English and Swedish manual workers", in Wedderburn, D., eds., *Poverty, inequality, and class structure*. Syndics of Cambridge University Press. 197-216.
- Sheikh, J.I., & Yesavage, J.A. (1986) "Geriatric Depression Scale (GDS) : Recent evidence and development of a shorter version", *Clinical Gerontologist*, 5: 165-173.
- 総務省統計局 (2009) 『平成21年全国消費実態調査』
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001034909&cycode=0> (2014年2月10日最終確認)
- Stouffer, S.A., Suchman, E.A., & Devinney, L.C. et al. (1949) *The American Soldier. Volume I.: Adjustment During Army Life*. Princeton University Press.
- Tougas, F., Lagace, M., & Sablonniere, R. et al. (2004) "A new approach to the link between identity and relative deprivation in the perspective of ageism and retirement", *International Journal of Aging and Human Development*, 59 (1) : 1-23.
- Townsend, P. (1979) . *Poverty in the United Kingdom; a survey of household resources and standards of living*. Penguin Books.
- Turley, R.N.L. (2002) "Is relative deprivation beneficial? the effects of richer and poorer neighbors on children's outcomes", *Journal of Community Psychology*, 30 (6) : 671-686.
- Runciman, W.G. (1966) *Relative deprivation and social justice: a study of attitudes to social inequality in twentieth century England*. Routledge & Kegan Paul.
- Walker, I., & Smith, H.J. (2002) *Relative deprivation: specification, development, and integration*. Cambridge University Press.
- Walters, K., Breeze, E., & Wilkinson, P. et al. (2004) "Local area deprivation and urban-rural differences in anxiety and depression among people older than 75 years in Britain", *American Journal of Public*

- Health*. 94 (10) : 1768-1774.
- Wilkinson, R., & Marmot, M. (2003) "Social determinants of health: The solid facts". WHO Regional Office for Europe.
- Whelan, C.T., Layte, R. & Maitre, B. (2003) "Persistent income poverty and deprivation in the European Union; an analysis of first three waves of the European Community Household Panel", *International Social Policy*, 32 (1) : 1-18.
- 山田篤裕・小林江里香・Liang, J. (2011) 「なぜ日本の単身高齢女性は貧困に陥りやすいのか」『*貧困研究*』 7: 110-122.
- 山田壮史郎 (2013) 「ホームレス状態の解消と持続する排除;社会的包摂志向のホームレス対策にむけて」『*日本福祉大学社会福祉論集*』 128: 51-65.
- Yesavage, J.A., Brink, T.L., & Rose, T.L., et al. (1983) "Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report", *Journal of Psychiatric Research*, 17: 37-49.
- (さいとう・まさしげ 日本福祉大学准教授)
 (こんどう・かつのり 千葉大学予防医学センター教授)
 (こんどう・なおき 東京大学准教授)
 (おじま・としゆき 浜松医科大学教授)
 (すずき・かよ 愛知学院大学講師)
 (あべ・あや 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部長)

定期的なスポーツ組織参加で転倒予防 週 1 回以上では転倒が 2 割以上少ない

転倒率が低い小学校区と関連する要因を検討したところ、「スポーツ組織に週に1回以上参加している者の割合」があり、それが1割未満の校区で転倒率が多く、4割と多い校区では転倒率が低いという負の相関(-0.60)が認められた。しかしこの分析では、スポーツ組織に参加するような人は、若かったり、よく歩いたり、外出頻度が多かったりする影響が除外されていなかった。そこで、31市町村の要介護認定を受けていない90,610人のデータを用い、歩行時間や外出頻度をはじめ、転倒が多いことが知られているうつ状態など13要因の影響を統計学的手法で考慮し(差し引いた)分析を行った。その結果でも、やはりスポーツ組織へ週1回以上参加している者では転倒が2割少ないという結果が得られた。

個人における転倒歴とスポーツ組織参加との関係 (n=90, 610 人)



