

訪問介護サービスを利用している 独居高齢者の主観的健康感に影響する 社会関係要因とその独居年数による相違

ナカ オ ヒロ コ ヒラマツ マサオミ
中尾 寛子*1 平松 正臣*2

目的 独居で介護保険の訪問介護サービスを利用している要援護高齢者の主観的健康感に影響する社会関係要因を明らかにし、さらに独居年数によってどのように異なるのかを検証する。

方法 対象は、中国地方のA県B市内4カ所のホームヘルプステーション（訪問介護事業所）で介護保険の訪問介護サービスを利用している独居高齢者51人である。対象者の自宅を調査員が訪問介護員に同行訪問して、調査票を用いた個別の面接聞き取り調査を行い、年齢、婚姻歴、子どもの有無、要介護度、独居年数などの属性と主観的健康感、QOL（生活満足度尺度K）および社会関係についての情報を得た。独居年数が明らかでなかった2人を除く対象者を独居年数が10年未満（短期）群（n=20）と10年以上（長期）群（n=29）の2群に分けて、グループごとに主観的健康感に関連する要因を社会関係の中から探り、その結果を2群間で比較した。単変量解析とカテゴリカル回帰分析を実施し、カテゴリカル回帰分析の従属変数は主観的健康感（よい〔1〕～よくない〔4〕）、説明変数は年齢、性、要介護度、社会関係指標とした。

結果 カテゴリカル回帰分析から、両群ともに有意な関連が認められた。独居年数10年未満群では「男性」「デイサービス・デイケアを利用」「近所づきあいに満足」「閉じこもり傾向なし」が、独居年数10年以上群では、「女性」「近所づきあいに満足」が主観的健康感を有意に高める傾向にあることを示した。また、両群ともに「年齢」「要介護度」と主観的健康感との間に有意な関連はなかった。主観的健康感に最も有意な関連性をもつのは「近所づきあいの満足度」であった。

結論 独居期間が短い要援護高齢者の心身の健康にとっては、「デイサービス・デイケアの利用」や「閉じこもり予防事業への参加」がより高い効果を発揮する可能性が示された。また、独居年数にかかわらず、独居要援護状態の高齢者の主観的健康感には、離れて住む子どもや友人よりもむしろ「近隣住民との関係性」のほうが強い影響を及ぼすことが明らかになった。これらのことから、デイサービス・デイケアや閉じこもり予防事業などの地域福祉サービスを独居開始の早い時点つまり「適切な時期」に利用につなげる援助と、本人自身が近隣住民と満足できる関係性を築くことへの援助の両方が、要援護高齢者にとって高い健康感をもちながらひとり暮らしを続けるためには特に重要であると考えられた。

キーワード 独居要援護高齢者、主観的健康感、社会関係、独居年数、近所づきあいの満足度

*1 島根大学法文学部社会文化学科福祉社会教室助教授

*2 吉備国際大学社会福祉学部福祉ボランティア学科助教授（現関西福祉大学社会福祉学部助教授）

I 緒 言

高齢化が進展する中、わが国のひとり暮らし高齢者世帯数は増加を続け、平成16年において平成10年の1.37倍、約373万世帯となった。65歳以上の者のいる世帯1786万4千世帯の約21%をひとり暮らしが占め、さらに約29%を夫婦のみの世帯が占めていることも考え合わせると¹⁾、地域のひとり暮らし高齢者が今後も増大することは明らかで、独居高齢者の心身の健康維持や生活の支援はますます重要な保健・福祉の課題となる。

これまで、高齢者の心身の健康を表す指標のひとつとして主観的健康感の有用性が検討され²⁾、客観的データと同様に、その後の健康状態³⁾や平均余命⁴⁾⁵⁾に影響を及ぼす可能性が示唆されている。主観的健康感に関連する要因の分析も多くの研究で行われており、水上は⁶⁾客観的な健康状態（通院日数、病気の既往歴、体の痛み、夜間排尿回数、慢性疾患の有無）のほか心理的な要因（モラル、生きがい、日常生活活力）、社会的要因（身体活動性、社会活動性・社会参加、ADL、仕事の有無）さらには性格特性も主観的健康感に関連する要因として指摘されていることを先行研究からまとめ、「主観的健康感という指標は、個人の性格のような心理的要因やまた配偶者の健康評価のような間接的な要因までも包含する指標であり、QOLを高く維持する上で重要な指標である」と述べている。

