

介護充実感尺度の開発

— 家族介護者における介護体験への肯定的認知評価の測定 —

ニシムラ マサノリ ス ダ ユ ウ コ ルース キャンベル
 西村 昌記*1 須田 木綿子*2 Ruth Campbell*3
 イズモ ユウジ ニシダ マ ス ミ タカハシ リュウ タ ロウ
 出雲 祐二*4 西田 真寿美*5 高橋 龍太郎*6

目的 高齢者を介護する家族介護者の介護体験への肯定的認知評価を測定するための尺度として「介護充実感尺度」(Caregiving Gratification Scale)を開発し、その構成概念妥当性(因子的妥当性)、交差妥当性(因子不変性)および信頼性の検証を行った。

方法 東京都葛飾区および秋田県大館市・田代町に在住の65歳以上の要介護認定者(施設サービス利用者を除く)を介護する家族(主介護者)を対象に訪問面接調査を行い、それぞれ655人、381人から回答を得た(回収率は各62.0%, 73.3%)。尺度の妥当性の検討には構成方程式モデリングを用いた。まず、地域別に因子的妥当性を検討した。次に、両地域の同時分析を行い、地域間における因子構造の異同、すなわち交差妥当性の検討を行った。尺度の信頼性の検討には、信頼性係数 α および多因子構造を前提とした信頼性係数 ω を算出した。

結果 地域別の分析の結果から、「介護役割における自己達成感(達成感)」と「被介護者との通じ合い(一体感)」の2因子各4項目からなるモデルの適合度が受容水準を十分に満たしていることが明らかになった。両地域の同時分析の結果から、因子負荷量、因子の分散共分散、誤差分散を等値制約した2因子モデルが採択され、両サンプルの共分散構造の相等性が確認された。信頼性係数 α および ω は、いずれも十分な値を示した。

結論 本研究で開発された「介護充実感尺度」は、構成概念妥当性、交差妥当性および信頼性を有する尺度であることが示された。

キーワード 家族介護者、介護充実感、構成概念妥当性、交差妥当性、信頼性

I はじめに

人口の急速な高齢化に伴い、高齢者の介護が広く社会的な問題として認識されるとともに、人生経験における「介護の意味」が改めて問われている。介護研究(caregiving studies)の領域においては、家族介護者の「負担(burden)」の背景要因やその転帰に関する研究蓄積が進み、様々な分析モデルが試みられてきた^{1)~4)}。そして、介護の多面的で長期的な特質に光が当てられるようになると、負担感に代表されるような

介護の否定的側面(negative aspects)のみならず、肯定的側面(positive aspects)、とりわけその認知評価(cognitive appraisal)への注目が始まった^{5)~10)}。介護体験への肯定的認知評価の測定において最も頻繁に使用されている概念は「満足感(satisfaction)」であり、Lawtonら⁷⁾によって開発された尺度を中心に、多くの研究で用いられてきた^{11)~15)}。さらに、「精神的高揚(uptift)」「充足感(gratification)」「喜び(enjoyment)」「利得(gain)」「報酬(reward)」など、その構成概念は多様性を帯びている。

*1 ダイヤ高齢社会研究財団研究企画部門主任研究員(現東海大学健康科学部社会福祉学科助教授)

*2 東洋大学社会学部社会福祉学科教授 *3 ミシガン大学老人医療センター社会福祉・地域ケア部門副部長

*4 秋田桂城短期大学人間福祉学科教授 *5 岡山大学医学部保健学科教授

*6 東京都老人総合研究所介護・生活基盤研究グループ参事研究員

Cohenら⁵⁾は、先行研究から介護の肯定的認知評価の4側面—①介護に関する統制感(sense of mastery), ②被介護者とのかかわりがもたらす喜び(enjoyment), ③結果(例えば、在宅介護の維持)に対する充足感(gratification), ④介護役割を担うことの満足感(satisfaction)—を析出した。また、Kramer¹⁶⁾によれば、介護体験の肯定的認知評価とは、介護者になることの、あるいは介護をすることの直接的な結果として得られた生活の質や豊かさの向上に対する認識(の程度)と定義されている。このような認識を理解することは、家族介護者の適応や心理的安寧、そのための政策や専門家による支援の効果、さらには高齢者に提供される介護の質を高める点からも重要性をもつと考えられる。しかしながら、これまでの研究の方法論上の問題として、対象集団の規模や偏り、測定尺度の信頼性や妥当性の面での不十分さが指摘されている¹⁶⁾¹⁷⁾。