スポーツ組織への参加頻度

*年齢、性別、所得、教育年数、動作能力、周囲の環境などの13因子で調整済

【連絡先】 林 尊弘(はやし たかひろ)
日本福祉大学健康社会研究センター 客員研究所員
e-mail: tahayashi@tokai-med.ac.jp Tel: 052-242-3074

<背景>

2006年から介護予防事業として転倒予防プログラムが多くの市町村で実施され、多額の予算が投入されてきた。しかし、対象者を見つけるのに費用がかかり、対象者に勧めてもプログラムに参加するものが少ないといった早期発見型の2次予防の課題が明らかになってきた。そのため、地域づくりによる介護予防へと転換が求められている。転倒率が低い小学校区があるのか、それと関連する要因は何かを検討したところ、「スポーツ組織に週に1回以上参加している者の割合」があり、それが1割未満の校区で転倒が多く、4割と多い校区では転倒率が低いという負の相関(-0.60)が認められた。しかしこの分析では、スポーツ組織に参加するような人は、若かったり、よく歩いていたたり、外出頻度が多かったりする影響が除外されていなかった。

そこで本研究では、転倒と関連しそうな他要因を考慮しても、スポーツ組織に参加している高齢者で転倒率が低いのか検討した。

<対象と方法>

日本老年学的評価研究(Japan Gerontological Evaluation Study, JAGES)プロジェクトデータを用いた。分析対象は31自治体の要介護認定を受けていない高齢者で、分析に用いた14変数(年齢、所得、教育年数、歩行時間、外出頻度、動作能力、うつ、自宅周囲の環境、可住地人口密度などの13因子)が得られた90,610人とした。過去1年間で複数回の転倒経験が、スポーツ組織への参加している者で少ないのかを、転倒に関連する計13要因の影響を統計学的手法で考慮し(差し引いた)分析を行った。

<結果>

対象者における転倒歴複数回の割合は6,391人(7.1%)であった。転倒歴が多かったのは、年齢が高く、社会的要因(教育年数が短く、等価所得が低く)、うつ状態で、動作能力が低い個人や可住地人口密度が低い地域などであった。これらの13変数の影響を差し引いた後でも、スポーツ組織に「参加していない」者に比べ「週1回以上参加している」者で転倒歴は2割以上少なかった(週1回の参加;オッズ比=0.82, 95%信頼区間=0.72-0.95)。また、スポーツ組織への参加頻度が多くなるにつれて、転倒歴は少なくなっていた(週2・3回程度の参加;オッズ比=0.81, 95%信頼区間=0.72-0.92, ほとんど毎日;オッズ比=0.67, 95%信頼区間=0.52-0.88)。

<研究の意義>

本研究では、地域在住高齢者90,610人を分析対象に、多要因を考慮した上でも、スポーツ組織へ「週1回以上の参加している」ことは、「参加していない」者より転倒歴が20%以上少なく、参加頻度が多いほど転倒歴が少なくなるということが明らかとなった。このことは、まちづくりによる介護予防(一次予防)として、スポーツ組織への参加促進が、その地域の高齢者の転倒予防施策として期待できることを明らかにした。

<論文発表>

Hayashi T, Kondo K, Suzuki K, et al. Factors associated with falls in community-dwelling older people with focus on participation in sport organizations: the Japan gerontological evaluation study project. *BioMed research international* 2014; 2014:537614 doi: 10.1155/2014/537614[published Online First: Epub Date]

<謝辞>

本研究は、私立大学戦略的研究基盤形成支援事業(文部科学省)および厚生労働科学研究費補助金(長寿科学総合研究事業, H22-長寿-指定-008ならびにH25-長寿-一般-003), 文部科学省科学研究費補助金(課題番号22330172, 22390400, 22592327, 23243070, 23590786, 22700694, 23700819, 25870881)の助成を受けて実施したものである。記して深謝します。