しかしながら、独居高齢者に目を向けると、彼らの主観的健康感に関する詳細な研究は少なく⁷⁾、さらに、独居で介護保険による訪問介護サービスを受給している高齢者について検討したものは見当たらない。彼らの主観的健康感に影響を与える要因を明らかにすることは、在宅介護サービスなどを利用しながら今後もひとり暮らしを続ける多くの高齢者の健康維持対策⁸⁾を考える上で大変重要である。

著者ら⁹⁾は、介護保険による訪問介護サービスを利用する独居要援護高齢者（要支援・要介

護1・2）の「閉じこもり」の傾向に、彼ら特有の属性である「独居期間の長さ（年数）」が強く影響していることを示して、彼らの社会関係に介入する支援には独居年数を考慮する必要性を示唆した。

そこで、本研究は独居の訪問介護サービス利用高齢者の主観的健康感に影響を与える社会関係（ソーシャルサポート・ソーシャルネットワーク）¹⁰⁾要因を明らかにし、それが独居年数によって異なるのかを検証することを目的とした。異なるとすれば、保健・福祉専門家がに行いうる彼らの社会関係への支援は独居年数を考慮することでより有効な実践方法をとることが可能になると考えた。

II 対象と方法

（1）調査対象

調査対象者は著者らの前報⁹⁾と同じく、中国地方のA県B市内4カ所のホームヘルプステーション（訪問介護事業所）で介護保険の訪問介護サービスを利用している在宅ひとり暮らし高齢者のうち、面接調査への回答が能力的に可能でありかつ事前の趣旨説明で調査協力の承諾が得られた51人（男性15人、女性36人）である。平成14年8～9月の間に、対象者の自宅を調査員が訪問介護員に同行訪問して、調査票を用いた個別の面接聞き取り調査を行った。

調査票は対象者に負担がかからない程度の質問量と、ネガティブな印象を与えない問いかけの内容にするよう協力機関からの強い要請があった。また、面接開始時には調査員が対象者に対して、調査の趣旨、個人情報保護および回答拒否の権利の説明を行っている。

（2）調査項目

身体状況の把握には、要介護度を用いることとし、デイサービス・デイケアの利用状況と併せて、対象者の承諾のもと、協力機関から情報を得た。

面接調査から、年齢、婚姻歴、子どもの有無、独居年数などの属性、日ごろの楽しみの有無、

親しい友達の数、近所づきあいの満足度、何でもすぐに相談できる相手の有無、主観的健康感、QOL（「生活満足度尺度K¹¹⁾ (Life Satisfaction Index K (LSIK), 9点満点)」を用いた)について情報を得た。

(3) 本研究で扱う「社会関係」の内容

「社会関係」は、その構造的側面の指標であるソーシャルネットワークと機能的側面の指標であるソーシャルサポートによって構成され¹²⁾、さらにソーシャルサポートには情緒的サポートと手段的サポートが存在するといわれる¹³⁾。本研究の対象者の場合は、介護保険サービスを利用する中で介護支援専門員や訪問介護員とのつながりを既に有しており、彼らは手段的サポートのかなりの部分をこれらサービス提供者から受け取っていると判断した。よって本研究では、手段的サポートは分析から除外し、「社会関係」として主に情緒的サポートとソーシャルネットワークの中から主観的健康感に関連する要因を分析することとした。

さらに、本研究ではできる限り保健・福祉専門家が実際に介入可能な「社会関係」の中から要因を探り、実践に応用可能な結果を導きたいと考えた。そこで、具体的には「デイサービス・デイケアの利用の有無」「子どもの有無」「日ごろの楽しみの有無」「親しい友達の数」「何でもすぐに相談できる相手の有無」「近所づきあいの満足度」「閉じこもりの傾向」についての情報を「社会関係」の指標とした。