近年、日本でも介護体験への肯定的認知評価に関する研究が散見されるようになったが^{18)–22)}、同様の問題点を指摘することができる。とりわけ分析対象が母集団を代表しているかという点が重要性をもつが、実際のところ個々の研究者が適切な抽出台帳を得ることは極めて困難である。そのため多くの研究では、分析対象が訪問看護サービスやデイサービスといった特定のサービス利用者の介護者にとどまっている。このような対象集団の偏りは、分析結果に大きな影響を及ぼす可能性がある。そこで、家族介護者の介護体験への肯定的認知評価を測定

するための尺度(介護充実感尺度; Caregiving Gratification Scale)を独自に作成し、その構成概念妥当性(因子的妥当性)、交差妥当性(因子不変性)および信頼性の検証を行うことを目的として本研究を実施した。

II 方法

(1) 対象

本研究の対象母集団は、東京都葛飾区および秋田県大館市・田代町に在住の65歳以上の要介護認定者(施設サービス利用者を除く)を介護する家族である。対象者は65歳以上の要介護認定者(葛飾区6,824人、大館市・田代町2,009人)の主介護者のうち、自治体を通じて協力受諾を得ることのできた全数(葛飾区1,057人、大館市・田代町520人)とした。調査は、2003年5月に専門調査員による訪問面接法によって実施し、有効回答者数は葛飾区655人、大館市・田代町381人であった(回収率は各62.0%, 73.3%)。

両地域における対象者抽出時点での高齢化率は、葛飾区が18.0%、大館市・田代町が26.9%と、大きな差が認められた。他方、65歳以上人口に占める要介護認定者の比率や要介護度別の分布はほぼ同様であった。

(2) 介護充実感尺度の作成

介護体験への肯定的認知評価を測定するための尺度(介護充実感尺度)を開発するにあたって、Picotら⁹⁾のPicot Caregiver Rewards Scaleを参考とした。Picotらは介護の肯定的認知評価を「内的報酬(internal reward)」と「外的報酬(external reward)」の2領域からなると仮定している。本研究では、家族介護者110人へのプリテストと介護専門職へのヒアリングの結果をもとに、内的報酬と外的報酬を、介護役割における自己達成感(達成感)と被介護者との通じ合い(一体感)と再定義した上で、各4項目の尺度を作成した(表1)。回答は各項目も「大いにそう思う」(3点)、「まあそう思う」(2点)、「少しそう思う」(1点)、「そう思わない」(0点)の4段階とした。なお、Picotらの定義

表1 介護充実感尺度を構成する項目

介護役割における自己達成感(達成感)
V ₁ : 介護について、我ながらよくやっている
V ₂ : 病気や障害のある人に対して、理解や思いやりをもてるようになった
V ₃ : 自分もなくてはならない存在だと思うようになった
V ₄ : 自分が介護をすることで、○○さんは施設に入らずに済む
被介護者との通じ合い(一体感)
V ₅ : ○○さんからの「ありがとう」の一言が支えになる
V ₆ : ○○さんを介護することは、今までよくしてもらったことへの恩返しにつながる
V ₇ : ○○さんが笑顔を見せてくれたり、気にかけてくれることは支えになる
V ₈ : 介護を始めてから、○○さんと気持ちがより通じ合うようになった

との相違点は、外的報酬の源泉となる他者を被介護者に限定した点にある。「達成感」と「一体感」という2つの構成概念は、これまで日本で行われてきた一連の研究^{18)~22)}で示された介護体験への肯定的認知評価の構成要素の最大公約数といえる。