Research Article

Factors Associated with Falls in Community-Dwelling Older People with Focus on Participation in Sport Organizations: The Japan Gerontological Evaluation Study Project

Takahiro Hayashi,^{1,2} Katsunori Kondo,¹ Kayo Suzuki,³
Minoru Yamada,⁴ and Daisuke Matsumoto⁵

¹ Center for Well-Being and Society, Nihon Fukushi University, 5-22-35 Chiyoda, Naka-ku, Nagoya, Aichi 450-0003, Japan

² Department of Physical Therapy, Tokai College of Medical Science, 2-7-2 Meiekiminami, Nakamura-ku, Nagoya, Aichi 450-0003, Japan

³ Department of Policy Studies, Aichi Gakuin University, 12 Araike, Iwasaki-cho, Nishin, Aichi 470-0131, Japan

⁴ Department of Human Health Sciences, Graduate School of Medicine, Kyoto University, 53 Iwasaki-cho, Shogoin, Sakyo-ku, Kyoto, Kyoto Prefecture 606-8507, Japan

⁵ Department of Physical Therapy, Faculty of Health Science, Kio University, 4-2-2 Umaminaka, Koryo-cho, Kitakatsuragigun, Nara 635-0832, Japan

Correspondence should be addressed to Takahiro Hayashi; thayashi@tokai-med.ac.jp

Received 6 March 2014; Accepted 27 April 2014; Published 13 May 2014

Academic Editor: Ulrich Laaser

Copyright © 2014 Takahiro Hayashi et al. This is an open access article distributed under the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Objective. Promoting participation in sport organizations may be a population strategy for preventing falls in older people. In this study, we examined whether participation in sport organizations is associated with fewer falls in older people even after adjusting for multiple individual and environmental factors. **Methods.** We used the Japan Gerontological Evaluation Study data of 90,610 people (31 municipalities) who were not eligible for public long-term care. Logistic regression analysis was performed, with multiple falls over the past year as the dependent variable and participation in a sport organization as the independent variable, controlling for 13 factors. These included individual factors related to falls, such as age and sex, and environmental factors such as population density of the habitable area. **Results.** A total of 6,391 subjects (7.1%) had a history of multiple falls. Despite controlling for 13 variables, those who participated in a sport organization at least once a week were approximately $\geq 20\%$ less likely to fall than those who did not participate at all (once a week; odds ratio = 0.82 and 95% confidence interval = 0.72–0.95). **Conclusion.** Participation in a sport organization at least once per week might help prevent falls in the community-dwelling older people.

1. Introduction

Prevention of falls in older people is a major global public health concern [1]. It has been reported that, in older people ≥ 65 years of age, 1 in 3 falls at least once a year. Injuries from falls can also lead to reduced physical function [2–4]. In Japan, the nation with the highest proportion of older citizens [5], falls and fractures are one of 10 cases requiring long-term

care among older people aged ≥ 65 . They are among the five main causes for older people's long-term care [6].

Previous studies have reported several factors associated with the risk of falling, including old age [7], female gender [8, 9], history of falls [10, 11], vision problems [12], depression [13, 14], and reduced strength and balance [15]. It has also been shown that increasing physical activity through exercise interventions that include strength and balance training can

prevent falls [3, 16, 17]. However, fall-prevention programs that focus on strength and balance training have poor cost-effectiveness [18]. Since 2006, many municipalities in Japan have spent large amounts of money on fall-prevention programs using high-risk approaches intended for early identification of high-risk individuals. However, numerous issues have been exposed, such as the cost of screening subjects and the fact that few subjects participate in the recommended programs after being screened. There have thus been calls to switch from a high-risk strategy to a population strategy.

Therefore, this study focused on physical activities that community-dwelling older people can easily participate in during their everyday lives as a population approach; specifically, we analyzed the relationship between participation in community sport organizations and the incidence of falls. Participation in sport organizations is linked to fall prevention through direct effects such as increase in physical activity and improving strength and balance [19, 20]. Participation in sport organizations is also thought to indirectly protect health by providing social support and through social networks [21]. Previous studies have found that participation in sport organizations reduces the risk of dementia [22] and stroke [23], as well as reducing functional decline [24]. Therefore, the incidence of falls in older people who participate in nearby sport organizations would be lower than in those who do not. However, to our knowledge, no studies have verified this connection.