(4) 「閉じこもりの傾向」の3レベルの定義

「閉じこもり」については、その定義が不統一なまま¹⁴⁾となっているので、「閉じこもりの傾向」の指標として、著者らが前報⁹⁾で用いた独自の定義をそのまま使用した。これは、「通院、デイサービス・デイケア、買い物以外の目的で1週間のうち1回以上の外出が日常的にあるか」という日常の「目的・外出の有無」と「調査直前1週間以内の実際の外出の有無」の回答をクロス集計し、週1回以上の目的・外出があるものを『非閉じこもり群』、日常の目

的・外出はないが調査直前1週間以内に外出があったものを『閉じこもり傾向あり群』、目的・外出もなく直前1週間以内の外出もなかったものを『閉じこもり群』と操作的に定義し、3つのレベルにグループ化したものである。

(5) 分析方法

対象者を独居年数が10年未満(短期)群と10年以上(長期)群の2群に分けて、グループごとに主観的健康感に関連する要因を上記の社会関係指標の中から探った。そしてその結果を2群間で比較した。

まず各属性や社会関係指標ごとに主観的健康感との関連を単変量解析した。統計的検定にはt検定、 χ^2 検定、一元配置分散分析、ノンパラメトリック検定(Mann-Whitney検定, Kruskal Wallis検定)を用いた。ノンパラメトリック検定における同順位の取り扱いが平均順位を用いた。

さらにこれらの社会関係の指標が主観的健康感とどのように総合的に関連しているのかを確認するためにカテゴリカル回帰分析(SPSS 11.5 for Windows)を行った。従属変数を主観的健康感(よい[1], まあまあよい[2], あまりよくない[3], よくない[4])とし、説明変数には年齢、性、要介護度、社会関係指標を投入した。統計的有意水準はすべて5%とした。

III 結 果

(1) B市とホームヘルプステーションの概要

対象者が居住するB市の調査当時の総人口は約44万人で、高齢者人口は7万3千人、高齢者率17%である(2002年4月現在、住民基本台帳人口)。2000年の国勢調査によれば¹⁵⁾、高齢者のいる世帯は46,801世帯で、その約18%にあたる8,410世帯が独居世帯である。要介護認定者数(要支援も含む)は約1万3千人である。調査協力を得たホームヘルプステーション(4カ所)の調査時点での月間利用者数は658人、正確には把握されていないものの、そのうち約

表1 独居年数群別主観的健康感の分布

(単位 人, () 内%)

主観的健康感 [カテゴリー番号]	総 数	独居年数	
		10年未満	10年以上
総 数	49(100)	20(100)	29(100)
よい [1]	8(16)	1(5)	7(24)
まあまあよい [2]	14(29)	6(30)	8(28)
あまりよくない [3]	20(41)	9(45)	11(38)
よくない [4]	7(14)	4(20)	3(10)

400人が独居と推定される。

(2) 調査対象者の属性

対象者51人のうち、2人については独居年数が明らかでなかったので除外し、残りの49人(男性15人, 女性34人)を分析の対象とした。平均年齢は77.2±9.4歳で, 最少年齢56歳, 最高年齢92歳であった。なお, 65歳未満が3人含まれたが, 除外せず分析対象に含めた。

対象者の身体状況は要介護度でみると要支援15人, 要介護1が25人, 要介護2が9人であった。

(3) 対象者の独居年数と2つの独居年数群

平均独居年数は18.3±16.6年で, 分布は1年未満から最長60年まで, 中央値は13年, 最頻値は3年(6人)であった。

独居年数10年未満(短期)群には20人(男性5人, 女性15人), 10年以上(長期)群には29人(男性10人, 女性19人)が含まれ, 各群の平均年齢は77.2±10.1歳と77.2±9.0歳, 平均独居年数は3.4±2.4年と28.7±14.0年であった。両群間で, 男女構成, 年齢に有意差はない。