(3) 分析方法

尺度の妥当性の検討には構造方程式モデリングを用いた。まず、地域別に先の2因子モデルの因子的妥当性を検討した。モデルの妥当性の判定には適合度指標であるGFI (Goodness-of-Fit Index), AGFI (Adjusted GFI), CFI (Comparative Fit Index), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), AIC (赤池情報量基準)を用いた。なお、Picotらの研究⁹⁾では、1因子モデルと2因子モデルの適合度が同一であったことから、本研究でも対抗モデルとして1因子モデルを分析に加えた(図1)。

次に、両地域の同時分析を行い、地域間における因子構造の異同、すなわち交差妥当性の検討を行った。同時分析の手順は、パラメータに

全く等値制約を加えないモデル(M₁)に順次等値制約を加えていき(M₂~M₄)、モデル間の χ^2 値の差によって適合度の検定を行った。比較したモデルは、両サンプルの因子負荷量が等しいことを仮定したモデル(M₂)、因子負荷量に加えて因子の分散共分散も等しいことを仮定したモデル(M₃)、さらに誤差分散が等しいこと、すなわち両サンプル間の共分散構造が全く等しいことを仮定したモデル(M₄)である。

尺度の信頼性の検討には、信頼性係数 α および多因子構造を前提とした信頼性係数 ω を算出した。解析ソフトにはSPSS12.0J, AMOS5, EQS6.1を併用した。

III 結 果

(1) 分析対象者の属性

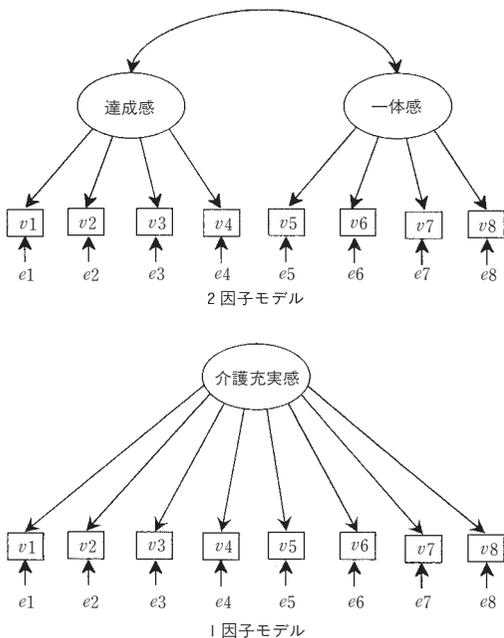
分析対象者の属性は表2に示すとおりであった。両地域とも女性の割合が高く、大館市・田代町でその傾向は顕著であった(葛飾区68.7%、大館市・田代町80.1%)。平均年齢は60歳を超え(葛飾区63.8歳、大館市・田代町63.2歳)、ほぼ半数が65歳以上であった。両地域とも有配偶で

表2 分析対象者の属性

(単位 %)

	葛飾区	大館市・田代町
性別		
男性	31.3	19.9
女性	68.7	80.1
年齢		
年齢幅	21~90(歳)	20~89(歳)
平均±標準偏差	63.8±11.9(歳)	63.2±11.3(歳)
婚姻状況		
既婚	83.4	86.1
離死別・別居	7.2	8.5
未婚	9.4	5.3
被介護者との同居		
同居	90.1	94.2
別居	9.9	5.8
被介護者との続柄		
妻	27.8	30.7
夫	18.2	8.4
娘	23.5	14.7
息子	12.1	11.0
息子の配偶者	15.0	30.7
その他	3.5	4.5
被介護者の要介護度		
要支援	8.8	9.0
要介護1	24.4	26.1
要介護2	22.6	22.8
要介護3	17.5	17.3
要介護4	11.9	12.0
要介護5	14.8	12.8

図1 分析モデル



被介護者と同居している者が多数を占めたが、被介護者との続柄においては大きな差が認められた。すなわち、葛飾区では妻、娘に次いで夫の介護者が多かったのに対し、大館市・田代町では妻および息子の配偶者（嫁）が中心的な担い手であった。被介護者の要介護度には有意な地域差は認められなかった。