The purpose of this study was to verify if population strategies for promoting participation in sport organizations prevent falls in community-dwelling older people and to examine whether the connection between fewer falls and participation in sport organizations among this population is evident after controlling for multiple individual and environmental factors, particularly depression and motor abilities.

2. Materials and Methods

2.1. Study Sample. The present analysis was based on a subset of the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES) project data. The JAGES project is an ongoing prospective cohort study investigating factors associated with the loss of health related to functional decline or cognitive impairment among individuals aged ≥ 65 years. In 2010-2011, responses were received by post from 112,123 people in 31 municipalities across Japan (response rate: 66.3%). We further excluded those who did not provide information on age or sex ($n = 12,627$) and history of falls ($n = 4,527$), and those who needed assistance in activities of daily living (ADL) ($n = 4,359$). Therefore, the current study population consisted of 90,610 subjects. If the respondents did not respond to other variables, the corresponding observations were assigned to the "missing" category.

Ethical approval for the study was obtained from the Nihon Fukushi University Ethics Committee.

2.2. Outcome Variable. History of falls was ascertained by asking, "Have you had any falls over the past year?" with possible answers of "multiple times," "once," or "none." Multiple

falls were used as an outcome (the incidence of falls), and the last 2 categories were combined because previous studies have found that single fallers are more similar to nonfallers than to recurrent fallers on a wide range of medical and physical risk factors [25, 26].

2.3. Main Predictors. Participation in a sport organization was ascertained by asking, "How often do you participate in a sport group or club?" with possible answers of "almost every day," "2 or 3 times a week," "once a week," "once or twice a month," "several times a year," and "I do not engage in any sport activities," and was categorized into the following 6 groups: "almost every day," "2 or 3 times a week," "once a week," "once a month or less," "not participating," and "missing." We defined participation in a sport organization as participation in a sport group or club in the community base in this study.

2.4. Covariates. On the basis of the results of previous studies [9, 15, 27-29], we selected the covariates that may correlate with falls. First, we used the basic characteristics such as age, sex, and socioeconomic status (educational attainment and annual equivalent income). Educational attainment was ascertained by asking, "How many years of formal education have you had?" with possible answers of "less than 6 years," "6-9 years," "10-12 years," "more than 13 years," and "other." We divided the responses into 4 groups: "less than 6 years," "6-9 years," "10-12 years," "more than 13 years," and we included "other" in the same category as "missing" [28, 30]. To adjust household income for household size, the annual equivalent income was calculated by dividing the household income by the square root of the number of household members and was categorized into 3 groups: ≥ 2.5 million yen (high), less than 1.5-2.5 million yen (middle), and < 1.5 million yen (low).

Physical traits used included current medical history related to falls (stroke, osteoporosis, joint disease/neuralgia, injury/fracture, mental illness, impaired vision, and impaired hearing) and physical ability. Physical ability was ascertained by asking, "Do you go upstairs without holding on to the handrail or the wall?" and "Do you get up out of a chair without holding anything?" with possible answers of "Yes" or "No." Depression was assessed with the short version of the Geriatric Depression Scale-15 developed for self-administration in the community using a simple yes/no format [31] and was categorized into 3 groups: 0-4 (no), 5-9 (mild), and 10-15 (moderate to severe) [32].

For lifestyle habits, we used walking in minutes/day and frequency of outings. Walking in minutes/day was categorized into 2 groups: < 30 minutes (low) and ≥ 30 minutes (high) [33]. Frequency of outings was categorized into 3 groups: almost every day, 2-3 times a week, and once a week or less [28].