(4) 独居年数群と主観的健康感

表1に, 独居年数群別の主観的健康感の分布を表し, χ^2 検定をした。また, 両群の主観的健康感の平均値は10年未満群で2.80 (n=20), 10年以上群で2.34 (n=29) (t検定実施), 平均ランクは10年未満群28.7, 10年以上群22.6であった(Mann-Whitney 検定実施)。いずれの検定でも独居年数群間に主観的健康感の有意な差は認められなかった。また, 独居年数と主観

表2 独居年数群別にみた対象者の属性および社会関係指標と主観的健康感¹⁾の関連

	主観的健康感(平均値/平均ランク(n))	
	独居年数10年未満 (N=20)	独居年数10年以上 (N=29)
性		
男性 [1]	2.80/10.5(5)	2.40/15.2(10)
女性 [2]	2.80/10.5(15)	2.32/14.9(19)
要介護度		
要支援 [1]	2.67/ 9.8(9)	2.50/16.5(6)
要介護1 [2]	2.57/ 8.8(7)	2.50/16.2(18)
要介護2 [3]	3.50/15.0(4)	1.60/ 8.9(5)
デイサービス利用の有無		
なし [1]	2.88/11.1(17)	2.28/14.3(18)
あり [2]	2.33/ 7.0(3)	2.45/16.1(11)
子どもの有無		
なし [1]	2.80/10.3(5)	2.36/15.3(11)
あり [2]	2.80/10.6(15)	2.33/14.8(18)
日ごろの楽しみの有無		
あり [1]	2.90/11.5(10)	2.27/14.4(22)
なし [2]	2.70/ 9.6(10)	2.57/16.8(7)
親しい友達の数		
たくさんいる [1]	2.88/11.3(8)	2.38/15.6(8)
何人かはいる [2]	2.63/ 9.1(8)	2.20/13.8(10)
1人いる [3]	3.00/12.0(1)	2.75/18.0(4)
いない [4]	3.00/11.7(3)	2.29/14.4(7)
すぐに相談できる相手の有無		
あり [1]	2.71/ 9.9(17)	2.29/14.6(24)
なし [2]	3.33/14.2(3)	2.60/17.0(5)
近所づきあいの満足度		
大変満足 [1]	2.25/ 7.4(4)	2.33/15.0(12)*
満足 [2]	2.82/10.4(11)	1.83/10.8(12)
不満 [3]	3.25/13.6(4)	3.50/24.5(2)
大変不満 [4]	3.00/12.0(1)	3.67/25.7(3)
閉じこもりの傾向		
非閉じこもり群 [1]	2.70/10.1(10)	2.00/12.3(10)
閉じこもり傾向あり群 [2]	3.00/11.7(7)	2.75/18.3(8)
閉じこもり群 [3]	2.67/ 9.2(3)	2.36/15.1(11)

注 1) 主観的健康感(よい [1]; まあまあよい [2]; あまりよくない [3]; よくない [4])

2) *: Kruskal Wallis の順位と検定 $\chi^2(3)=11.2$, $P<0.05$

的健康感の相関係数にも有意性は認められなかった。

(5) 主観的健康感と生活満足度尺度Kの相関

生活満足度尺度Kの平均値は全体で3.7±1.9, 最小値0, 最大値8, 最頻値4であった。主観的健康感と生活満足度尺度Kの間には有意な高い相関が認められた(Pearson 相関係数=-0.514 ($p<0.001$); Spearman 順位相関係数=-0.498 ($p<0.001$))。独居年数10年未満群, 10年以上群それぞれでも, 主観的健康感と生活満足度尺度Kの間には有意な相関があった(10年未満群: 10年以上群; Pearson 相関係数=-0.480 ($p<0.05$): -0.489 ($p<0.01$))

；Speaman 順位相関係数 = -0.453 ($p < 0.05$)； -0.499 ($p < 0.01$)。

(6) 独居年数群別にみた対象者の属性および社会関係指標と主観的健康感の関連

独居年数10年未満群と10年以上群のそれぞれについて対象者の属性・社会関係指標と主観的健康感の関連を検討した(表2)。主観的健康感と統計的に有意な関連が認められたのは、独居年数10年以上群における「近所づきあいの満足度」であった(Kruskal Wallis の順位和検定 $\chi^2(3)=11.2$, $p < 0.05$)。