(2) 2因子モデルの妥当性の検討－地域別分析の結果

地域別の分析結果は表3のとおりであった。2因子モデルの適合度は、葛飾サンプルでGFIが0.971, AGFIが0.945, CFIが0.954, RMSEAが0.070であり、いずれもモデルの受容基準を満たしていた。同様に、大館・田代サンプルでも各指標とも受容基準を満たしていた (GFI = 0.954, AGFI = 0.912, CFI = 0.945, RMSEA = 0.084)。一方、1因子モデルの適合度は低く、葛飾サンプルでも大館・田代サンプルでも、GFI

表3 地域別分析の結果 (標準化係数, 因子間相関, 適合度指標)

	葛飾区		大館市・田代町	
	2因子モデル	1因子モデル	2因子モデル	1因子モデル
達成感因子				
V ₁	0.580	0.365	0.599	0.482
V ₂	0.650	0.486	0.744	0.637
V ₃	0.603	0.463	0.666	0.605
V ₄	0.492	0.437	0.530	0.502
一体感因子				
V ₅	0.777	0.735	0.736	0.693
V ₆	0.643	0.608	0.641	0.604
V ₇	0.717	0.723	0.772	0.755
V ₈	0.670	0.666	0.669	0.651
因子間相関	0.611	—	0.741	—
適合度指標				
GFI	0.971	0.906	0.954	0.905
AGFI	0.945	0.830	0.912	0.829
CFI	0.954	0.844	0.945	0.872
RMSEA	0.070	0.125	0.084	0.126
AIC	111.2	248.0	102.2	167.2

表4 同時分析の結果 (モデル比較および適合度指標)

モデル	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	p	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC
M ₁	145.35	38			0.965	0.933	0.950	0.053	213.4
M ₂	151.72	44	6.37	0.383	0.963	0.939	0.950	0.050	207.7
M ₃	159.40	47	7.68	0.053	0.961	0.940	0.948	0.049	209.0
M ₄	168.02	55	8.62	0.375	0.960	0.947	0.947	0.046	202.0

の値 (葛飾で0.906, 大館・田代で0.905) を除き、いずれも受容基準を満たしていなかった。2因子モデルと1因子モデルのAIC値の比較においても、両サンプルとも2因子モデルの当てはまりのよさが示された。また、2因子モデルの因子負荷量はいずれも0.4を超え、十分な大きさの正の値を示した。

(3) 因子不変性の検討－両地域の同時分析の結果

2因子モデルを用いて両地域の同時分析を行った結果は表4のとおりであった。はじめのモデル (M₁) は両サンプル間に全く等値制約を加えずにパラメータを推定したもので、モデルの適合度は地域別の分析同様、十分な適合度が示された。次いで、このモデル (M₁) と両サンプルの因子負荷量が等しいことを仮定したモデル (M₂) を比較したところ、 χ^2 値には有意な差が認められなかった (χ^2 値の変化=6.37, 自由度=6)。このことは、両サンプルにおける因子負荷の相等性が確認されたことを意味している。また、第2のモデル (M₂) と第3のモデル (M₃) の比較でも χ^2 値に有意な差が認められず (χ^2 値の変化=7.68, 自由度=3)、両サンプルにおける因子の分散共分散の相等性が確認された。さらに、第3のモデル (M₃) と第4のモデル (M₄) の比較では両サンプルにおける誤差分散の相等性が明らかになり (χ^2 値の変化=8.62, 自由度=8)、最終的に両サンプルの共分散構造を全く等しいとみなしてもよいことが確認された。最も厳しい制約を課したM₄の適合度は他のモデルと比較して遜色がなく、AICの値も最小であった。以上の結果から、2因子モデルの因子不変性が確認された。

M₄の推定値 (標準化係数) は図2のとおりであった。因子負荷量はいずれも大きな正の値を示しており、2つの因子である「達成感」と「一体感」の相関係数は0.661であった。