For environmental characteristics, we used the surrounding environment and population density variation. The surrounding environment was ascertained by asking, "Are parks or foot paths suitable for exercise or walking within 1 km from your home?" and "Are locations difficult for walking, such as

hills or steps, within 1km from your home?” with possible answers of “many,” “some,” “few,” and “none.” Both items were categorized into 2 groups: “many” or “some” (Yes) and “few” or “no” (No), and we included “other” in the same category as “missing.” In order to determine whether geographical positioning was a significant factor, the 31 municipalities were classified into 3 groups: urban (densities over 1,500 people per square kilometer), semiurban (densities between 1,000 and 1,500 people per square kilometer), and rural (densities below 1,000 people per square kilometer) [34].

2.5. Statistical Analysis. We performed logistic regression to examine the association between participation in a sports organization and the incidence of falls. We calculated the odds ratios (OR) and 95% confidence intervals (95% CI) for the incidence of falls. First, the univariate ORs were calculated for participation in a sport and each covariate (crude OR). Second, 3 logistic regression models were constructed. In model 1, age, sex, educational attainment, and annual equivalent income were added to the univariate models for participation in a sport organization to adjust for sociodemographics. In model 2, current medical history related to falls (stroke, osteoporosis, joint disease/neuralgia, injury/fracture, mental illness, impaired vision, and impaired hearing), physical ability, depression, walking in minutes/day, and frequency of outings were added to model 1 to adjust for sociodemographics. In model 3, surrounding environment and population density variation were added to model 2 to adjust for sociodemographics. All statistical analyses were conducted using IBM SPSS statistical software Ver.21 (IBM Corp.).

3. Results

Table 1 shows the demographic and health characteristics of all study respondents. These comprised 41,912 men (46.3%) and 48,698 women (53.7%), and the mean age was 73.9 ± 6.1 years. A total of 6,391 (7.1%) of the 90,610 respondents reported the incidence of falls.

3.1. Frequency of Participation in Sport Organizations and Fall Incidence. Table 2 shows the frequency of participation in a sport organization. There were 53,645 subjects (59.2%) in the not participating group, 7,020 subjects (7.7%) in the once a month or less group, 5,322 subjects (5.9%) in the once a week group, 6,508 subjects (7.2%) in the 2 or 3 times a week group, 1,715 subjects (1.9%) in the almost every day group, and 16,400 subjects (18.1%) in the missing group. The percentage of subjects who reported the incidence of falls was 7.7% in the not participating group, 5.2% in the once a month or less group, 4.3% in the once a week group, 4.4% in the 2 or 3 times a week group, 3.4% in the almost every day group, and 8.1% in the missing group. The univariate model showed that, with the not participating subjects as a reference, the OR for subjects with once a month or less participation was significantly lower at 0.66 (95% CI 0.59–0.73) and was even lower for the subjects with once a week participation at 0.55 (95% CI 0.48–0.62); for subjects with 2 or 3 times a week

participation, the OR was lower at 0.55 (95% CI 0.49–0.62), and for subjects with almost every day participation OR was at 0.43 (95% CI 0.33–0.56).

Table 3 shows the OR and 95% CI for the incidence of falls associated with the frequency of participation in a sport organization, in the adjusted models. After adjusting for base characteristics (model 1) and setting the not participating subjects as the reference, the OR for the subjects with once a week participation was significantly lower at 0.66 (95% CI 0.57–0.75) and was even lower for those with 2 or 3 times a week participation at 0.63 (95% CI 0.55–0.71), and the OR for subject with almost every day participation was at 0.49 (95% CI 0.38–0.64). Similar results were observed when we added physical traits, depression, and life habits to the covariates in model 1 (model 2, once a week: OR = 0.82, 95% CI 0.71–0.94, 2 or 3 times a week: OR = 0.81, 95% CI 0.71–0.92, and almost every day: OR = 0.66, 95% CI 0.51–0.87) and added environmental characteristics to the covariates in model 2 (model 3, once a week: OR = 0.82, 95% CI 0.72–0.95, 2 or 3 times a week: OR = 0.81, 95% CI 0.72–0.92, and almost every day: OR = 0.67, 95% CI 0.52–0.88). This indicates that those who participated in a sport organization at least once a week had approximately 20% lower incidence of falls than those who did not participate at all. Moreover, lower incidence of falls was associated with more frequent participation in a sport organization.