(7) カテゴリカル回帰分析

独居年数群別にカテゴリカル回帰分析を行った。独居年数10年未満群の回帰分析の重相関係数は0.919(決定係数0.844), $F(11,8) = 3.940$ ($p < 0.05$)であった。独居年数10年以上群の回帰分析の重相関係数は0.884(決定係数0.782), $F(12,16) = 4.783$ ($p < 0.01$)であった。得られた回帰式の有意性が両群において確認できた。

表3 カテゴリカル回帰分析結果(独居年数10年未満群)

独立変数	標準化係数		自由度	F	有意確率
	ベータ	標準誤差			
年齢 ¹⁾	-0.090	0.186	1	0.232	0.643
性別 ²⁾	0.635	0.218	1	8.446	0.020
要介護度 ³⁾	0.325	0.166	1	3.810	0.087
デイサービス利用の有無 ⁴⁾	-0.620	0.245	1	6.398	0.035
子どもの有無 ⁵⁾	-0.047	0.251	1	0.035	0.856
日ごろの楽しみの有無 ⁶⁾	0.015	0.300	1	0.002	0.962
親しい友達の数 ⁷⁾	0.381	0.306	1	1.554	0.248
すぐに相談できる相手の有無 ⁸⁾	0.092	0.156	1	0.345	0.573
近所づきあいの満足度 ⁹⁾	0.843	0.187	2	20.382	0.001
閉じこもりの傾向 ¹⁰⁾	0.610	0.221	1	7.610	0.025

- 注 1) 年齢(数値データ)
 2) 性別(名義尺度: 男性 [1]; 性 [2])
 3) 要介護度(順序: 要支援 [1]; 要介護 1 [2]; 要介護 2 [3])
 4) デイサービス利用の有無(順序: 利用なし [1]; 利用あり [2])
 5) 子どもの有無(順序: なし [1]; あり [2])
 6) 日ごろの楽しみの有無(順序: あり [1]; なし [2])
 7) 親しい友達の数(順序: たくさんいる [1]; 何人かはいる [2]; 1人いる [3]; いない [4])
 8) すぐに相談できる相手の有無(順序: あり [1]; なし [2])
 9) 近所づきあいの満足度(順序: 大変満足 [1]; 満足 [2]; 不満 [3]; 大変不満 [4])
 10) 閉じこもりの傾向(順序: 非閉じこもり群 [1]; 閉じこもり傾向あり群 [2]; 閉じこもり群 [3])
 11) 従属変数: 主観的健康感(順序: よい [1]; まあまあよい [2]; あまりよくない [3]; よくない [4])

表3に独居年数10年未満群, 表4に独居年数10年以上群のカテゴリカル回帰分析から求めた標準化係数(ベータ), F値などを示した。

独居年数10年未満群では「性別」($F(1) = 8.446$, $p < 0.05$), 「デイサービス・デイケア利用の有無」($F(1) = 6.398$, $p < 0.05$), 「近所づきあいの満足度」($F(1) = 20.382$, $p < 0.01$), 「閉じこもりの傾向」($F(1) = 7.610$, $p < 0.05$)と主観的健康感の有意な関連が認められた。「男性」「デイサービス・デイケアを利用」「近所づきあいに満足」「閉じこもり傾向なし」が主観的健康感により影響を及ぼしていることが示された。一方, 独居年数10年以上群では, 「性別」($F(1) = 6.182$, $p < 0.05$), 「近所づきあいの満足度」($F(1) = 34.556$, $p < 0.001$)と主観的健康感の有意な関連が認められた。「女性」「近所づきあいに満足」が主観的健康感により影響を及ぼすことが示された。また, 両群ともに「年齢」「要介護度」と主観的健康感との間に有意な関連はなかった。そして, 「近所づきあいの満足度」が主観的健康感に最も強く影響していることが両群に共通して明らかとなった。