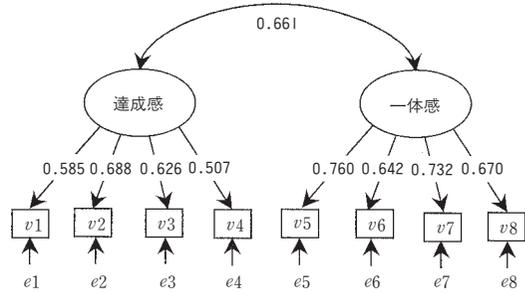
(4) 平均得点と信頼性の検討

8項目を単純加算した介護充実感は0～24点の範囲を取り、平均得点は、葛飾15.9(標準偏差5.2)、大館・田代16.4(同5.4)で、有意な地域差は認められなかった。下位尺度である達成感と一体感もそれぞれ8.6(同2.7)と8.6(同2.9)、7.4(同3.4)と7.7(同3.2)で、有意な地域差は認められなかった。内部一貫性の指標である信頼性係数 α は、葛飾で充実感0.788、達成感0.672、一体感0.790、大館・田代で充実感0.828、達成感0.725、一体感0.796と、ほぼ要件を満たしていた。多因子構造を前提とした信頼性係数 ω は、葛飾で0.819、大館・田代で0.849と十分な値を示した。

IV 考 察

構造方程式モデリングを用いた地域別の分析では、両地域とも2因子モデルが構成概念妥当性を有することが確認された。両地域の同時分析では、2因子モデルが交差妥当性を有することが確認された。また、尺度の平均得点から、両地域とも介護体験に対して高い肯定的認知評価を有する家族介護者が多いことが推察された。

介護充実感尺度は、「介護役割における自己達成感」と「被介護者との通じ合い」の2因子各4項目からなる簡便な尺度であるが、Cohenら⁵⁾が析出した介護の肯定的認知評価の4側面すべてを含んでいると考えられる。また、これまでの研究では対象集団の規模や偏りが問題点として指摘されているが、本研究では都市部(東京都葛飾区)と農村部(秋田県大館市・田代町)の2地域において、要介護認定者名簿を用いて対象を選定している。倫理的配慮から事前に協力受諾書が得られた対象のみ調査を実施したため、母集団に対する代表性は厳密には保証されていない。しかしながら、要介護認定者名簿は地域で生活する要介護高齢者の多くをカバーし、多様なサービス利用者のみならず、介護保険制度が提供するサービスを受けていない要介護高齢者をも包含している。また、都市部と農村部という社会環境の差違だけでなく、主介

図2 同時分析の結果 (M_4 の標準化係数)

護者の構成(主として続柄)の大きく異なる2地域を選定したことにより、結果の一般化に関する利点を有していると考えられる。

Cohenら⁵⁾は、介護の肯定的認知評価に関する尺度の有用性を検証するために、縦断的デザインを用いて、在宅介護の継続・終了(施設入所)の決定への影響を分析している。その結果、介護の肯定的認知評価は、在宅介護の継続意志との有意な関連が認められたが、実際の施設入所には直接の影響を及ぼしていないことが明らかになった。一方、Pruchnoら¹⁰⁾の縦断研究によれば、介護の肯定的認知評価と介護者の施設入所希望には有意な関連が認められるとともに、介護者の施設入所希望は実際の施設入所に対する最大の予測因子であった。日本でも介護の肯定的認知評価と在宅介護の継続意志との関連を示唆する報告¹⁹⁾²²⁾があるが、実際の施設入所との関連は検討されていない。本研究はパネル・デザインによる縦断調査の第1回目であるため、介護の肯定的認知評価と在宅介護の継続・終了(施設入所)との関連を検討することを今後の課題として設定することができる。

多くの高齢者は、たとえ介護が必要になっても地域での生活の継続を望み、施設入所を最後の手段と考えていることは、洋の東西を問わず広く認められている。また、介護者にとっても被介護者の施設入所を決断することは困難を伴うことが予想される。在宅介護の継続・終了(施設入所)の決定には、被介護者の障害の程度や種類、介護者の健康状態、周囲のサポート、外部サービスとの連携など、様々な要因を想定することができるが、介護者・被介護者双方にと

って望ましい結果を得るためには、介護の否定的側面と肯定的側面をともに考慮することが必要である。本研究で開発された「介護充実感尺度」は、そのような介護の長期的プロセスを探究する上で、有用性をもつ測定尺度であると考えられる。

本研究は、平成14～16年度文部科学省科学研究費補助金「介護体験の構造：在宅介護支援効果の最大化に関わる要因の探求」(研究代表者：高橋龍太郎)、同14～15年度厚生労働科学研究費補助金「要支援・要介護高齢者の在宅生活の限界点と家族の役割」(研究代表者：須田木綿子)、ユニバーサル財団の助成を受け、日米介護保険研究プロジェクトの一環として行われた。