3.2. Fall-Related Factors and Fall Incidence. The univariate models showed that older age, low educational status, low annual equivalent income, having current medical history, low physical ability, depression, <30 min walking time, once a week or less frequency of outings, not having parks or foot paths suitable for exercise or walking, having locations difficult for walking close to home, and living in the local government were each associated with the incidence of falls (Table 1). In the fully adjusted model 3, older age, male gender, low educational status, having current medical history, low physical ability, depression, less than 30-minute walking time, having locations difficult for walking close to home, and living in the local government were each associated with the incidence of falls. However, no significant association was observed between the incidence of falls and annual equivalent income, frequency of outings, and availability of parks or foot paths suitable for exercise or walking after adding all covariates in the logistic regression model (Table 3).

4. Discussion

The main findings of this study were as follows: (1) even after controlling for 10 individual factors, including age, amount of physical activity, and depression, and 3 environmental factors such as habitable population density, the risk of falls was approximately $\geq 20\%$ lower in people who participated in sport organizations once a week than people who did not participate in sport organizations; (2) lower incidence of falls was associated with more frequent participation in a sport organization; and (3) the influence of sex and socioeconomic

TABLE 1: Characteristics and univariate associations of falls with covariates.

	Total <i>n</i>	Fallers <i>n</i>	(%)	Crude OR (95% CI)
<i>N</i>	90,610	6,391		
Age (years)				
65–69	26,425	1,185	(4.5)	1.00
70–74	26,523	1,504	(5.7)	1.28 (1.18–1.38)**
75–79	20,176	1,615	(8.0)	1.85 (1.72–2.00)**
80–84	11,773	1,310	(11.1)	2.67 (2.46–2.89)**
≥85	5,713	777	(13.6)	3.35 (3.05–3.69)**
Sex				
Male	41,912	2,893	(6.9)	1.00
Female	48,698	3,498	(7.2)	1.04 (0.99–1.10)
Educational attainment (years)				
≥13	15,282	792	(5.2)	1.00
10–12	29,845	1,679	(5.6)	1.09 (1.00–1.19)
6–9	39,259	3,247	(8.3)	1.65 (1.52–1.79)**
<6	2,268	341	(15.0)	3.24 (2.83–3.71)**
Missing	3,956	332	(8.4)	1.68 (1.47–1.91)**
Equivalent income (yen)				
≥250	23,074	1,280	(5.5)	1.00
1,500,000–2,500,000	29,696	1,798	(6.1)	1.10 (1.02–1.18)*
<1,500,000	22,045	1,865	(8.5)	1.57 (1.46–1.69)**
Missing	15,795	1,448	(9.2)	1.72 (1.59–1.86)**
Present illness related to falls [§]				
No	40,739	2,265	(5.6)	1.00
Yes	28,244	3,193	(11.3)	2.17 (2.05–2.29)**
Missing	21,627	933	(4.3)	0.77 (0.71–0.83)**
Physical ability				
Go upstairs without holding rail or wall				
Yes	74,970	3,933	(5.2)	1.00
No	14,603	2,354	(16.1)	2.38 (2.26–2.51)**
Missing	1,037	104	(10.0)	2.23 (1.79–2.77)**
Stand up from the chair without any aids				
Yes	54,696	2,592	(4.7)	1.00
No	34,991	3,707	(10.6)	3.47 (3.29–3.67)**
Missing	923	92	(10.0)	2.01 (1.64–2.47)**
Depression				
No	53,912	2,516	(4.7)	1.00
Mild	15,509	1,624	(10.5)	2.39 (2.24–2.55)**
Moderate to severe	5,144	880	(17.1)	4.22 (3.88–4.58)**
Missing	16,045	1,371	(8.5)	1.91 (1.78–2.04)**
Walking in min/day				
≥30	58,993	3,481	(5.9)	1.00
<30	28,627	2,623	(9.2)	1.61 (1.53–1.70)**
Missing	2,990	287	(9.6)	1.69 (1.49–1.92)**
Frequency of outings				
Almost every day	46,063	2,546	(5.5)	1.00
2–3 times a week	25,421	1,845	(7.3)	1.34 (1.26–1.42)**
Once a week or less	15,181	1,633	(10.8)	2.06 (1.93–2.20)**
Missing	3,945	367	(9.3)	1.75 (1.56–1.97)**