IV 考 察

(1) 健康評価指標に主観的健康感を用いたことについて

主観的健康感の健康評価指標としての有用性について, アイラ¹⁶⁾は先行研究を総合的に整理した結果, 疾病に対する併存妥当性や生命予後

表4 カテゴリカル回帰分析結果(独居年数10年以上群)

独立変数	標準化係数		自由度	F	有意確率
	ベータ	標準誤差			
年齢 ¹⁾	0.278	0.190	1	2.124	0.164
性別 ²⁾	-0.483	0.194	1	6.182	0.024
要介護度 ³⁾	-0.198	0.129	1	2.358	0.144
デイサービス利用の有無 ⁴⁾	-0.033	0.137	1	0.058	0.814
子どもの有無 ⁵⁾	-0.254	0.148	1	2.956	0.105
日ごろの楽しみの有無 ⁶⁾	-0.090	0.181	1	0.248	0.625
親しい友達の数 ⁷⁾	-0.206	0.163	2	1.604	0.232
すぐに相談できる相手の有無 ⁸⁾	0.202	0.171	1	1.396	0.255
近所づきあいの満足度 ⁹⁾	0.861	0.146	2	34.556	0.000
閉じこもりの傾向 ¹⁰⁾	0.211	0.148	1	2.019	0.175

注 1)~11) 表3参照

に対する予測妥当性が高いこと、また主観的健康感、生活満足度、抑うつなど心理的・精神的指標との収束妥当性が高いことを示し、簡便な健康評価指標としての実用性の高さを指摘している。

本研究においても方法で記したとおり、調査票に関して、対象者に負担がかからない程度の質問量とネガティブな印象を与えない問いかけの内容にするよう協力機関から強い要請があった。よって主観的健康感のように有効でありかつ簡潔に質問可能な健康評価指標を用いることは、訪問面接調査を行う現場からも強く求められるものである。

また、対象者の主観的健康感と生活満足度尺度Kの間に有意な高い相関を確認できたことから、主観的健康感を健康評価指標として分析に用いることの妥当性はあると判断した。

(2) 先行研究にみる主観的健康感と社会関係要因の関連

高齢者の主観的健康感に関連する要因はこれまでも多くの研究が行われており¹⁷⁾、様々な結果が得られている。

「在宅要援護高齢者」の主観的健康感に影響を及ぼす因子を研究したものとしては、早坂らの報告¹⁸⁾があり、「社会参加活動への参加やその他の能動的な活動に、生きがいや、その重要性を感じる場合、主観的健康感が高い傾向にある」としている。

「独居」の要援護高齢者の主観的健康感について研究されたものは見当たらないが、ひとり暮らしで在宅療養している高齢者について、QOL（生活満足度尺度K（LSIK）を指標とする）に関連する要因を検討したものが富田ら¹⁹⁾によって唯一行われている。それによれば、パス解析の結果、ソーシャルサポートのLSIKへの総効果が明らかとなり、疾患を有することによるひとり暮らしの不安を軽減し、孤独感を和らげるために人とかかわりや定期的な看護援助の重要性が示唆されている。このように早坂ら、富田らの報告のいずれも在宅要援護および独居療養高齢者の主観的健康感やQOLには社

会関係が最も強く関連することを示唆するものであった。

(3) 独居年数群別にみた主観的健康感と社会関係要因の関連

前述の富田ら¹⁹⁾の研究においてLSIKと独居年数の間に有意な関連は認められていない。本研究においても、主観的健康感と独居年数の間には有意な関連は認められなかった。しかしながら、著者らが示したように独居年数が「閉じこもり」という社会関係指標に有意に関わることから⁹⁾、主観的健康感に関連する社会関係要因が独居年数の長短によって異なる可能性を予測できた。

カテゴリカル回帰分析の結果から、両群ともに対象者の年齢や要介護度は主観的健康感に有意な関連性を持たなかったが、独居年数の長短により、主観的健康感に影響する社会関係要因の共通部分と異なる部分を見いだすことができた。