文 献

- 1) Aneshensel CS, Pearlin LI, Mullan JT, et al. Profiles in caregiving: The unexpected career. San Diego: Academic Press, 1995.
- 2) Lawton MP, Moss M, Kleban MH, et al. A two-factor model of caregiving appraisal and psychological well-being. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences* 1991; 46: 181-9.
- 3) Pearlin LI, Mullan JT, Semple SJ, et al. Caregiving and the stress process: Overview of concepts and their measures. *The Gerontologist* 1990; 30: 583-94.
- 4) Zarit SH: Interventions with frail elders and their families: Are they effective and why? In Stephens MAP, et al. Stress and coping in later-life families. New York: Hemisphere Publishing Co., 1990; 241-65.
- 5) Cohen CA, Gold DP, Shulman KI, et al. Positive aspects in caregiving: An overlooked variable in research. *Canadian Journal on Aging* 1994; 13: 378-91.
- 6) Kinney JM, Stephens MA. Hassles and uplifts of giving care to a family member with dementia. *Psychology and aging* 1989; 4: 402-8.
- 7) Lawton MP, Kleban MH, Moss M, et al. Measuring caregiving appraisal. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences* 1989; 44: 61-71.
- 8) Motenko AK. The frustrations, gratifications, and well-being of dementia caregivers. *The Gerontologist* 1989; 29: 166-72.
- 9) Picot SJF, Youngblut J, Zeller R. Development and testing of a measure of perceived caregiver reward in adults. *Journal of Nursing Measurement* 1997; 5: 33-52.
- 10) Pruchno RA, Michaels JE, Potashnik SL. Predictors of Institutionalization among Alzheimer disease victims with caregiving spouses. *Journal of Gerontology: Social Sciences* 1990; 45: 259-66.
- 11) Albert SM. Psychometric investigation of a belief system: Caregiving to the chronically ill parent. *Social Science Medicine* 1992; 35: 699-709.
- 12) Brody EM, Litvin SJ, Hoffman C, et al. Differential effects of daughters' marital status on their parent care experiences. *The Gerontologist* 1992; 32: 58-67.
- 13) Kramer BJ. Differential predictors of strain and gain among husbands caring for wives with dementia. *The Gerontologist* 1997; 37: 239-49.
- 14) Lawton MP, Rajagopal D, Brody E, et al. The dynamics of caregiving for a demented elder among black and white families. *Journal of Gerontology: Social Sciences* 1992; 47: 156-64.
- 15) Talkington BS, Snyder D. Assessing impact on family caregivers to Alzheimer's disease patients. *The American Journal of Family Therapy* 1994; 22: 57-66.
- 16) Kramer BJ. Gain in the caregiving experience: Where are we? What next? *The Gerontologist* 1997; 37: 218-32.
- 17) Tarlow BJ, Wisniewski SR, Belle SH, et al. Positive aspects of caregiving: Contribution of the PEACH project to the development of new measures for Alzheimer's caregiving. *Research on Aging* 2004; 26: 429-53.
- 18) 安部幸志. 介護マスタリーの構造と精神的健康に与える影響. *健康心理学研究* 2002; 15(2): 12-20.
- 19) 齊藤恵美子, 國崎ちはる, 金川克子. 家族介護者の介護に対する肯定的側面と継続意向に関する検討. *日本公衆衛生雑誌* 2001; 48: 180-9.
- 20) 櫻井成美. 介護肯定感をもつ負担軽減効果. *心理学研究* 1999; 70: 203-10.
- 21) 陶山啓子, 河野理恵, 河野保子. 家族介護者の介護肯定感の形成に関する要因分析. *老年社会科学* 2004; 25: 461-70.
- 22) 山本則子, 石垣和子, 国吉緑, 他. 高齢者の家族における肯定的認識と生活の質 (QOL), 生きがい感および介護継続意思との関連: 続柄別の検討. *日本公衆衛生雑誌* 2002; 49: 660-71.