TABLE 1: Continued.

	Total <i>n</i>	Fallers <i>n</i>	(%)	Crude OR (95% CI)
Neighborhood built environment				
Parks and walkways for exercise				
Yes	61,667	3,937	(6.4)	1.00
No	24,071	1,908	(7.9)	1.26 (1.19–1.34)**
Missing	4,872	546	(11.2)	1.85 (1.68–2.03)**
Difficult to walk on a slope or steps				
Yes	35,787	3,106	(8.7)	1.00
No	50,321	2,814	(5.6)	0.62 (0.59–0.66)**
Missing	4,502	471	(10.5)	1.23 (1.11–1.36)**
Population density (person per square kilometer)				
Urban	36,878	2,025	(5.5)	1.00
Semiurban	20,327	1,429	(7.0)	1.30 (1.21–1.40)**
Rural	33,405	2,937	(8.8)	1.66 (1.56–1.76)**

OR: odds ratio; CI: confidence interval.

[§]Stroke, osteoporosis, joint disease/neuralgia, injury/fracture, mental illness, impaired vision, and impaired hearing.***P* < 0.01, **P* < 0.05.

TABLE 2: Univariate associations of falls with participation in sport organizations.

	Total <i>n</i>	Fallers <i>n</i>	(%)	Crude OR (95% CI)
<i>N</i>	90,610	6,391		
Frequency of participation in sport organizations				
Not participating	53,645	4,121	(7.7)	1.00
Once a month or less	7,020	363	(5.2)	0.66 (0.59–0.73)**
Once a week	5,322	231	(4.3)	0.55 (0.48–0.62)**
2 or 3 times a week	6,508	286	(4.4)	0.55 (0.49–0.62)**
Almost every day	1,715	59	(3.4)	0.43 (0.33–0.56)**
Missing	16,400	1,331	(8.1)	1.06 (1.00–1.13)

OR: odds ratio; CI: confidence interval.

***P* < 0.01.

factors on falls was found to be different from the results of the previous studies.

First, this study sought to verify whether participating in sport organizations was linked to incidence of falls even after statistically controlling for multiple individual and environmental factors. The results of models 1–3 showed that people who participated in sport organizations at least once a week were less likely to fall compared to people who did not. This is thought to be through direct effects such as improvement in strength and balance [19, 20] that are associated with lower risk of falls [15]. It has been reported that exercising at least once per week for at least 2 hours is necessary in fall-prevention programs that have been shown to be effective [16]. In other words, it is highly likely that people who fulfill these conditions by participating in sport organizations instead of specialized fall-prevention programs fall less frequently.

The result shows that lower incidence of falls was associated with more frequent participation in a sport organization. A person with a higher participation frequency would demonstrate greater physical activity and exercise at a higher

intensity during a session. In addition, Sherrington et al. mentioned that increasing the total hours of the exercise program to over 50 hours would lower the incidence of falls in older people [17]. Therefore, even if the period of participation in a sports organization is shorter, some participants with more participation frequency would satisfy this condition or requirement. However, those who participate in an organization often participate for a long duration. For that reason, the participation could be over 50 hours in total even if the frequency is not necessarily once or more a week; however, from a long-term standpoint, the exercise requirement for prevention is considered as secured. Therefore, not only the frequency but also the duration of one session and the exercise intensity are important.