独居年数が10年未満という短期の人々には、長期の人々では認められなかった「デイサービス・デイケアの利用」「閉じこもり傾向なし」が主観的健康感を向上させる因子として認められた。本研究の「閉じこもりの傾向」の定義から、「何らかの理由」で外出をしている人のほうが主観的健康は高い傾向にあることを示すものである。このことは独居期間が短い要援護高齢者の心身の健康に対しては、「デイサービス・デイケアの利用」や「閉じこもり予防事業への参加」²⁰⁾²¹⁾がより高い効果を発揮する可能性を示唆している。

逆に独居期間が長期に及ぶと、外的環境に対応する意欲や力が低下していくためであるのか、1人であることに慣れてしまうためであるのか、デイサービス・デイケアの利用や外出といったより広い社会環境との交流は、主観的健康感に影響を及ぼしにくくなることを示しているのではないかと考えられる。独居を始めた早い時期からデイサービス・デイケアや閉じこもり予防事業に参加し続けている人たちが、その後の独居期間が長期に及んだときに主観的健康感をど

の程度維持しているのかを前向き調査により検討することで、これらのサービス・事業の効果をより詳細に判定することができるだろう。

独居年数の2群に共通して主観的健康感と有意な関連が認められなかったのは、「年齢」「要介護度」「子どもの有無」「日ごろの楽しみの有無」「親しい友達の数」「何でもすぐに相談できる相手の有無」であった。年齢や要支援・要介護1・2程度の身体状況は主観的健康感に関連をもたないことが示唆された。逆に両群ともに最も高い有意な関連が認められたのが「近所づきあいの満足度」であった。1人で暮らす要介護状態の高齢者にとっては、離れている子どもや友人より「ご近所との付き合い」のほうがはるかに主観的健康感に影響を及ぼしていることが明らかになった。

独居年数の2群間で逆の結果を得たのが性別である。独居年数が短い間は男性のほうが主観的健康感がよく、長期に及ぶと女性のほうがよくなる傾向を示した。独居や要介護状態に対する男女の対応能力の差を表すと考えられるが、その詳細は別の機会に検証したい。

(4) 「近所づきあいの満足度」の重要性が地域福祉の推進に提言すること

本研究では、早坂ら¹⁸⁾、富田ら¹⁹⁾の報告と同様、独居要介護高齢者の主観的健康感に社会関係が強い影響を及ぼすことを示唆する結果となったが、さらに社会関係の中でも「近所づきあい」の重要性を明らかにすることができた。

本研究の面接聞き取り調査では「近所づきあいの満足度」をたずねているので、「近所づきあい」が密であるのか希薄であるのかなどの詳細は把握していない。どのような付き合い方に満足感をもつのかは、本人の性格や状況によるところも大きいであろう。しかしながら、この結果は独居高齢者自身の個性を尊重して、本人が満足できる近所づきあいを形成することに援助の手を差し伸べることが極めて重要であることを示しているといえる。

以上のことから、訪問介護サービスを定期的に利用している場合でも、独居要介護高齢者に

としては近隣住民との関係性が非常に大切であることが明らかになった。デイサービス・デイケア、閉じこもり予防事業などの地域福祉サービスを独居開始の早い時点で利用に結びつける援助とともに近隣住民と満足できる関係性を築くことへの支援、その両方を保健福祉専門家が担うことの重要性を示すものであると考えられる。近年地域福祉が盛んに叫ばれるようになったが、真の地域福祉は社会資源の創造だけでなく「その適切な提供」と、「地域住民の福祉的結びつきの形成」という車の両輪があって初めて進展していくことを物語っているといえよう。

謝辞

訪問調査にあたり、調査員を温かく自宅に迎えていただき、ご回答を賜りました対象者の皆様と調査にご協力いただいたホームヘルプステーションの皆様に、心より御礼申し上げます。また、本研究は吉備国際大学保健福祉研究所の平成14年度研究の一部であり、同大学より助成を受けましたことを感謝申し上げます。