On the other hand, previous studies have reported that the injury by falls causes declined physical functioning [2, 4]. It is also possible that the results at this time indicate an apparent relationship of falls with increased physical activity and not with participation in a sports organization. Thus, we have conducted analyses with adjustment for walking in minutes/day and the frequency of outing as an index of

TABLE 3: Multivariate adjusted OR and 95% CI for the associations of falls.

	Model 1 OR (95% CI)	Model 2 OR (95% CI)	Model 3 OR (95% CI)
Frequency of participation in sport organizations			
Not participating	1.00	1.00	1.00
Once a month or less	0.77 (0.69–0.87)**	0.94 (0.84–1.05)	0.91 (0.81–1.02)
Once a week	0.66 (0.57–0.75)**	0.82 (0.71–0.94)**	0.82 (0.72–0.95)**
2 or 3 times a week	0.63 (0.56–0.71)**	0.81 (0.71–0.92)**	0.81 (0.72–0.92)**
Almost every day	0.49 (0.38–0.64)**	0.66 (0.51–0.87)**	0.67 (0.52–0.88)**
Age (years)			
65–69	1.00	1.00	1.00
70–74	1.23 (1.13–1.33)**	1.12 (1.03–1.21)*	1.10 (1.01–1.19)*
75–79	1.68 (1.55–1.82)**	1.29 (1.19–1.40)**	1.25 (1.16–1.36)**
80–84	2.32 (2.13–2.52)**	1.57 (1.43–1.71)**	1.50 (1.38–1.64)**
≥85	2.74 (2.48–3.02)**	1.65 (1.49–1.83)**	1.57 (1.42–1.75)**
Sex			
Male	1.00	1.00	1.00
Female	0.95 (0.91–1.01)	0.79 (0.75–0.84)**	0.79 (0.75–0.84)**
Educational attainment (years)			
≥13	1.00	1.00	1.00
10–12	1.04 (0.95–1.13)	0.99 (0.91–1.08)	0.98 (0.90–1.07)
6–9	1.37 (1.26–1.49)**	1.24 (1.14–1.35)**	1.22 (1.12–1.33)**
<6	1.86 (1.61–2.14)**	1.52 (1.31–1.75)**	1.47 (1.27–1.71)**
Equivalent income (yen)			
≥250	1.00	1.00	1.00
1,500,000–2,500,000	1.07 (0.99–1.15)	1.01 (0.94–1.09)	1.00 (0.92–1.08)
<1,500,000	1.29 (1.20–1.40)**	1.08 (1.00–1.17)*	1.02 (0.94–1.10)
Present illness related to falls [§]			
No		1.00	1.00
Yes		1.59 (1.50–1.69)**	1.57 (1.48–1.67)**
Physical ability			
Go upstairs without holding rail or wall			
Yes		1.00	1.00
No		1.45 (1.36–1.53)**	1.44 (1.36–1.53)**
Stand up from the chair without any aids			
Yes		1.00	1.00
No		2.02 (1.89–2.14)**	1.98 (1.86–2.11)**
Depression			
No		1.00	1.00
Mild		1.79 (1.68–1.92)**	1.78 (1.66–1.90)**
Moderate to severe		2.72 (2.49–2.97)**	2.68 (2.45–2.93)**
Walking in min/day			
≥30		1.00	1.00
<30		1.09 (1.03–1.15)**	1.09 (1.03–1.16)**
Frequency of outings			
Almost every day		1.00	1.00
2-3 times a week		0.99 (0.93–1.06)	0.96 (0.90–1.03)
Once a week or less		1.11 (1.04–1.20)**	1.03 (0.96–1.11)
Neighborhood built environment			
Parks and walkways for exercise			
Yes			1.00
No			1.03 (0.97–1.09)