文 献

- 1) 厚生統計協会編. 国民の福祉の動向. 厚生指標 2005; 52(12): 11-2.
- 2) 神田昇, 尾島俊之, 柳川洋. 自覚的健康感の健康指標としての有効性: 「健康日本21」に向けて. 厚生指標 2000; 47(5): 33-7.
- 3) 杉澤秀博, 杉澤あつ子. 健康度自己評価に関する研究の展開: 米国での研究を中心に. 日本公衛誌 1995; 42(6): 366-78.
- 4) 芳賀博, 柴田博, 上野満雄, 他. 地域老人における健康度自己評価から見た生命予後. 日本公衛誌 1991; 38: 783-9.
- 5) 岡戸順一, アイビン, 巴山玉蓮, 他. 主観的健康感が高齢者の生命予後に及ぼす影響. 日本健康教育学会誌 2003; 11(1): 31-8.
- 6) 水上喜美子. 高齢者の主観的健康感と老いの自覚との関連性に関する検討. 老年社会科学 2005; 27(1): 5-16.
- 7) 山下一也, 小林祥泰, 恒松徳五郎. 老年期独居生活の抑うつ症状と主観的健康感について. 日本老

- 年医学会誌 1992 ; 29 : 189-94.
- 8) 鈴木修治, 畑山明美, 横田節子, 他. 仙台市宮城野区内T地区における独居高齢者の健康と生活実態に関する調査. 厚生指標 2004 ; 51(13) : 33-7.
- 9) 中尾寛子, 平松正臣. 在宅ひとり暮らし要支援・要介護高齢者の閉じこもりの傾向と独居年数との関連. 吉備国際大学保健福祉研究所研究紀要 2003 ; 4 : 15-25.
- 10) 三笥雄, 岸玲子, 江口照子, 他. ソーシャルサポート・ネットワークと在宅高齢者の検診受診行動の関連性. 日本公衛誌 2006 ; 53(2) : 92-104.
- 11) 古谷野亘. QOLなどを測定するための測度. 老年精神医学雑誌 1996 ; 7(4) : 431-41.
- 12) 吉井清子, 近藤克則, 久世淳子, 他. 在宅高齢者の社会関係の特徴とその後2年間の要介護状態発生との関連性. 日本公衛誌 2005 ; 52(6) : 456-67.
- 13) 松本清子, 東條光雄. 一人暮らし高齢者へのソーシャルサポートと精神的健康の関連性. 日本保健福祉学会誌 2001 ; 7(2) : 81-9.
- 14) 藺牟田洋美, 安村誠司, 阿部博美. 「閉じこもり」高齢者の実態. 保健婦雑誌 2000 ; 56(1) : 17-21.
- 15) 総務省. 平成12年国勢調査 2000.
- 16) アイビン, 星旦二. 高齢者における主観的健康感の有用性に関する研究: 日本と中国における研究を中心に. 日本公衛誌 2005 ; 52(10) : 841-52.
- 17) 中村好一, 金子勇, 河村優子, 他. 在宅高齢者の主観的健康感と関連する因子. 日本公衛誌 2002 ; 49(5) : 409-15.
- 18) 早坂信哉, 多治見守泰, 大木いずみ, 他. 在宅要介護高齢者の主観的健康感に影響を及ぼす因子. 厚生指標 2002 ; 49(15) : 22-7.
- 19) 富田真佐子, 高崎絹子, 萬田良子, 他. 在宅で療養している一人暮らし高齢者のQOLに関連する要因. 高齢者のケアと行動科学 2001 ; 8(1) : 50-61.
- 20) 藤田真実, 伊藤美樹子, 三上洋, 他. 閉じこもりがちな高齢者を支える住民の力量形成の過程における大学研究者の役割: 現場保健婦との実践研究を通して. 日本地域看護学会誌 2000 ; 2(1) : 69-75.
- 21) 佐藤牧人, 丸川さと子, 石川洋子. 閉じこもり高齢者への保健福祉活動の実際. 保健の科学 1999 ; 41(11) : 819-23.